

COMPORTAMIENTO DEL PRECIO Y VOLATILIDAD EN EL POOL ELÉCTRICO ESPAÑOL^{*}

Ángel León y Antonio Rubia^{}**

WP-EC 2001-04

Correspondencia a A. León: Universidad de Alicante. Depto. de Economía Financiera. Carreterra San Vicente, s/n. 03690 San Vicente del Raspeig (Alicante). Tel.: +34 96 590 36 21 / E-mail: aleon@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Marzo 2001

Depósito Legal: V-895-2001

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

^{*} Los autores desean agradecer a Alfonso Novales y a Julián López Milla sus valiosas observaciones y provechosos comentario. Los autores agradecen también al apoyo del Ivie. El contenido de este artículo es responsabilidad exclusiva de los autores. Los contrastes de raíces unitarias estacionales utilizados en el artículo, programados como funciones de MATLAB 5.3., están disponibles bajo petición a los autores.

^{**} Universidad de Alicante.

COMPORTAMIENTO DEL PRECIO Y VOLATILIDAD EN EL POOL ELÉCTRICO ESPAÑOL

Ángel León y Antonio Rubia

RESUMEN

La finalidad del presente trabajo consiste en describir, analizar y modelizar la dinámica seguida por la serie de precios diarios y la de su volatilidad en el Mercado Diario de electricidad en España. El artículo describe las principales características del sector tras el proceso de liberalización, haciendo hincapié en diversos factores que condicionan la evolución observada del precio, como la estacionalidad de la demanda, la fuerte concentración horizontal del sector o el cobro de los costes de transición a la competencia. La serie analizada toma como referencia el precio medio diario que equilibra oferta y demanda en el mercado diario spot de electricidad desde enero de 1998, comienzo del mercado, hasta finales de 2000. La evidencia obtenida permite concluir la existencia de un patrón estacional semanal estocástico no estacionario en la serie, que se traduce en la inestabilidad del precio, y en la presencia de volatilidad condicional asimétrica. La inestabilidad en el precio podría estar originada por el continuo proceso de cambio normativo y el insuficiente funcionamiento competitivo del reciente mercado durante el periodo analizado.

Palabras clave: Sector eléctrico, contraste HEGY, CTCs, raíces unitarias estacionales, GARCH

Clasificación JEL: C12, C22, G10, L94, Q40.

ABSTRACT

The aim of this paper consists of describing, analysing and modelling the dynamic of daily price series and its volatility in the Spanish Wholesale Electricity Market. The article describes the main characteristics of the sector after the deregulation process and the factors that establish the behaviour of the observed prices, like seasonality in electricity demand, horizontal concentration in power supply and the so-called competition transition costs. The series analysed is based on the average system price that balances supply and demand in the Electricity Daily Market over the period January 1998 to October 2000. We have obtained evidence of asymmetric conditional volatility as well as a weekly seasonal non-stationary stochastic pattern in price. The later implies instability and, therefore, the absence of mean reversion in price, which could be due to the continuous changes in electricity market rules and the poor competitive performance of the electricity pool in the sample period.

Keywords: Electric sector, HEGY test, CTCs, seasonal unit roots, GARCH

JEL Classification: C12, C22, G10, L94, Q40.

1. Introducción

El fenómeno de liberalización del sector eléctrico viene produciéndose desde comienzos de la década pasada en numerosos países. Entre sus numerosas consecuencias puede destacarse que la electricidad ha pasado a ser intercambiada como un *commodity* más en un mercado propio regido por principios competitivos. Sin embargo, entre todos los *commodities*, la electricidad es la más problemática debido a su naturaleza no almacenable. La incapacidad de recurrir a *stocks* para hacer frente a las fluctuaciones imprevistas de la demanda, descarta el intercambio de electricidad entre distintos momentos del tiempo y es responsable en última instancia del comportamiento complejo y volátil que muestra su precio.

La liberalización efectiva del sector eléctrico en España comenzó el 1 de enero de 1998 mediante la entrada en vigor de la Ley del Sector Eléctrico 54/1997, de 27 de diciembre. Esta ley constituye una profunda reforma, con grandes repercusiones sobre la organización de la industria y sobre todos los agentes que intervienen en el sector. En el ámbito de la Comunidad Europea, se ha impulsado este tipo de iniciativas mediante un marco legal común (Directiva 96/92/CE), cuyo principal efecto ha sido el inicio del proceso de apertura de mercados en la mayoría de los países miembros desde 1999, conformando el proyecto de un Mercado Interior Europeo de Electricidad. Las consecuencias más importantes que la Ley del Sector Eléctrico ha tenido en España son la progresiva desintegración vertical del sector, la introducción de la competencia en las actividades de generación y comercialización, la aparición de un mercado de electricidad regido por principios de competencia como referencia fundamental para establecer el precio de electricidad (*pool* eléctrico) y, por último, la progresiva liberalización del consumo, permitiendo a los consumidores finales tener libertad de elección para el abastecimiento de sus necesidades de energía eléctrica.

Bajo el nuevo contexto normativo, los agentes pueden gestionar el riesgo de la volatilidad del precio mediante contratos financieros derivados que tienen como subyacente el precio de la electricidad, al igual que en los mercados financieros y de *commodities*, y que no representan obligación de consumo o entrega física de electricidad. Este tipo de contratos se ha implementado de forma altamente organizada y con gran éxito en otros mercados de electricidad, como por ejemplo, el mercado *Nord Pool* de los países escandinavos, donde se negocian futuros (*Eltermin*) y opciones (*Eloption*). En España, sólo existe de momento un mercado OTC donde se negocian contratos derivados *swaps*, pero existen varias propuestas para consolidar un mercado organizado de futuros sobre la electricidad.

Dado que el proceso de liberalización es un fenómeno novedoso, existe muy poca literatura previa que aborde el análisis de la dinámica de la serie de precios de la electricidad o

que analice empíricamente el comportamiento de la volatilidad, aunque existe un gran interés tanto desde el mundo académico como desde el propio mercado por las nuevas posibilidades que ofrece esta cuestión. El objetivo de este trabajo consiste en **modelizar el comportamiento estocástico en tiempo discreto del precio diario *spot* y analizar su volatilidad**. Esta serie se ha generado en el Mercado Diario de electricidad español durante el periodo comprendido entre el 1 de enero de 1998, fecha de comienzo del *pool*, hasta el 31 de octubre de 2000.

La mayor parte de la literatura previa concerniente a este tema se ha centrado en la modelización en tiempo continuo del proceso estocástico del precio *spot*, con la finalidad de definir modelos que permitan realizar valoraciones de los activos derivados de la electricidad. Estos modelos reconocen algunas de las propiedades que muestra el comportamiento del precio, como la estacionalidad, la presencia de saltos ocasionales en el nivel del precio (*spikes*) o el comportamiento de reversión a la media. Lucia y Schwartz (2000) asumen que el comportamiento estocástico del precio se define mediante el modelo Ornstein-Uhlenbeck, reconociendo explícitamente la presencia de estacionalidad en la media a la que revierte el proceso mediante variables deterministas. Deng (2000) tiene en cuenta todas las características mencionadas anteriormente, a excepción de la estacionalidad, representando el precio mediante procesos de difusión con salto y reversión a la media con volatilidad estocástica; con la finalidad de valorar diversos tipos de contratos derivados (futuros, opciones call, opciones call-spread, etc.) mediante expresiones más complejas que en el caso anterior.

El principal inconveniente de estos planteamientos es su relativa falta de flexibilidad y el alcance poco realista de las repercusiones que tienen sobre la serie observada los supuestos teóricos realizados desde el tiempo continuo. Así, por ejemplo, en el trabajo de Lucia y Schwartz (2000) no se reconoce el hecho de que la serie de precios pueda tener volatilidad heterocedástica, lo que es completamente irrealista, y además el supuesto implícito de estacionalidad determinista es demasiado restrictivo, pues la estacionalidad en este tipo de mercados es más complicada y contiene términos estocásticos. Los modelos utilizados en Deng (2000) aunque aproximan razonablemente bien ciertos aspectos del comportamiento del precio, no modelizan la estacionalidad, generándose sesgos. Dada la complejidad de la serie de electricidad, es un reto de considerable dificultad determinar un modelo de comportamiento estocástico en tiempo continuo que capte adecuadamente la dinámica de la variable subyacente y permita realizar valoraciones insesgadas de los activos derivados. El análisis de la serie de precios y de su volatilidad realizado desde la perspectiva del tiempo discreto, presenta la ventaja comparativa de ofrecer un análisis mucho más flexible y realista, pues no está basado en supuestos iniciales. Esto permite modelizar directamente el comportamiento observado del precio y reconocer explícitamente las principales características y factores que han determinado su dinámica y su volatilidad a lo largo del

periodo de tiempo considerado. Además, el tipo de modelización en tiempo discreto analizado en este trabajo puede ser útil en la selección del modelo estocástico en tiempo continuo cuya discretización sea la observada, aplicando la metodología ARMA en tiempo continuo (CARMA) descrita, entre otros, en Brockwell (1995), Chambers (1999) y Brockwell y Brockwell (1999).

En la siguiente sección se describe las principales características del sector eléctrico en España tras la Ley 54/97, como su organización, composición o el funcionamiento del mercado eléctrico, con la finalidad de facilitar la comprensión del contexto y la problemática que subyace en la formación del precio. En la tercera sección se describen los datos utilizados en el análisis y la evolución de la serie de precios a lo largo del periodo considerado, destacando las principales características de la electricidad y los factores que han condicionado el precio. En la sección cuarta y quinta se analizan respectivamente la estacionariedad de la serie mediante contrastes de raíces unitarias y mediante contrastes de raíces unitarias estacionales, dada la fuerte persistencia estacional que muestra la serie. En el quinto apartado se presenta además la extensión del contraste de raíces unitarias estacionales de Hylleberg et al (1990) para el caso de estacionalidad semanal, necesario para aplicar la metodología de este análisis sobre la serie de precios de electricidad. En el apartado seis, partiendo de la evidencia obtenida en los apartados anteriores, se ajusta un modelo de serie temporal mediante la metodología ARIMA, aproximando simultáneamente el comportamiento de la volatilidad mediante los modelos de la familia GARCH. Finalmente, las principales conclusiones de este trabajo se resumen en la sección séptima.

2. Principales características del sector eléctrico tras la liberalización

En este apartado se describe de forma concisa las principales características del sector eléctrico tras el proceso de liberalización, necesarias para comprender adecuadamente la evolución del precio en el mercado eléctrico. Una descripción más detallada del proceso de desregulación en España y de otros temas relacionados está más allá del alcance de este trabajo, pudiéndose encontrar una excelente revisión en López Milla (1999) o Millán (1999).

La Ley 54/97 separó las actividades del ciclo productivo en generación, transporte, distribución y comercialización¹, previendo la incompatibilidad en el ejercicio de una actividad regulada (transporte y distribución) con cualquier otra actividad. De esta forma, se ha conseguido una relativa desintegración vertical, pues no se permite que una misma sociedad pueda ejercer simultáneamente las actividades de generación y distribución a partir de finales de 2000, como se había venido realizando hasta el momento, pero sí se permite que empresas diferentes que pertenecen al mismo grupo empresarial puedan desempeñar por separado dichas actividades.

La producción de energía eléctrica se determina mediante las aportaciones que hacen al sistema las empresas generadoras, los agentes externos que realizan importaciones al sistema y los autogeneradores, que son personas (físicas o jurídicas) que venden sus excedentes de energía bajo un régimen jurídico especial. La responsabilidad de la gestión técnica de la red es desempeñada por el Operador del Sistema (Red Eléctrica Española, REE) en un contexto de monopolio regulado, siendo al mismo tiempo el propietario de la mayor parte del sistema de redes eléctricas. Los consumidores se dividen entre consumidores a tarifa, que realizan sus compras pagando una tarifa fija establecida legalmente, y los consumidores cualificados, que pueden elegir la forma en la que se realiza su suministro y negociar su precio. La consideración de consumidor cualificado se establece en función de un umbral mínimo de suministro que ha ido variando desde el comienzo del mercado, pasando progresivamente de los 15GWh/año (15 giga-watios por hora al año), durante 1998, a un suministro a tensión mayor de 1KV (mil voltios) para el período que comenzó a partir de julio de 2000. Recientemente, se aprobó un paquete de medidas de liberalización (Real Decreto-Ley 6/2000 de 23 de junio) que establecía la condición de cualificado para todos los consumidores a partir de enero de 2003, adelantando el calendario previsto por la Ley 54/97.

El mercado de electricidad se compone de un segmento minorista (donde se celebran libremente contratos bilaterales entre consumidores cualificados y empresas comercializadoras) y de un segmento mayorista, compuesto a su vez de un mercado organizado *spot*, denominado Mercado Diario, y de un mercado de ajustes denominado Mercado Intradiario. La finalidad de este último es proporcionar un mecanismo adicional para que los agentes puedan establecer ajustes en sus programas de producción y consumo entre el momento de cierre del Mercado Diario y el momento de entrega. El mercado cuenta también con una sección encargada de los procesos de operación técnica, el Mercado de Servicios

¹ La actividad de generación consiste en la producción de electricidad. Transporte es la actividad de canalización de la energía producida a través de redes de alta tensión. La distribución es la actividad de transporte a través de redes de mediana y baja potencia y, temporalmente, el suministro a los consumidores sujetos a tarifa. Finalmente, la comercialización es una nueva actividad establecida mediante la Ley 54/97 que consiste en el suministro a los consumidores cualificados y a otros comercializadores, pero no a los consumidores sujetos a tarifa.

Complementarios, cuya función es gestionar los servicios que tienen como finalidad garantizar la seguridad y fiabilidad en la entrega de electricidad.

En el mercado mayorista pueden participar como oferentes de energía eléctrica los agentes que configuran la producción, ya comentados anteriormente, mientras que la demanda viene dada por las empresas distribuidoras, las comercializadoras, los consumidores cualificados y los agentes externos que realicen exportaciones del sistema. Cada día, con anterioridad a las 10:00h, los agentes participantes envían al Mercado Diario sus ofertas de compra y venta de energía eléctrica, especificando precios y cantidades² para cada una de las 24 horas del día siguiente³. Considerando agregadamente las cantidades ofertadas y demandadas, se establece el precio de equilibrio o coste marginal de producción para cada hora, y el programa de las centrales generadoras aceptadas por orden meritario para abastecer la demanda. El precio fijado en el Mercado Diario, denominado precio diario, constituye la retribución básica de los productores y se modifica posteriormente para reflejar otro tipo de costes⁴, siendo el precio final resultante (precio de producción) la retribución total de los generadores en el mercado. Las transacciones realizadas en el mercado eléctrico suponen un compromiso en firme de compra o venta de energía, asumiendo el Operador de Mercado (Compañía Operadora del Mercado, S.A.) la responsabilidad de la gestión económica de los contratos bilaterales de entrega física y de las operaciones realizadas en el Mercados Diario.

El proceso de liberalización y de eficiencia de precios es un proceso lento e imperfecto cuyo éxito y alcance depende en buena medida de las condiciones en las que éste se lleva a cabo. En el caso español, no puede hablarse todavía de un mecanismo de formación de precios en competencia perfecta. La estructura de generación está formada por cuatro grandes grupos empresariales (Endesa, Iberdrola, Unión Fenosa e Hidroeléctrica del Cantábrico) con una concentración horizontal mayor que en otros países en los que se ha producido el fenómeno de liberalización. Durante 1998 Endesa tuvo una cuota de mercado próxima al 49%, Iberdrola al 32% y entre las otras dos empresas coparon un 18% (CNSE, 2000), porcentajes que no han variado significativamente desde esa fecha hasta el momento. La composición del parque de generación de estos grupos empresariales está muy diversificada, contando con centrales de generación hidráulica, térmica convencional y generación nuclear.

²Este tipo de ofertas son las más básicas y se denomina ofertas simples. Las ofertas pueden incluir condiciones más complejas, como la indivisibilidad, denominándose entonces ofertas complejas. Las ofertas de venta deben ser necesariamente simples.

³ Alternativamente, los productores, agentes externos y los consumidores cualificados pueden optar por realizar contratos bilaterales de entrega física al margen del mercado, aunque la gestión técnica de estas entregas se hace dentro del Mercado Diario

⁴ Los ajustes realizados en el Mercado Intradiario, la gestión de restricciones técnicas, servicios complementarios y, principalmente, la retribución ligada a la garantía de potencia. Este último concepto representa un pago a los generadores por la potencia instalada, aun cuando ésta no se utilice, y por la disponibilidad de las instalaciones como garantía de respuesta a la demanda.

Además, todos los grupos participan mediante empresas filiales en las actividades de distribución y comercialización, y mantienen importantes vínculos económicos dentro y fuera del sector, de forma que estas empresas tienen poder real para ejercer influencia sobre la evolución de los precios en el Mercado Diario e incentivos para establecer prácticas colusivas.

Esta situación no se ve mejorada por la oferta internacional de los agentes externos, muy limitada por la escasa capacidad de las interconexiones con el sistema europeo a través de Francia y por la reducida participación de los otros países vecinos⁵. Esto impide que puedan producirse grandes aportaciones internacionales al sistema y que las compañías extranjeras puedan ganar cuota de mercado a las empresas nacionales. Los intercambios netos (diferencia entre potencia importada y exportada) muestran saldos positivos que no llegan a suponer más de un 5% de la demanda bruta total del territorio peninsular en términos mensuales, de los que una buena parte corresponden al contrato que mantiene REE y la francesa EDF y que no intervienen en el sistema de fijación de precio del mercado eléctrico (REE, 2000).

Otro fenómeno que ha condicionado la evolución de los precios y que debe resaltarse son los denominados costes de transición a la competencia (CTCs). Este polémico concepto recoge una serie de fondos que permiten compensar a las empresas generadoras por las inversiones que realizaron cuando operaban en el régimen anterior a la Ley 54/97 y que el cambio normativo podría convertir en costes irre recuperables (*stranded costs*). El principal argumento a favor de estas compensaciones es que las empresas no podrían amortizar dichas inversiones en un contexto donde sus nuevos competidores, con mejor tecnología, pueden ofertar precios más bajos. La legislación vigente durante 1998 establecía en un máximo de diez años (hasta el 31 de diciembre de 2007) el período transitorio en el que las empresas podrían percibir CTCs por un importe máximo de 1.988.561 millones de pesetas valorado a 31 de diciembre de 1997. De esta cantidad, 295.272 millones se correspondían con una subvención al consumo de carbón autóctono y financiación de *stock*, mientras que la cantidad restante, 1.693.258 millones⁶, se recuperaría por las principales empresas eléctricas en concepto de retribución fija mediante unos porcentajes de participación⁷ establecidos normativamente e independientes de factores como el funcionamiento del mercado o la producción de cada central. La cuantía de estos fondos y el sistema de liquidación cambió del

⁵ Marruecos es un importador neto de electricidad y Portugal tiene un sector eléctrico relativamente pequeño que no le permite realizar grandes exportaciones.

⁶ Este importe se desglosa a su vez en una asignación general, por importe de 1.354.628 millones, que se reparte según los porcentajes de participación, y una asignación específica por la cantidad restante que se utiliza para financiar situaciones especiales específicas, tales como dificultades financieras especiales o paradas técnicas de larga duración. La cantidad no utilizada bajo este concepto se distribuye de acuerdo con los porcentajes de participación.

⁷ Los porcentajes de participación son los siguientes: Endesa: 51.2%, Iberdrola: 27.10%, Fenosa: 12.90%, Hidroeléctrica del Cantábrico: 5.70% y Elcogás: 3.10%.

denominado procedimiento de diferencias, aplicado durante 1998, al sistema de cobro en el que la mayor parte de los CTCs se perciben mediante el recargo de un tanto por ciento fijo (4.5%) en la tarifa de los consumidores, aplicado hasta el momento. Las implicaciones que ha tenido este concepto y las incertidumbres generadas acerca de su cobro total en la evolución del precio en el *pool* eléctrico son estudiadas con más detalle en el apartado siguiente.

3. Descripción y análisis de los datos

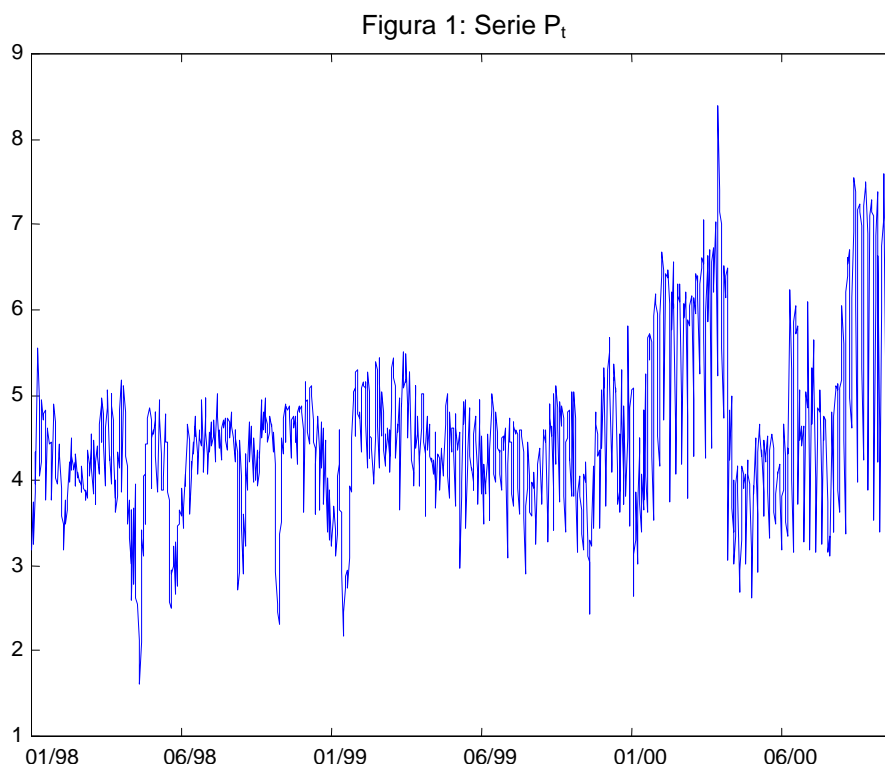
La serie analizada se ha creado a partir de la media aritmética de las 24 series de precios horarios⁸ que son negociadas para cada una de las horas del día siguiente en el Mercado Diario, expresadas en pesetas por kilowatio-hora (Ptas/kWh), durante el periodo de tiempo comprendido entre el 1 de enero de 1998, fecha de inicio del mercado, y el 31 de octubre de 2000, con un total de 1035 observaciones. La media aritmética de los precios horarios del *pool* es tomada habitualmente como subyacente o referente en los contratos derivados sobre electricidad. La serie resultante, que denominaremos P_t , representa el precio medio o coste marginal medio de producción generado en el Mercado Diario y no incluye otros costes adicionales que conforman el precio final pero que no obedecen al equilibrio entre oferta y demanda del mercado, como los costes derivados de la gestión de restricciones, servicios técnicos y pago por garantía de potencia. Reviste interés comentar la evolución de la serie de precios diarios P_t y sus posibles factores explicativos a lo largo del periodo considerado. Además, es interesante analizar los estadísticos descriptivos y las implicaciones que se derivan sobre la serie.

3.1. Evolución del precio medio diario

La principal característica que muestra el precio medio en el Mercado Diario español es un comportamiento heterogéneo durante cada uno de los tres años que componen la muestra, como se observa en la Figura 1. La variabilidad de la serie de precios guarda relación con los factores que configuran la oferta y la demanda en cualquier mercado de electricidad competitivo, como por ejemplo, las variaciones de la temperatura a lo largo del año, la actividad económica o las condiciones meteorológicas que determinan las reservas hidráulicas. Sin embargo, en el caso del mercado español también guarda una relación muy

⁸ Los datos han sido tomados de la página *web* de la Compañía Operadora del Mercado Español de Electricidad, S.A., <http://www.mercaelectrico.comel.es>.

importante con factores que tienen su origen en el reciente cambio de regulación, como el progresivo acceso de consumidores finales al mercado de electricidad y las expectativas de cobro por parte de las principales empresas eléctricas de los costes de transición a la competencia, que condicionan el volumen de ingresos totales de la actividad de generación.



Durante 1998 pueden verse picos ocasionales en el precio que conducen a bajos niveles durante algunos de los meses de este año. Este comportamiento se ha asociado a episodios de guerras de precios (CNSE, 2000) entre las dos compañías eléctricas más importantes, en un intento de hacerse con la cuota de mercado óptima como parte de la estrategia necesaria para maximizar el ingreso total procedente del mercado y del cobro de CTCs, dado el sistema de liquidación⁹ establecido durante 1998. En este sentido, téngase en cuenta que con un precio por debajo de las 3 Ptas/kWh la mayor parte de las centrales de generación térmicas convencionales no recuperan costes de producción.

⁹ La forma de liquidación de los CTCs se fijó para 1998 como la diferencia entre el total de ingresos recibido de los consumidores y usuarios de las redes y todos los costes de suministro, de los que el precio de aprovisionamiento en el mercado mayorista es la variable más relevante. De la cantidad resultante, la retribución fija bruta ascendió a 105.835 millones de ptas. Dado el método de reparto basado en porcentajes fijos, la estrategia óptima para cada empresa consistiría en aproximar su cuota de mercado al porcentaje de participación sobre los CTCs (CNSE, 2000; Federico y Whitmore, 1999).

Asimismo, el importe total a cobrar de los CTCs por cada empresa se minoraba en la cantidad que excediese de aplicar un precio medio a sus ventas de 6 Ptas/kWh, actuando claramente esta cantidad como un límite implícito de precios, pues un precio mayor en el Mercado Diario no se traduciría a partir de este nivel en un mayor beneficio total. Puede observarse que durante 1998 y la mayor parte de 1999, el precio negociado en el Mercado Diario fue lo suficientemente bajo como para que el precio medio final se aproximase a las 6 Ptas/kWh. Si tenemos en cuenta que el pago por garantía de potencia, la otra magnitud que junto con el precio del mercado diario determina fundamentalmente el precio final, fue durante 1998 de 1.3 Ptas/kWh, no resulta demasiado sorprendente que la media anual de P_t durante 1998 fuese de 4.27 y el precio final medio de 5.81. La implicación intuitiva es que las principales empresas podrían haber fijado estrategias de cara a ajustar precios máximos (CNSE, 2000), de manera que ello les permitiese sacar la máxima ventaja económica del sistema de compensaciones establecido.

El mercado no habría mostrado, por tanto, un comportamiento completamente competitivo, sino el resultante de un oligopolio en un contexto de mercado intervenido. Ejemplos de la interacción que podría darse en esta coyuntura entre las dos empresas con mayor poder y la forma en que ello condicionaría el precio se han plasmado en Ocaña y Romero (1998) y Federico y Whitmore (1999). La Comisión Nacional del Sector Eléctrico (CNSE), el órgano responsable de velar por el correcto funcionamiento del mercado, registró “incidentes anómalos” durante 1998 en los que las dos principales empresas podrían haber ejercido poder de mercado aprovechando su posición dominante en situaciones de congestión del sistema (CNSE, 1999a, 1999b).

El sistema de liquidación de los CTCs cambió a partir de enero de 1999, de modo que la mayor parte se pasaba a percibir mediante un porcentaje fijo (4.5%) sobre la tarifa que soportan los consumidores. El nuevo sistema formaba parte de un acuerdo entre el Gobierno español y las empresas eléctricas que reducía la cuantía máxima de los fondos a percibir pero reconocía al mismo tiempo el derecho formal de las empresas eléctricas a cobrar CTCs valorados en casi 1.3 billones de pesetas, pudiéndose transmitirse a terceros mediante titulización la mayor parte de esta cantidad¹⁰. Entre las consecuencias de este nuevo sistema, cabe señalar que no se volvieron a observar episodios de guerras de precios durante 1999 y 2000. La evolución del precio durante 1999 está condicionada porque ese año fue muy seco, lo que provocó un descenso de la producción hidroeléctrica con respecto al año anterior y un

¹⁰ La cantidad pendiente de pago por CTCs a comienzos de 1999 se dividía en tres partes. La cantidad máxima a cobrar en concepto de incentivos al consumo autóctono de carbón no variaba con respecto al sistema anterior. De la cantidad máxima restante, en concepto de retribución fija, un 20% (322.056 millones de ptas.) se liquidaría por el sistema de diferencias que se aplicó durante 1998, con el límite implícito de 6 Ptas. Del 80% restante, las empresas eléctricas renunciaban definitivamente a un 20%, que se daba por perdido, y la cantidad restante (1.030.578 millones) es la que se percibiría mediante el recargo en la tarifa y podría ser titulizada.

aumento de la producción térmica, con mayores costes, justificando el ligero incremento del precio medio durante este año (REE, 2000).

La Comisión Europea (CE) puso en tela de juicio durante 1999 el sistema de compensaciones de los CTCs y su cuantía, calificándolas como ayudas de estado en España y en otros cinco países de la Unión Europea y supeditando su concesión legal a la aprobación formal de la CE. Paradójicamente, esto no ha impedido que las empresas eléctricas hayan venido cobrando CTCs mediante el sistema de tarifa desde enero de 1999, aunque sí ha impedido la titulización de los CTCs y ha sembrado de incertidumbre el cobro futuro de las cantidades pendientes de pago. La CE, a la fecha de elaboración de este trabajo, todavía no se ha pronunciado definitivamente sobre la legalidad de los CTCs, pero existen grandes dudas acerca de la continuidad de este sistema de compensaciones que han forzado a la revisión del sistema de cobros de CTCs y al restablecimiento del método de liquidación por diferencias.

El precio en el Mercado Diario subió durante los tres primeros meses de 2000 de manera espectacular con respecto a los niveles en esos mismos meses durante los años anteriores, rompiendo todas las expectativas y sin que este incremento pueda explicarse completamente a través del aumento de demanda o a través de un uso intensivo de las centrales térmicas de producción, pues no se aprecian variaciones significativas en la composición relativa de la producción con respecto a los meses del año anterior (ver Tabla 1). En cambio, este fuerte incremento del precio podría encontrar una explicación plausible en el empeoramiento de las expectativas de cobro futuro de los CTCs por parte de las empresas eléctricas y como medida de presión al Gobierno. La drástica disminución en el precio que se observa durante marzo de 2000, desde los elevados niveles que mostraba la serie hasta un nivel de casi 3 Ptas/kWh, se produjo en el 16 de marzo de 2000, en la misma fecha que se dio a conocer el informe técnico de la CE elaborado por una consultora independiente que consideraba aceptable, sin condiciones, el pago de los 1.3 billones de ptas. en concepto de CTCs a las empresas eléctricas españolas (Expansión, 17/03/00). La decisión final quedaba pendiente de ser tomada por el Comisario Europeo de la Competencia, y aunque debería estar basada en el informe, éste no tenía carácter vinculante.

Tabla 1.
Composición Relativa de la Producción Peninsular

Porcentajes relativos (expresados en tanto por ciento) de la producción de energía eléctrica en términos mensuales. Cada cifra se ha calculado dividiendo la producción generada en cada sistema (energía hidráulica, nuclear, etc) por el volumen total producido por las empresas generadoras en cada mes. No se han tenido en cuenta, por tanto, las aportaciones netas al sistema de los agentes externos ni las aportaciones de las empresas pertenecientes al régimen especial, que en conjunto y por término medio suponen aproximadamente un 15% de la demanda bruta en cada periodo.

Fuente de datos: Red Eléctrica Española (a fecha de elaboración de este trabajo no se encuentran disponibles los datos referentes al mes de octubre que componen la muestra analizada).

Elaboración: propia.

Energía	ene-98	feb-98	mar-98	abr-98	may-98	jun-98	jul-98	ago-98	sep-98	oct-98	nov-98	dic-98
Hidro	43.58	32.64	20.61	28.62	33.21	26.63	19.03	17.78	14.62	15.63	11.88	10.19
Nuclear	38.67	42.73	37.7	37.83	41.44	41.62	41.09	46.03	37.30	35.76	36.51	36.25
Carbón	22.65	28.30	45.33	38.64	29.99	34.67	42.06	39.02	48.41	51.43	49.94	49.30
Gas Nat.	0.55	0.76	0.97	0.34	0.33	1.54	1.89	2.89	3.25	1.57	1.86	2.92
Fuel-oil	0.03	0.19	0.42	0.18	0.00	0.22	1.85	1.55	2.71	1.81	6.41	9.50

Energía	ene-99	feb-99	mar-99	abr-99	may-99	jun-99	jul-99	ago-99	sep-99	oct-99	nov-99	dic-99
Hidro	10.44	10.57	14.50	17.96	22.59	19.09	14.00	12.00	12.39	14.83	20.45	19.73
Nuclear	38.56	32.21	32.49	32.44	42.92	37.70	35.43	44.05	38.11	42.71	41.13	39.59
Carbón	47.90	49.27	50.56	51.19	39.18	44.65	48.31	45.11	52.12	49.86	41.71	42.62
Gas Nat.	2.77	2.58	1.58	0.08	0.21	1.65	3.25	2.87	2.82	1.30	1.96	2.39
Fuel-oil	8.51	12.77	7.25	4.81	1.28	2.93	5.42	3.07	2.17	0.14	1.47	2.83

Energía	ene-00	feb-00	mar-00	abr-00	may-00	jun-00	jul-00	ago-00	sep-00
Hidro	16.58	12.13	11.41	17.88	26.49	16.57	12.31	12.99	13.66
Nuclear	36.95	40.45	37.65	37.94	40.31	39.88	39.53	38.84	30.65
Carbón	45.69	50.61	49.67	46.87	41.16	45.41	48.75	49.11	51.13
Gas Nat.	2.52	2.31	5.20	1.04	0.54	2.18	2.59	2.99	5.30
Fuel-oil	5.18	1.73	3.58	5.16	0.97	3.12	4.19	2.94	5.93

El precio se mantuvo en bajos niveles durante los meses de abril y mayo, aumentando de nuevo durante el último semestre del año. A finales de mayo, se dio a conocer una sentencia del Tribunal de Defensa de la Competencia (TDC) español, referente al intento de adquisición de Hidroeléctrica del Cantábrico por parte de Unión Fenosa, que ponía de manifiesto la situación precaria de competencia existente en el mercado de electricidad español (TDC, 2000). En el mes de junio, se aprobó el Real Decreto-Ley 6/2000 de 23 de junio de medidas urgentes de intensificación de la competencia, que suponía un duro golpe para los ingresos esperados de las compañías¹¹. Puede observarse en la Figura 1 que el precio en el Mercado Diario se volvió más inestable en este periodo, sobrepasando de nuevo las 6 Ptas. en menos de una semana tras la elaboración de este Decreto, teniendo lugar el pico que se observa el 29 de junio. La expectativa de cobro futuro de CTCs tomó aún peor cariz para las empresas generadoras cuando a mediados de septiembre la CE anunció su intención de abrir un procedimiento de infracción a España debido a la conducta inadecuada del gobierno español con relación a los CTCs. Durante los meses de septiembre y octubre, que componen el tramo final de la serie analizada, el precio de la electricidad volvió a dispararse en mayor medida que en los meses anteriores, sobrepasando claramente las 7 Ptas. De nuevo, no se observan grandes diferencias (ver Tabla 1) en la composición del parque de generación utilizado para abastecer la demanda durante el mes de septiembre con respecto al año anterior (los datos de la producción de octubre no se encuentran disponibles aún), si bien se produjo un incremento en el coste de los combustibles.

3.2. *Análisis descriptivo de los datos*

Aunque el análisis sobre la serie P_t ofrece una visión directa de la dinámica del precio, esta serie no puede considerarse estacionaria en varianza, puesto que su variabilidad no permanece constante durante todo el periodo considerado. Por ello, el análisis en serie temporal se desarrollará sobre el logaritmo natural de P_t (esto es, sobre la serie $y_t = \ln P_t$), por ser ésta la transformación habitual para conseguir estacionariedad en varianza (Mills, 1993) que preserva las características básicas de la serie original. En la Tabla 2 se muestran los principales estadísticos descriptivos de las series P_t e y_t , y de la serie de rendimientos diarios $\Delta y_t = \ln(P_t / P_{t-1})$.

¹¹ Se aprobaron, entre otras medidas, la limitación al crecimiento de las grandes empresas eléctricas, la disminución del pago por garantía de potencia, el aceleramiento del plazo de liberalización total del consumo para el año 2003 (previsto inicialmente para el 2007) y la obligación de los Operadores de hacer público datos referentes a las capacidades de comercialización.

Tabla 2.
Estadísticos descriptivos

Estadísticos descriptivos de las series que se muestran en la primera fila. El test J-B representa el estadístico (p-valor entre paréntesis) del test de normalidad de Jarque-Bera y $\hat{\rho}_k$ representa la k -ésima autocorrelación muestral de cada serie.

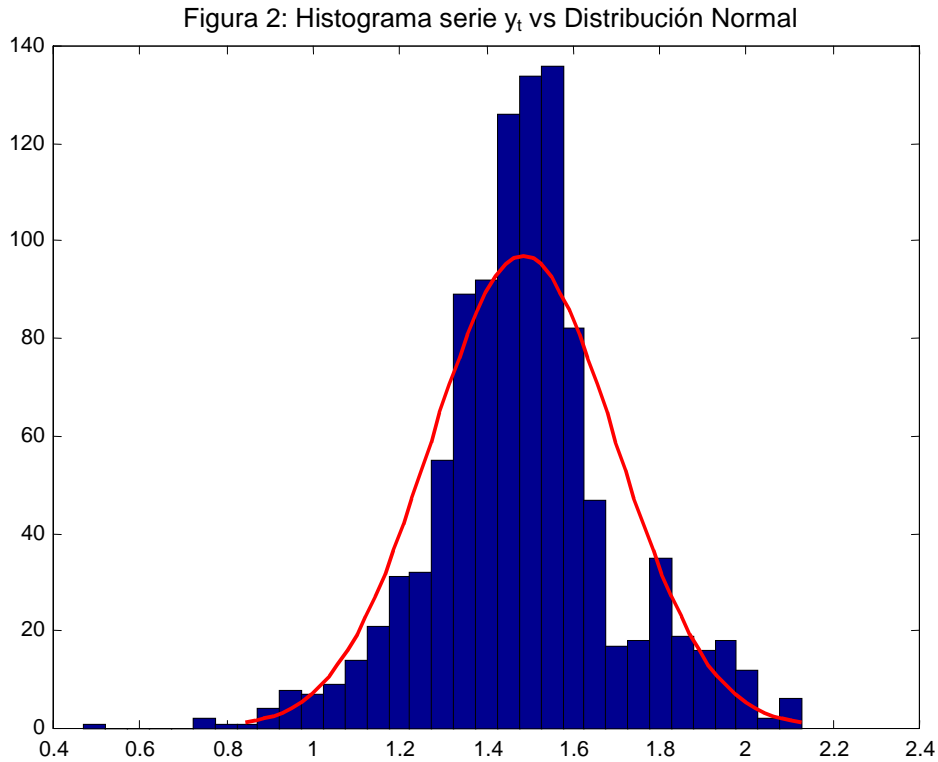
	P_t	y_t	Δy_t
Media	4.52	1.49	0.00
Mediana	4.42	1.49	-0.01
Máximo	8.40	2.13	0.83
Mínimo	1.60	0.47	-0.65
Std. Dev.	0.99	0.21	0.16
Asimetría	0.94	0.00	0.55
Curtosis	4.67	4.22	5.48
J-B Test	271.85(0.00)	64.05(0.00)	317.05(0.00)
$\hat{\rho}_1$	0.74	0.72	-0.18
$\hat{\rho}_2$	0.55	0.54	-0.21
$\hat{\rho}_3$	0.5	0.49	-0.06
$\hat{\rho}_7$	0.7	0.64	0.5
$\hat{\rho}_{14}$	0.56	0.48	0.52
$\hat{\rho}_{21}$	0.46	0.38	0.48
$\hat{\rho}_{28}$	0.38	0.32	0.48
$\hat{\rho}_{35}$	0.32	0.27	0.45
$\hat{\rho}_{70}$	0.16	0.15	0.41

La característica a resaltar en este tipo de análisis es la gran volatilidad del precio durante el periodo considerado, siendo ésta una evidencia presente en las series de precios del mercado eléctrico competitivo de cualquier país. La volatilidad, estimada como la desviación estándar del rendimiento diario, es 0.16, que se traduce en una volatilidad anualizada del 305.7%. El precio máximo (8.40) se produjo en marzo de 2000, y el precio mínimo (1.60), se observó en mayo de 1998, durante un probable episodio de guerra de precios. Las tres series muestran leptocurtosis, es decir, exceso de curtosis con respecto a la distribución normal, con valores estimados para P_t e y_t de 4.67 y 4.22 respectivamente.

El fenómeno de leptocurtosis, también característico de los mercados de electricidad, se asocia generalmente con los saltos dramáticos y completamente imprevisibles (*spikes*) que en ocasiones se producen en el precio de la electricidad. Cuando ocurre este fenómeno, ocasionado normalmente por problemas de carácter técnico en el sistema, el precio se dispara de forma brusca hasta cotas muy altas (bajas) en un determinado momento del día, para volver a reconducirse poco tiempo después hasta el nivel que exhibía antes de producirse el salto. Este tipo de fenómeno no parece estar presente en el mercado español, aunque la serie muestre leptocurtosis. Puede confirmarse de manera muy intuitiva si la leptocurtosis presente en y_t se debe a *spikes* o no, mediante el análisis de la curtosis de Δy_t (Lucia y Schwartz, 2000). El valor de ésta (5.48) es muy similar a la de la serie y_t , sugiriendo que efectivamente el exceso de curtosis no es atribuible al fenómeno de *spikes*. Finalmente, los coeficientes de asimetría positivos de las series P_t e Δy_t confirman la tendencia a que se den con mayor probabilidad valores por encima de la media, llevando en su conjunto a rechazar la hipótesis de normalidad en la distribución de estas series mediante el test de Jarque-Bera. La distribución empírica del precio muestra un evidente distanciamiento de la distribución normal a través de una doble moda, atribuible al incremento de los precios anormalmente alto observado durante el periodo del año 2000 como se muestra en la Figura 2.

La ausencia de normalidad conduce a la valoración errónea de los activos derivados sobre la electricidad a través de modelos que asumen lognormalidad en el precio, como es el caso del conocido modelo de valoración de opciones de Black-Scholes (1973). Además, la serie Δy_t presenta un marcado componente estacional, comentado más adelante, que induce un alto grado de predecibilidad en la variable no previsto bajo los supuestos teóricos del modelo anterior¹². Por otro lado, la presencia de predecibilidad se observa también en el nivel de las series P_t e Δy_t mediante correlaciones significativas no estacionales (ver Tabla 2). La predecibilidad es una característica común del comportamiento en los *commodities* y se ha modelizado generalmente mediante procesos estocásticos de reversión a la media. En el caso de la electricidad, se han utilizado modelos basados en este planteamiento en los trabajos, entre otros, de Schwartz (1997), Pilipovic, (1998) y Lucia y Schwartz (2000).

¹²Bajo los supuestos de este modelo el precio se distribuye lognormal y el rendimientos en desviaciones con respecto a la media, se comporta como ruido blanco. La presencia de correlaciones significativas en Δy_t (Tabla 2) impide aceptar la hipótesis de incorrelación serial para dicha serie.



La estacionalidad que aparece en las series, característica del precio de electricidad, es la asociada a la frecuencia semanal y es claramente visible en la Tabla 1 mediante autocorrelaciones positivas y muy significativas en los retardos múltiples de 7, incluso en el caso de la serie Δy_t . Este tipo de estacionalidad se produce porque la demanda de electricidad disminuye de forma sistemática durante el fin de semana y vuelve a subir durante los días laborables, trasladándose este comportamiento al precio. El análisis de la serie P_t e y_t , condicionadas por día de la semana, muestra mediante el contraste de igualdad de medias (Anova) la aceptación únicamente para el caso de los días laborables (lunes-viernes). La media disminuye durante el sábado y esta disminución es más acusada durante el domingo. La estacionalidad semanal de la serie y_t es mucho más visible a través de la función de autocorrelación (ver Figura 3).

Por otro lado, la demanda de electricidad también tiene un visible comportamiento estacional anual (ver Figura 4), originado básicamente por la ciclicidad de la temperatura a lo largo de las distintas estaciones del año, que también debería trasladarse al comportamiento del precio. Sin embargo, en el caso del mercado español la serie de precios no parece tener este tipo de comportamiento estacional (ver Figura 4). Por ello, no es extraño comprobar que la serie de precios diarios medios no está demasiado correlacionada con la serie de demanda

diaria media, en contra de lo que cabría esperar a priori, situándose la correlación lineal en 50.4% para todo el periodo analizado.

Figura 3: Correlograma de y_t

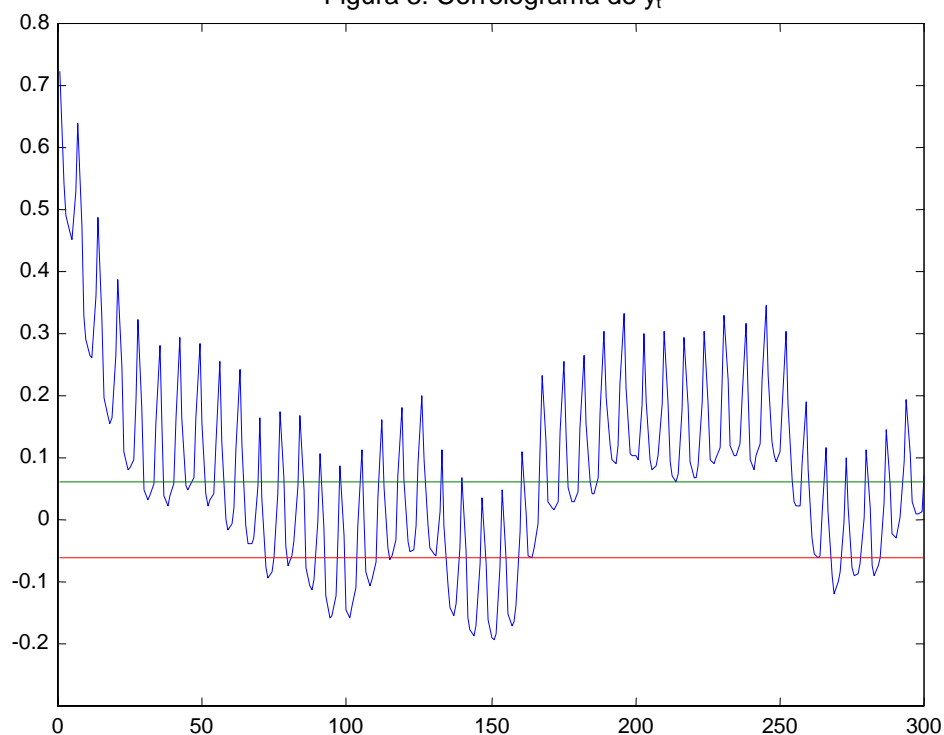
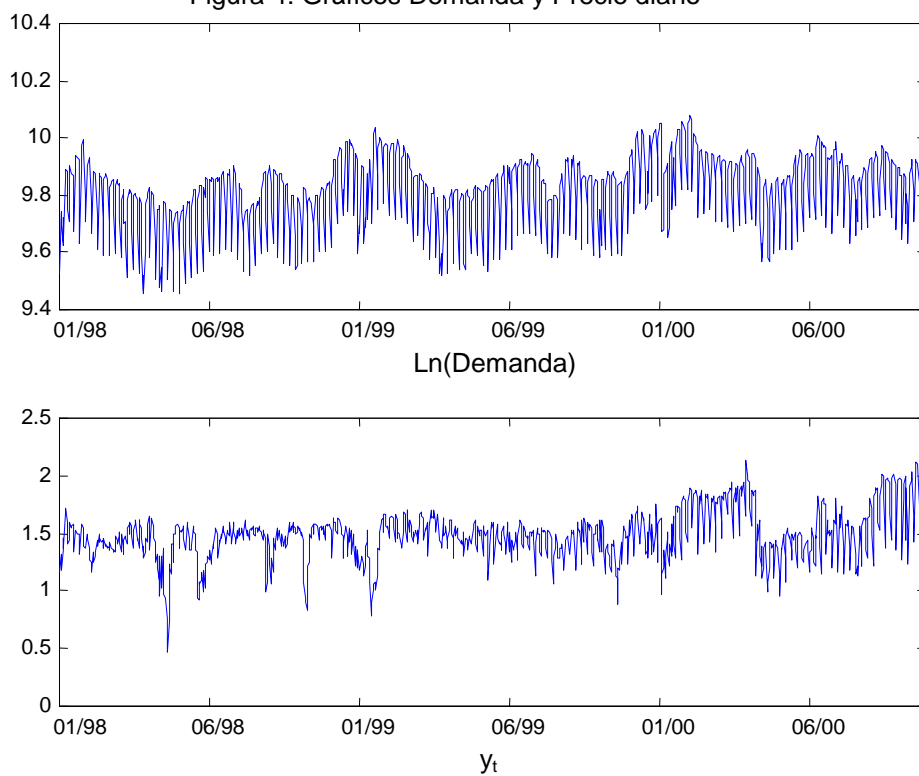


Figura 4: Gráficos Demanda y Precio diario



Hay que resaltar, aunque no se presenta en este trabajo, que la demanda también manifiesta una estructura estacional intradiaria al observar los datos para cada una de las horas, comportamiento que también se traslada al precio horario. Es posible observar claramente en las series intradiarias precios más bajos durante las horas nocturnas, con menor demanda, y mayores precios durante las horas diurnas.

La persistencia que muestran las correlaciones de Figura 3 podría apuntar a la posibilidad de que existan raíces unitarias en alguna de las frecuencias asociadas a la estacionalidad semanal y/o en el nivel de la serie (frecuencia cero). Este aspecto se analiza con más detalle en los siguientes apartados.

4. Contrastes de raíces unitarias

Este apartado analiza la existencia de raíces unitarias en el nivel de la serie y_t mediante algunos de los tests más conocidos: el test aumentado de Dickey-Fuller (1979) (ADF), con hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad, y el test no paramétrico de Kwiatkowski et al (1992) (KPSS), con hipótesis nula de estacionariedad frente a la alternativa de raíz unitaria. La metodología de contraste basada en la doble prueba con hipótesis intercambiadas ayuda a combatir los problemas de potencia y de tamaño que suelen presentar estos tests.

4.1. Contraste ADF

El estadístico de contraste del test ADF es el estadístico de significatividad t de la estimación por MCO del parámetro π en la siguiente regresión auxiliar

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \pi y_{t-1} + \sum_{r=1}^p \phi_r \Delta y_{t-r} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1)$$

asumiendo la hipótesis nula de raíz unitaria ($\pi = 0$) frente a la alternativa unilateral de estacionariedad ($\pi < 0$). La distribución exacta y asintótica del estadístico es no-estándar, pues bajo la hipótesis nula de raíz unitaria no es aplicable la teoría asintótica convencional. Las regiones críticas del estadístico empleadas en el contraste se encuentran en MacKinnon

(1991). Bajo la hipótesis de estacionariedad, es importante especificar si la serie contiene intercepto, intercepto y tendencia o ninguna de las anteriores, porque la distribución del estadístico depende de estos factores.

La metodología del contraste está basada en el supuesto de que el término de error de la regresión anterior (ε_t) es ruido blanco. El componente autorregresivo que aparece en (1.1) y su orden p ($p \geq 0$) se determina de tal forma que el residuo de la regresión sea efectivamente ruido blanco (véase Ng y Perron (1995) para una discusión sobre los métodos de elección de p). La regresión (1.1) no está planteada inicialmente para datos estacionales, es decir, ninguna de las variables que aparece en esta expresión recoge el efecto de la estacionalidad. Por tanto, la omisión de variables relevantes en la regresión genera autocorrelación en la expresión anterior, de modo que ineludiblemente es necesario incluir retardos.

Tabla 3.
Estadísticos ADF

Estadísticos del contraste ADF para distinto número de retardos de la variable dependiente incluidos en la regresión auxiliar; la media determinista de esta regresión se considera sólo con un intercepto (ADF(1)) o con intercepto y tendencia (ADF(2)). La tercera y quinta columna muestran, en cada caso, la significatividad del estadístico portmanteau de Ljung-Box para las primeras 200 correlaciones del residuo de la regresión correspondiente.

Significatividad entre paréntesis: 1% (***), 5% (**), 10% (*)

Retardo	ADF(1)	P-valor Q(200)	ADF(2)	P-valor Q(200)
7	-4.690(***)	0.00	-5.35(***)	0.00
14	-4.21(***)	0.00	-5.03(***)	0.00
21	-3.81(***)	0.04	-4.68(***)	0.03
28	-3.53(***)	0.58	-4.48(***)	0.55
35	-3.05(**)	0.66	-3.97(***)	0.61

En la Tabla 3 se muestra los estadísticos ADF obtenidos a partir de la regresión (1.1) frente a las alternativas en las que la media se define sólo con intercepto o con intercepto y tendencia para diferentes valores de p , que a efectos comparativos se han seleccionado como múltiplos de 7. En esta tabla también se incluyen los estadísticos portmanteau de Ljung-Box de incorrelación, estadístico Q en lo sucesivo, de los residuos de la regresión. La estructura estacional de la serie confirma la necesidad de introducir un número relativamente alto de retardos para corregir la autocorrelación, entre 21 y 28, como muestran los estadísticos Q.

Estos estadísticos pueden servir como referencia para establecer el orden del retardo máximo a incluir en la regresión (1.1) para eliminar retardos a medida que no son significativos (Ng y Perron, 1995), mediante un test de significatividad individual. El resultado es que se seleccionan 28 retardos, aunque un número menor o mayor conduce a la misma conclusión a la que se llega con estos retardos, rechazando con gran evidencia la hipótesis nula de raíz unitaria con independencia de que se incluya tendencia o no.

4.2. Contraste KPSS

El contraste KPSS tiene como hipótesis nula la estacionariedad del proceso frente a la alternativa de raíz unitaria. La elección de la hipótesis nula no debe ser casual, pues sólo es rechazada cuando existe gran evidencia en contra de ella. En principio, lo más razonable sería considerar que la hipótesis de estacionariedad es la adecuada para una serie de precios de electricidad, pues el precio en un mercado competitivo debería mostrar una relación de equilibrio entre oferta y demanda que a largo plazo viene dada por el coste marginal de producción.

La expresión del estadístico de contraste se basa en el multiplicador de Lagrange, esto es:

$$\kappa = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / S^2(h) \quad (1.2)$$

donde T es el tamaño muestral, S_t es la suma acumulativa ($S_t = \sum_{i=1}^t e_i$, $t=1,2,...,T$) de los residuos estimados e_t procedentes de: (i) una regresión de la serie y_t sobre una constante, o de (ii) la regresión de y_t sobre una constante y una tendencia, dependiendo de la forma que se especifica el proceso bajo la hipótesis de estacionariedad, y donde

$$S^2(h) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{k=1}^h \left[1 - k/(h+1)\right] \sum_{t=k+1}^T e_t e_{t-k} \quad (1.3)$$

representa la estimación consistente ante correlación y heterocedasticidad de la varianza del proceso de perturbación por medio de la corrección no paramétrica de Newey y West (1987a) mediante el kernel de Bartlett con factor de truncación h .

La hipótesis nula de estacionariedad es rechazada a favor de la hipótesis alternativa si el estadístico κ excede los valores críticos tabulados en Kwiatkowski et al. (1992, Tabla 1, p.

166). Dado que el estadístico se basa en una estimación robusta de la varianza del proceso ante desviaciones del término de error con respecto del supuesto de ruido blanco, se evita el problema de seleccionar retardos del contraste ADF pero el problema se traslada a la necesidad de determinar adecuadamente el parámetro de truncación de la función kernel. Newey y West (1987a) demuestran que éste puede determinarse consistentemente mediante una función del tamaño muestral con unas condiciones de convergencia determinadas. Estos métodos son discutidos en Schwert (1989) y la elección siguiendo a estos autores se ha determinado definiendo h mediante la expresión $\text{int}[4(T/100)^{1/4}]$, donde $\text{int}[\cdot]$ es la función parte entera.

El estadístico del contraste KPSS aplicado a la serie toma el valor 2.49 si no se considera tendencia (significativo al 1%), y de 0.16 si se incluye tendencia, siendo el test significativo al 5% en este caso. La evidencia obtenida mediante este contraste, muestra que con independencia de la inclusión de tendencia, se rechaza la hipótesis de estacionariedad.

En resumen, si tenemos en cuenta los resultados de la aplicación conjunta de los dos contrastes anteriores, no existe una clara evidencia a favor o en contra de la existencia de una raíz unitaria en la serie y_t , porque ambos contrastes tienden a rechazar simultáneamente sus hipótesis nulas. Este tipo de evidencia ha sido tomado en numerosas ocasiones como justificación de la existencia de estructuras fraccionadas, modelos ARFIMA (Baillie, 1996), en las series. Sin embargo, parece poco razonable que este tipo de comportamiento aparezca en el precio de la electricidad, siendo más probable que la incapacidad de los tests para llegar a una misma conclusión se deba a una incorrecta especificación del auténtico proceso generador de los datos bajo las hipótesis nulas anteriores. Esto podría ser coherente con la existencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales semanales en la serie. En cualquier caso, reviste mucho más interés, tanto desde un punto de vista intuitivo como metodológico, analizar la estacionariedad mediante los contrastes de raíces unitarias estacionales en la medida que reconocen de forma más realista el comportamiento de la serie.

5. Contrastes de raíces unitarias estacionales

Se dice que una serie temporal x_t es *estacionalmente integrada* si se necesita ser filtrada mediante $(1-B^d)$, $d > 1$, para que ésta sea estacionaria (denotamos como B al operador de retardos, de tal forma que $B^j x_t = x_{t-j}$), en cuyo caso x_t tiene d raíces unitarias.

Dado que el filtro $\Delta_d \equiv (1 - B^d)$ se puede factorizar como $(1 - B)S(B)$ con $S(B) \equiv \sum_{j=1}^7 B^{j-1}$, las raíces unitarias se identifican con la frecuencia cero y con las restantes frecuencias estacionales asociadas a cada una de las raíces de $S(B)$. En el caso de estacionalidad semanal para datos de frecuencia diaria, $d=7$, las raíces del polinomio característico $(1 - B^7)$ son $\{1, e^{\pm\omega i}, e^{\pm2\omega i}, e^{\pm3\omega i}\}$, con una única raíz real asociada a la frecuencia cero y tres pares de raíces complejas conjugadas asociadas, respectivamente, a las frecuencias estacionales ω_s , ($\omega = \pm 2\pi / 7$, $s = 1, 2, 3$).

De forma similar al caso del apartado anterior, el análisis se realizará también mediante una doble prueba. En primer lugar, consideraremos el contraste de Hylleberg et al (1990) (HEGY), que asume raíces unitarias bajo la hipótesis nula, frente a la hipótesis de estacionariedad. Este contraste no se encuentra establecido previamente para la frecuencia semanal, siendo una de las contribuciones de este trabajo el desarrollo de la metodología basada en este contraste para este tipo de estacionalidad. Además, dada la compleja estructura estacional que muestra la serie y_t , este contraste se aplica en términos del procedimiento discutido en Psaradakis (1997). Finalmente, la evidencia obtenida anteriormente se complementa con el contraste de Canova y Hansen (1995) (CH), que asume bajo la hipótesis nula la estacionariedad de la serie en las frecuencias estacionales. Hylleberg (1995) defiende el uso combinado de estas dos pruebas para conseguir mayor robustez en los resultados.

5.1. *Contraste de raíces unitarias semanales HEGY*

El contraste HEGY analiza la presencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales y en la frecuencia cero de la serie. A diferencia de los tests estacionales de Hasza y Fuller (1982) (HF) y Dickey, Hasza y Fuller (1984) (DHF), permite contrastar de manera individual la presencia de raíces unitarias en cualquier frecuencia estacional. Los contrastes HF y DHF ofrecen una interpretación dificultosa y ambigua de los resultados, pues el rechazo de la hipótesis nula no puede tomarse como evidencia de que no existan raíces unitarias en cualquier frecuencia, mientras que la aceptación de ésta no ayuda a identificar qué frecuencias pueden estar integradas. Además, HF y DHF son contrastes que padecen de baja potencia y tienen autocorrelación residual en los errores. La mayor flexibilidad del contraste HEGY sobre las otras alternativas ha hecho que éste sea el más utilizado a la hora de contrastar la presencia de raíces unitarias en series estacionales en todo tipo de trabajos empíricos.

La metodología HEGY se encuentra previamente desarrollada para distintos horizontes estacionales, como la estacionalidad trimestral (Hylleberg et al, 1990), bimensual (Franses, 1991a), mensual (Franses, 1991b; Beaulieu y Miron, 1993) y la estacionalidad en intervalos de cinco días (Andrade et al, 1999). Dado que esta metodología no se encuentra desarrollada para la estacionalidad semanal en datos de frecuencia diaria, este trabajo plantea dicha extensión. Por razones de claridad en la exposición, los aspectos técnicos que envuelven la derivación de la forma específica de los regresores en los que se basa el contraste se describen en el Apéndice A.

El contraste asume bajo la hipótesis nula que la serie es integrada estacionalmente, asumiendo que el proceso tiene una raíz unitaria en todas las frecuencias estacionales y en el nivel, frente a la hipótesis de estacionariedad. El contraste se basa en la siguiente regresión auxiliar:

$$\Delta_7 y_t = \alpha + \beta t + \sum_{j=2}^7 \eta_j D_{jt} + \sum_{j=1}^7 \pi_j z_{j,t-1} + \sum_{r=1}^p \phi_r \Delta_7 y_{t-r} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.4)$$

donde las variables D_{jt} representan dummies asociadas a los periodos estacionales y donde cada uno de los regresores $z_{j,t}$ está definido como

$$\begin{aligned} z_{1,t} &= \sum_{j=1}^7 \cos(0j) B^{j-1} y_t = S(B) y_t; \\ z_{2k,t} &= \sum_{j=1}^7 \cos(kj\omega) y_t; \quad z_{2k+1,t} = -\sum_{j=1}^7 \sin(kj\omega) B^{j-1} y_t; \quad k = 1, 2, 3. \end{aligned} \quad (1.5)$$

Obsérvese en primer lugar el gran paralelismo de este contraste con el test ADF. Bajo la hipótesis alternativa, la media de la serie podría contener ahora diversas combinaciones sobre el conjunto de variables deterministas, como intercepto, tendencia, variables dummy estacionales o ninguna de ellas. Además, al igual que en la metodología del contraste ADF, se pueden incluir retardos de la variable dependiente con la finalidad de que el término de perturbación estimado sea lo más parecido posible al ruido blanco, siendo válidos por consiguiente los comentarios de la sección 4.1.

Cada uno de los siete regresores $z_{j,t}$ que aparece en la regresión anterior, se ha generado filtrando la serie original eliminando todas las posibles raíces unitarias salvo la asociada a la frecuencia específica sobre la que se define. Por ejemplo, el regresor $z_{1,t}$ se ha construido filtrando la serie mediante $S(B)$ eliminando así todas las posibles raíces unitarias

estacionales, de modo que la serie resultante sólo puede contener una raíz unitaria en la frecuencia cero. Más aún, la raíz unitaria en la frecuencia cero sólo estará presente en este regresor, porque se elimina mediante el filtrado de los demás regresores. Finalmente, como los regresores son ortogonales por construcción, se puede contrastar la hipótesis de raíz unitaria en una determinada frecuencia mediante la significatividad del parámetro del regresor, (o regresores, si la raíz es compleja) asociados a la frecuencia en cuestión, sin necesidad de asumir nada sobre el resto de frecuencias. Esta flexibilidad permite contrastar una raíz unitaria en una determinada frecuencia con independencia de las restantes.

Aplicando MCO sobre la ecuación (1.4) obtenemos las estimaciones de cada uno de los parámetros π_j . La serie contiene una raíz unitaria en la frecuencia cero si se acepta la hipótesis nula $\pi_1 = 0$ mediante su estadístico de significatividad t , frente a una hipótesis alternativa unilateral ($\pi_1 < 0$) completamente análoga al contraste ADF, pues es efectivamente el contraste de raíz unitaria ADF. El contraste de raíz unitaria en cada frecuencia estacional exige que se acepte simultáneamente la hipótesis conjunta de que los dos estadísticos asociados a la misma frecuencia estacional sean cero, es decir $\pi_{2k} = \pi_{2k+1} = 0$, para $k=1,2,3$, sugiriendo un contraste F de significatividad conjunta de forma que la aceptación implica que la serie contiene las raíces complejas $e^{k\omega i}$ y $e^{-k\omega i}$. Estos estadísticos no tienen distribuciones estándar, por lo que la significatividad debe comprobarse a través de las regiones críticas generadas mediante simulación por el método de Monte Carlo. Las tablas conteniendo estas regiones críticas y el procedimiento seguido para su simulación se encuentran en el Apéndice B.

En la Tabla 4 se presentan los estadísticos del contraste HEGY sobre la serie y_t . Bajo la alternativa, la media incluye intercepto y dummies estacionales o intercepto, tendencia y dummies estacionales. El procedimiento más aconsejable es incluir todos los regresores deterministas porque su omisión en caso de que fuesen relevantes provoca una distorsión mucho mayor que la originada por la posible inclusión no relevante (Beaulieu y Miron, 1993). El procedimiento de selección de p es el mismo que el utilizado en el contraste ADF. El análisis del estadístico Q sobre el residuo de la regresión, para las primeras 200 autocorrelaciones, muestra que es necesario partir de un nivel mínimo de 28 retardos para garantizar la estructura de ruido blanco. Es interesante resaltar que este número es el mismo que el utilizado en el contraste ADF, indicando que la significativa estructura de correlación captada por los retardos no viene determinada exclusivamente por una estructura estacional determinista, pues en ese caso se habría captado con las variables dummy, sino que es más compleja e incluye componentes estocásticos. Los resultados del test, incluyendo 28 retardos, evidencian la presencia de raíces unitarias estacionales en la frecuencia $2\pi/7$. La hipótesis

de raíz unitaria en el resto de frecuencias sólo se rechaza al 1% en la frecuencia $6\pi/7$, rechazándose al 5% para el caso de la frecuencia cero y la frecuencia estacional $4\pi/7$. Los resultados no difieren cualitativamente cuando no se incluye tendencia de cuando ésta es incluida, aunque en el caso de la frecuencia cero se gana significatividad al rechazar el contraste cuando se incluye tendencia.

Tabla 4.
Estadísticos HEGY

Estadísticos del contraste HEGY, para la frecuencia cero y para cada una de las frecuencias estacionales, sobre la serie incluyendo 28 retardos de la variable dependiente en la regresión auxiliar e intercepto y dummies estacionales (HEGY(1)) o intercepto, tendencia y dummies estacionales (HEGY(2)). La última fila muestra el estadístico portmanteau de Ljung-Box de incorrelación sobre las 200 primeras correlaciones en el residuo de la regresión correspondiente (p-valor entre paréntesis). Significatividad entre paréntesis: 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Frecuencia	Estadístico	HEGY(1)	HEGY(2)
0	π_1	-2.81(*)	-3.72(**)
	π_2	-2.29	-2.33
$2\pi/7$	π_3	1.66	-1.65
	π_4	-2.63	-2.65
$4\pi/7$	π_5	2.67(**)	-2.66(**)
	π_6	-5.35(***)	-5.37(***)
$6\pi/7$	π_7	1.31	1.30
$2\pi/7$	$F_{2,3}$	4.04	4.12
$4\pi/7$	$F_{4,5}$	7.06(***)	7.11(**)
$6\pi/7$	$F_{6,7}$	15.23(***)	15.31(***)
Residuo	Q(200)	224.67(0.11)	227.24(0.09)

La estructura estacional que hace necesario la inclusión de un número significativo de retardos tiene su origen en una estructura MA(1) estacional semanal con una raíz cercana a la región de cancelación como se observa al analizar el correlograma correspondiente de $\Delta_7 y_t$. Esto tiene fuertes repercusiones sobre las propiedades de tamaño del contraste, de forma similar a lo que ocurre en el test ADF cuando existe un MA(1) en el proceso generador. La diferencia entre el tamaño nominal y el tamaño real del contraste se reduce si se incluye el

número suficiente de retardos en la regresión auxiliar, pero el sesgo es todavía significativo (Schwert, 1989). Alternativamente, la metodología propuesta por Psaradakis (1997) permite que el tamaño real del contraste HEGY esté razonablemente próximo al nominal en muestras de tamaño grande, aunque tiene la desventaja de ser un procedimiento metodológicamente más complejo y que puede producir reducciones en la potencia del contraste.

5.2. *Procedimiento Prewhitening de Psaradakis*

El procedimiento alternativo de Psaradakis (1997) consiste en filtrar la serie original (*prewhitening*) para eliminar el componente MA estacional presente (véase Apéndice C para una descripción técnica del procedimiento) y posteriormente, aplicar el contraste HEGY sobre la serie filtrada sin necesidad de añadir retardos adicionalmente. Si la serie $\Delta_7 y_t$ presenta además estructura autorregresiva $AR(r)$, como ocurre en el caso que nos ocupa, el procedimiento es más complejo e implica una estimación en dos etapas (ver Apéndice C). En definitiva, la serie filtrada sobre la que se aplica el contraste HEGY, que denotaremos \tilde{y}_t , puede representarse de la siguiente forma:

$$\tilde{y}_t \equiv \left(1 - \sum_{j=1}^r \hat{\phi}_j B^j\right) \hat{\delta}(B) y_t; \quad \hat{\delta}(B) \equiv \left(1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j B^{7j}\right) \quad (1.6)$$

siendo r el orden de la estructura AR estimada y k el orden de la estructura autorregresiva que aproxima el componente MA estacional mediante su representación invertible. El procedimiento en dos etapas es el siguiente:

- [i] En primer lugar, se estima el vector de coeficientes (ϕ_1, \dots, ϕ_r) del proceso $AR(r)$ mediante la regresión de $\Delta_7 y_t$ sobre $(\Delta_7 y_{t-1}, \dots, \Delta_7 y_{t-r})$. La estimación de esta regresión se ha realizado mediante el método generalizado de los momentos (MGM), más eficiente que el método de variables instrumentales, utilizando como instrumentos los retardos de la variable dependiente de orden superior a siete. El número de instrumentos (condiciones de ortogonalidad) se ha obtenido mediante el contraste de validación de restricciones de momentos de Newey y West (1987b). La regresión MGM determinó la existencia de una estructura AR con $r=4$ y se emplearon 14 retardos de la variable dependiente como instrumentos. Hay que señalar que el p-valor asociado al estadístico Q sobre las 6 primeras correlaciones de los residuos de la regresión es 0.184, por tanto, la estimación de la primera etapa ha cumplido satisfactoriamente su objetivo al eliminar la estructura de correlación AR implícita en

$\Delta_7 y_t$. El estadístico Q rechaza la hipótesis de incorrelación cuando se considera un mínimo de siete retardos, debido a la estructura de correlación significativa que induce la estructura MA(1) semanal.

- [ii] El vector de parámetros (ϕ_1, \dots, ϕ_k) , necesario para eliminar el efecto de la estructura MA(1) semanal, se estima regresando los residuos de la regresión de [i] sobre el vector de variables explicativas $(\Delta_7 y_{t-7}, \dots, \Delta_7 y_{t-7k})$ mediante MCO. Una buena forma de determinar el número de retardos estacionales a incluir en la regresión consiste en ir añadiendo retardos estacionales a medida que estos son significativos (Psaradakis, 1997). Mediante este método se verifica que son necesarios hasta 8 retardos estacionales, reflejando la fuerte influencia que la estructura MA(1) estacional tiene sobre la serie original. El p-valor del t-test de significatividad de la variable $\Delta_7 y_{t-7k}$ para $k = 8$ es 0.00, mientras que para $k = 9$ es 0.29.

Una vez obtenida la serie filtrada \tilde{y}_t mediante las estimaciones anteriores, aplicamos el contraste HEGY sobre esta serie. Bajo la hipótesis alternativa, la media se especifica en los mismos términos deterministas que en el apartado anterior. Los estadísticos del contraste se muestran en la Tabla 6, observando la aceptación de la hipótesis de raíz unitaria en todas las frecuencias estacionales y en el nivel de la serie a los niveles de confianza usuales, con independencia de la omisión o no de la variable tendencia. Hay que mencionar que el contraste HEGY se ha realizado sin incluir ningún retardo de la variable dependiente, tal como se preveía en el procedimiento aplicado, pues el p-valor del estadístico Q sobre las 200 primeras autocorrelaciones del residuo de la regresión auxiliar es 0.18 en el caso en el que se incluye tendencia y 0.22 si no se incluye, aceptándose en definitiva la hipótesis de ruido blanco en el residuo.

Este procedimiento corrige las distorsiones en el tamaño del contraste a costa de una posible disminución de la potencia, por lo que el autor recomienda ante una evidencia de aceptación de la hipótesis nula, combinar esta metodología con un contraste de raíces unitarias estacionales que asuma estacionariedad bajo la hipótesis nula, como el contraste CH. Esta es, por tanto, la finalidad del siguiente apartado.

Tabla 5.
Estadísticos HEGY-Psaradakis

Estadísticos del contraste HEGY, para la frecuencia cero y para cada una de las frecuencias estacionales, sobre la serie filtrada mediante el procedimiento de Psaradakis (1995), cuando la regresión auxiliar incluye intercepto y dummies estacionales (HEGY(1)) o intercepto, tendencia y dummies estacionales (HEGY(2)). La última fila muestra el estadístico portmanteau de Ljung-Box de incorrelación sobre las 200 primeras correlaciones en el residuo de la regresión correspondiente (p-valor entre paréntesis).

Significatividad entre paréntesis: 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Frecuencia	Estadístico	HEGY(1)	HEGY(2)
0	π_1	-2.25	-3.03
$2\pi / 7$	π_2	-0.89	-0.90
	π_3	-0.35	-0.33
$4\pi / 7$	π_4	-0.93	-0.94
	π_5	1.90	1.89
$6\pi / 7$	π_6	-2.62	-2.62
	π_7	1.19	1.18
$2\pi / 7$	$F_{2,3}$	0.46	0.46
$4\pi / 7$	$F_{4,5}$	2.23	2.25
$6\pi / 7$	$F_{6,7}$	4.14	4.16
Residuo	Q(200)	214.61(0.22)	218.41(0.18)

5.3. Contraste de Canova-Hansen (CH)

La baja potencia que experimentan los contrastes DHF o HEGY sugiere que en ocasiones la aceptación de la hipótesis nula no pueda interpretarse como una clara evidencia de presencia de raíz estacional en la serie. El test CH de Canova y Hansen (1995) contrasta la hipótesis nula de que el componente estacional de una serie temporal es estacionario mediante la hipótesis de estabilidad en los coeficientes asociados a las variables deterministas¹³ con las que se modeliza su comportamiento estacional. El estadístico CH, al igual que el KPSS del

¹³ El contraste se puede aplicar especificando la estacionalidad mediante variables trigonométricas o mediante variables dummy. En nuestro caso, la primera forma es más conveniente porque permite la comparación de resultados con el test HEGY.

que en realidad es la extensión al caso estacional, está basado en el multiplicador de Lagrange. Bajo la hipótesis nula del contraste, el proceso analizado en este trabajo se puede representar mediante el siguiente modelo de regresión:

$$\Delta y_t = c + f_t' \gamma + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.7)$$

donde Δy_t es la variable dependiente¹⁴, c representa el intercepto del modelo y el componente estacional de la serie se capta mediante los regresores trigonométricos recogidos en el vector f_t , definido como

$$f_t' \equiv [\cos(\omega t), \sin(\omega t), \cos(2\omega t), \sin(2\omega t), \cos(3\omega t), \sin(3\omega t)] \quad (1.8)$$

Bajo la hipótesis alternativa, se asume que los coeficientes de los regresores estacionales varían a lo largo del tiempo siguiendo un proceso de paseo aleatorio, esto es:

$$\begin{aligned} y_t &= c + f_t' \gamma_t + \varepsilon_t \\ \gamma_t &= \gamma_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (1.9)$$

siendo ξ_t un proceso iid con media cero y varianza constante, independiente del proceso ε_t . La estrategia del test CH se basa en analizar la significatividad de la matriz de covarianzas de ξ_t , pues bajo la hipótesis nula su matriz de covarianzas deber ser idénticamente nula. La hipótesis de estabilidad se rechaza para valores grandes del estadístico de contraste:

$$L = T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{F}_t' \Gamma (\Gamma' \hat{\Omega} \Gamma)^{-1} \Gamma' \hat{F}_t \quad (1.10)$$

donde $\hat{F}_t = \sum_{j=1}^t f_j \hat{\varepsilon}_j$, siendo $\hat{\varepsilon}_j$ los residuos MCO de (1.7), Γ es una matriz de orden $6 \times a$ con $1 \leq a \leq 6$. Si queremos contrastar de manera conjunta la raíz unitaria en cada una de las frecuencias estacionales, o sea ωs donde $s = 1, 2, 3$, entonces $a = 6$ y $\Gamma \equiv I_6$. Sin embargo, si queremos realizar un contraste individual de raíz unitaria para una determinada frecuencia

¹⁴ El contraste CH asume que la serie es estacionaria en la frecuencia cero dentro de sus supuestos de partida, por lo que en caso contrario se debe diferenciar tantas veces como sea necesario. En nuestro caso, la evidencia obtenida en las dos secciones anteriores muestra que es necesario diferenciar una vez la serie. La serie diferenciada es estacionaria en la frecuencia cero (los estadísticos se omiten en el texto).

as, entonces $a=2$ y Γ puede ser: $\Gamma \equiv (I_2, \tilde{0}, \tilde{0})$ para $s=1$, $\Gamma \equiv (\tilde{0}, I_2, \tilde{0})$ para $s=2$ y $\Gamma \equiv (\tilde{0}, \tilde{0}, I_2)$ para $s=3$ donde $\tilde{0}$ representa una matriz de ceros de orden 2×2 . La distribución asintótica del estadístico L sigue un proceso generalizado de Von Mises con a grados de libertad¹⁵. Por último, $\hat{\Omega}$ es la estimación consistente ante heterocedasticidad y autocorrelación de la matriz de covarianzas de $f_t \varepsilon_t$ asociada a (1.7), definida como

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \sum_{k=-h}^h w\left(\frac{k}{h}\right) \sum_{t=1}^T f_{t+k} \hat{\varepsilon}_{t+k} f_t' \hat{\varepsilon}_t \quad (1.11)$$

donde $w(\cdot)$ es cualquier función kernel que genere estimaciones de matrices de covarianzas semidefinida positivas. Andrews (1991) muestra que la estimación de la matriz de covarianzas por medio del kernel cuadrático espectral es el que menor error cuadrático medio truncado asintótico presenta entre todas las funciones kernel admisibles. La estimación de $\hat{\Omega}$ se ha realizado mediante este kernel y el valor del parámetro h se ha determinado mediante el mismo criterio empleado en el contraste KPSS (ver Sección 4.2). Un elemento adicional a considerar en la regresión (1.7) es la introducción de retardos de la variable dependiente. Canova y Hansen (1995) defienden que un único retardo ayuda a eliminar la correlación serial y no hay peligro de que afecte a la estructura estacional que puede captar el conjunto de regresores estacionales, aunque esto ha sido discutido por otros autores (Hylleberg, 1995).

Los estadísticos resultantes se muestran en la Tabla 6, observando una fuerte evidencia a favor de la hipótesis alternativa de comportamiento estocástico no estacionario en todas las frecuencias estacionales, independientemente de la inclusión o no del retardo. Este resultado refuerza las conclusiones del contraste HEGY basado en el procedimiento de Psaradakis. En definitiva, puede afirmarse con un elevado grado de evidencia sobre el conjunto de metodologías aplicadas y para el período muestral considerado, que la serie y_t presenta raíces unitarias en todas las frecuencias estacionales y en el nivel de la serie, es decir, es integrada estacionalmente.

¹⁵ Las regiones críticas de esta distribución se encuentran tabuladas para distintos valores de a en el trabajo original de Canova y Hansen (1995).

Tabla 6.
Contraste CH

Estadísticos del contraste CH de estabilidad en cada una de las frecuencias individuales, o conjuntamente (última fila). Los estadísticos se muestran sin incluir retardos de la variable dependiente (CH-0) o incluyendo un único retardo (CH-1), utilizando el kernel cuadrático espectral como corrección no paramétrica.

Significatividad entre paréntesis: 1% (***), 5% (**), 10% (*).

Frecuencia	CH-0	CH-1
$2\pi / 7$	6.35(***)	6.36(***)
$4\pi / 7$	4.52(***)	4.58(***)
$6\pi / 7$	3.11(***)	3.11(***)
Conjunto	7.29(***)	7.32(***)

6. Modelización en serie temporal y análisis de volatilidad

La metodología más utilizada en serie temporal es la modelización ARIMA de Box y Jenkins (1976), empleada para describir el comportamiento en media de series univariantes en multitud de trabajos empíricos. La evolución temporal de la volatilidad del proceso puede aproximarse con los modelos de varianza condicional heterocedástica, que permiten una descripción flexible y realista del comportamiento de esta magnitud frente a la alternativa, en la mayoría de los casos incorrecta, de asumir homocedasticidad condicional a priori. El análisis de la volatilidad es relevante en el mercado de electricidad porque los participantes del mercado que suscriben contratos derivados están expuestos al riesgo financiero generado por la varianza condicional del precio. El valor de este tipo de contratos depende directamente de esta magnitud como puede verse, entre otros, en los trabajos de Taylor, Robinson y Baniak (1997), Ethier y Mount (1998).

Los precedentes de análisis de serie temporal sobre precios eléctricos, en conocimiento de los autores, se encuentran, por un lado, en Ethier y Mount (1998), que estiman una volatilidad discreta bivalente de una cadena de Markov (Hamilton, 1994) sobre datos de varios mercados. Por otro lado, Robinson (2000) ajusta a la serie de logaritmos del precio diario medio del mercado británico un proceso no lineal (Teräsvirta, 1994), basándose en la inestabilidad del precio que Helm y Powell (1992) encontraron previamente el contraste ADF. Entre los inconvenientes de estos trabajos, debe destacarse el tratamiento poco realista de la volatilidad del proceso estimado para la serie.

En definitiva, se trata de ajustar el siguiente modelo lineal de serie temporal mediante la metodología ARIMA:

$$\begin{aligned}\phi(B)\Phi_7(B)\Delta_7 y_t &= \theta(B)\Theta_7(B)h_t^{1/2}\eta_t \\ \eta_t &\sim iid(0,1)\end{aligned}\tag{1.12}$$

donde los polinomios definidos sobre el operador de retardos de (1.12) tienen todas sus raíces fuera del círculo unidad y describen la dinámica de la media de la serie. La perturbación aleatoria del modelo se define en términos del proceso $\varepsilon_t = h_t^{1/2}\eta_t$, es decir, en términos generales de volatilidad condicional.

La expresión (1.12) puede estimarse mediante el método de máxima verosimilitud (ML) asumiendo que la varianza condicional del proceso se describe adecuadamente mediante una determinada especificación matemática y que η_t sigue una determinada distribución de probabilidad condicional. No es descartable que en la volatilidad se puedan producir fenómenos estacionales similares a los que se manifiestan en la media de la serie, que podrían tenerse en cuenta incluyendo variables deterministas en la especificación matemática seleccionada. Las especificaciones que se han escogido para el término de varianza condicional, cada una de ellas con implicaciones diferentes, van desde el supuesto simple de varianza temporal homocedástica a los modelos de volatilidad condicional simétrica como el modelo GARCH de Bollerslev (1986), el modelo GJR de Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) y el modelo EGARCH de Nelson (1991), siendo estos dos últimos modelos de volatilidad asimétrica.

La distribución condicional seleccionada para el término de error es la distribución normal. De forma general, se ha observado empíricamente la presencia de leptocurtosis y asimetría en los datos de alta frecuencia, que impide aceptar como válida la hipótesis de normalidad condicionada. Sin embargo, la estimación asumiendo normalidad condicionada genera estimaciones consistentes y asintóticamente normales con independencia de la auténtica distribución que sigue el proceso, siempre y cuando la dinámica que gobierna el comportamiento en media y varianza del proceso esté correctamente especificada (Bollerslev y Wooldridge, 1992), aunque la pérdida de eficiencia que se produce en este caso por el supuesto espurio, se corrige mediante la estimación robusta de la matriz de covarianzas de los parámetros estimados.

Para la estimación del modelo de media-volatilidad se siguen los criterios habituales de selección, es decir, determinar un modelo parsimonioso cuyo residuo se aproxime bastante al proceso de ruido blanco. Para ello, se ha utilizado el Criterio de Información de Schwartz

(SIC) desarrollado por Schwartz (1978), puesto que todas las alternativas consideradas pueden ser vistas como caso particular de un planteamiento general que las anida a todas (Hentschel, 1995). En la Tabla 7 se muestra la comparación de las alternativas más relevantes mediante el estadístico SIC, siendo el modelo seleccionado aquel que presenta menor valor SIC.

Tabla 7.
Estadísticos SIC nivel de la serie y volatilidad

Magnitudes $SIC = q \ln(T) - 2 \ln(L_{ML})$ de cada uno de los modelos de media y varianza condicional de la serie, donde $\ln(L_{ML})$ representa el logaritmo natural de la función de verosimilitud, q es el total de parámetros estimados y T es el número de observaciones disponibles. La especificación EGARCH(1,1)₇ incluye dummies estacionales para cada día de la semana en la especificación de la volatilidad; EGARCH(1,1)₁₂ recoge el mismo tipo de especificación pero incluyendo esta vez dummies mensuales; EGARCH(1,1)_{**} incluye tanto dummies semanales como mensuales en la especificación de la varianza. El modelo seleccionado es el que menor SIC presenta (en la tabla, en negrita).

(+) Todos los modelos considerados en la tabla incluyen un componente estacional semanal MA(1). Para abreviar en nomenclatura el encabezamiento de cada columna sólo incluye la estructura no estacional de cada modelo.

(+)	ARMA(1,0)	ARMA(2,0)	ARMA(3,0)	ARMA(4,0)	ARMA(3,1)
Homocedasticidad	-1.6127	-1.6475	-1.6567	-1.6552	-1.6499
GARCH(1,1)	-1.6670	-1.6900	-1.7017	-1.6999	-1.6951
GJR(1,1)	-1.6894	-1.7063	-1.7152	-1.7142	-1.7093
EGARCH(1,1)	-1.6913	-1.7113	-1.7201	-1.7193	-1.7159
EGARCH(1,1) ₇	-1.7086	-1.7214	-1.7249	-1.7248	-1.7206
EGARCH(1,1) ₁₂	-1.6757	-1.6938	-1.7086	-1.7088	-1.7050
EGARCH(1,1) _{**}	-1.7003	-1.7101	-1.7158	-1.7153	-1.7120

Las estimaciones del modelo seleccionado y la diagnosis de la regresión se muestran en la Tabla 8. Tras el filtrado estacional de la serie se confirma la fuerte persistencia de carácter estacional en el término de error, originada por la estructura MA estacional con un coeficiente cercano a la región de cancelación. La interacción polinómica resultante hace que la apariencia de la serie sea similar a la de una serie estacionaria con estacionalidad determinista (Bell, 1987) y permite que el proceso muestre un comportamiento menos volátil que el que generaría un proceso exclusivamente integrado. La estructura en media se complementa con el proceso ARIMA(3,0,0), con todos sus coeficientes positivos, manifestando un comportamiento de reversión a la media en el rendimiento semanal del precio. En definitiva, la estructura total de la media puede representarse en términos de un modelo ARIMA(3,0,0)-ARIMA₇(0,1,1), que era prácticamente el modelo subyacente bajo la

aplicación del procedimiento de Psaradakis (1998). Obsérvese en la Tabla 7 que la diferencia entre el modelo seleccionado bajo el criterio SIC frente al modelo ARIMA(4,0,0)-ARIMA₇(0,1,1), subyacente en el procedimiento de filtrado, es mínima.

Tabla 8.
Estimaciones del ajuste lineal y diagnóstico del modelo

Estimaciones ML de los parámetros (p-valor entre paréntesis) mediante el método de Bollerslev y Wooldridge (1992) del modelo:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) \Delta_7 \ln(P_t) = (1 - \theta_1^7 B) h_t^{1/2} \eta_t$$

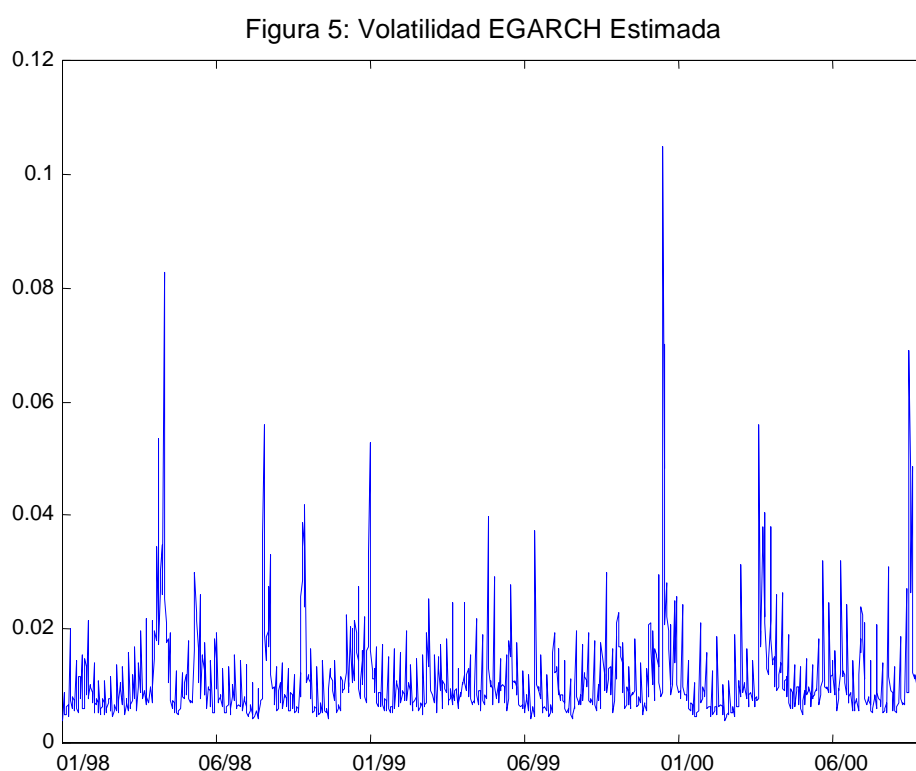
$$\log(h_t) = \mu + \xi \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})^{1/2}} \right| + \vartheta \frac{\varepsilon_{t-1}}{(h_{t-1})^{1/2}} + \varphi \log(h_{t-1}) + \sum_{j=2}^7 \gamma_j D_{jt}$$

$$\varepsilon_t = h_t^{1/2} \eta_t; \quad \eta_t \sim i.i.d(0,1); \quad \varepsilon_t / \Omega_t \sim N(0, h_t)$$

La cuarta fila ofrece información adicional de la regresión. Por columnas: coeficiente de determinación (simple y ajustado), estadístico Durbin-Watson, error estándar, estadístico F de significatividad conjunta. La diagnosis del residuo muestra el coeficiente estimado de curtosis y el estadístico del test de normalidad de Jarque-Bera (p-valor entre paréntesis). $Q(k)$ y $Q^*(k)$ representan los estadísticos del test portmanteau de incorrelación serial hasta el k -ésimo retardo de Ljung-Box (p-valor entre paréntesis) ajustados por parámetros ARMA estimados en el residuo estandarizado y en el residuo estandarizado al cuadrado respectivamente.

Parámetro	Estimación	Error Estándar Robusto	P-valor
γ_V	0.069	0.503	0.88
μ	-0.909	0.482	0.05
γ_S	-0.03	0.419	0.93
γ_X	-0.144	0.333	0.66
γ_D	-0.301	0.330	0.36
γ_M	-0.785	0.324	0.01
γ_L	0.713	0.307	0.02
φ	0.825	0.081	0.00
ξ_1	0.231	0.071	0.00
ϑ_1	-0.144	0.044	0.00
ϕ_2	0.092	0.041	0.02
ϕ_1	0.670	0.036	0.00
ϕ_3	0.093	0.033	0.00
θ_1^7	0.904	0.014	0.00
R^2	0.646	\bar{R}^2	0.641
Durbin-Watson stat	2.131	Estadístico F	142.05
Diagnosis residuo			
Curtosis	6.87	J-B Test	732.77 (0.00)
Q(20)	17.13 (0.90)	$Q^*(20)$	7.72 (0.95)
Q(120)	92.90 (0.94)	$Q^*(120)$	84.21 (0.98)
Q(200)	145.03 (0.95)	$Q^*(200)$	137.81 (0.99)

La presencia de la estructura de volatilidad condicional puede representarse en términos del proceso asimétrico EGARCH(1,1) según el criterio SIC. Además, el análisis del estadístico SIC revela el incremento en la verosimilitud alcanzada en la serie cuando se incluyen variables estacionales deterministas semanales en la ecuación de la varianza condicional anterior pero no al incluir variables deterministas mensuales, como puede verse en la Tabla 7. La estimación de la volatilidad condicional mediante el proceso EGARCH(1,1) puede verse en la Figura 5.



Finalmente, el ajuste del modelo, medido por el coeficiente de determinación ajustado, es bastante elevado, situándose en el 67%. La diagnosis del modelo muestra que el residuo posee una elevada leptocurtosis y asimetría negativa, rechazándose la hipótesis de normalidad condicional a través del contraste Jarque-Bera y justificándose así el uso de la inferencia robusta. El análisis resultante de los residuos estandarizados y los residuos estandarizados al cuadrado mediante los tests portmanteau de Ljung-Box y los gráficos de correlaciones considera aceptable que la serie de residuos procedente de la regresión es ruido blanco.

7. Conclusiones

La finalidad de este trabajo ha sido describir y caracterizar la evolución temporal de la serie de precios medios diarios negociados en el Mercado Diario de electricidad en España, analizando simultáneamente su volatilidad a lo largo del periodo considerado, desde el 1 de enero de 1998, fecha de inicio del mercado, hasta el 31 de octubre de 2000. Dada la novedad del proceso de liberalización del sector eléctrico iniciado en algunos países, existe muy poca literatura previa que aborde la evolución del precio en el mercado regido por principios competitivos desde este tipo de perspectiva, por lo que el objetivo de este trabajo es aportar mayor evidencia empírica en este sentido, tomando como referencia el mercado de electricidad español. Desde un punto de vista metodológico, también es contribución de este artículo la extensión del contraste de raíces unitarias estacionales de Hylleberg et al (1990) para el caso de la estacionalidad de frecuencia semanal, aplicable a la serie de precios o demanda diaria procedentes de cualquier mercado de electricidad.

La principal conclusión es que la serie analizada es integrada estacionalmente en la frecuencia semanal, es decir, no es estacionaria ni en el nivel ni en las frecuencias estacionales. De manera intuitiva, esto quiere decir que la mejor predicción acerca de cuál será el precio en un determinado día está basada en el precio observado en el mismo día de la semana anterior. Además, se observa estructura de reversión en el rendimiento semanal, es decir en la serie diferenciada estacionalmente. El análisis de la volatilidad permite concluir que ésta no es constante a lo largo del tiempo, que tiene patrones estacionales asociados a la frecuencia semanal y que la respuesta de la volatilidad no es simétrica ante *shocks* en el nivel de los precios, modelizándose en términos del proceso EGARCH(1,1).

El comportamiento no estacionario evidenciado es sorprendente en una serie de precios de un mercado donde el precio debería establecerse a través de una relación de equilibrio que debe ser más o menos estable a lo largo del tiempo, alrededor del coste marginal medio de producción del sistema. Sin embargo, en un mercado que todavía no es plenamente competitivo, esta relación no tendría por qué satisfacerse necesariamente, de modo que en un determinado periodo donde se diesen cambios de regulación el coste marginal no tendría por qué permanecer estable. Por otro lado, tras la apertura del mercado se suceden variaciones en la composición de la oferta y de la demanda a medida que nuevas empresas y agentes se incorporan al mercado, por lo que la relación de equilibrio tampoco se mantiene constante a largo plazo.

En el caso del mercado español concurren todos estos elementos, pero además, se da la situación de que la retribución total percibida por la mayoría de las empresas generadoras que

configuran la función de oferta, no se determina completamente a través de los resultados del mercado eléctrico, sino que existen una serie de pagos o compensaciones del Estado que se perciben en adición a los ingresos del mercado. Dada la fuerte concentración horizontal del sector en España y la composición diversificada del parque eléctrico de las empresas, éstas tienen la capacidad necesaria para ejercer poder de mercado e incentivos para alterar el nivel de los precios del mercado mayorista cuando las expectativas de cobro futuro de los CTCs fuesen más pesimistas, compensando de esta forma la disminución esperada en una parte de los beneficios con un mayor ingreso a través de los resultados en el *pool*¹⁶. Como consecuencia, se induciría una fuente de variabilidad adicional a la serie de precios observados a través de una variable ajena al funcionamiento competitivo del mercado, como son las expectativas futuras de las empresas eléctricas, de forma que en su conjunto, el proceso estocástico subyacente en la formación de precios se podría representar desde la metodología de serie temporal mediante un modelo basado en la integración estacional, reflejando de esta forma la inestabilidad en el precio medio observado.

Con ello no debe interpretarse una relación directa y generalizable entre la presencia de raíces unitarias y el adecuado funcionamiento competitivo de un mercado de electricidad, de forma que si se observan raíces unitarias se pueda concluir que el mercado no funciona competitivamente o en caso contrario, el mercado si es competitivo. La interpretación que debe deducirse es que en el periodo de análisis considerado y en el caso particular del mercado español, la inestabilidad en el precio que se manifiesta a través de un proceso integrado podría encontrar su explicación en un deficiente funcionamiento competitivo del mercado, dadas las particularidades de este mercado y la existencia de una serie de elementos ya comentados.

Finalmente, sería de gran interés establecer el modelo en tiempo continuo mediante el uso de ecuaciones diferenciales estocásticas, cuya solución resultase aproximadamente el modelo estimado para la serie de precios del *pool* eléctrico español. Desafortunadamente, la integración estacional del proceso en tiempo discreto impide la existencia de una ecuación diferencial estocástica con coeficientes reales que genere el proceso en tiempo discreto observado (Chambers, 1999). El análisis del comportamiento del precio y de su volatilidad en otros mercados mediante la metodología en tiempo discreto y la búsqueda del proceso estocástico en tiempo continuo para la valoración de activos derivados sobre la electricidad, cuya discretización genere el proceso estocástico observado, constituyen temas de enorme interés para futuras líneas de investigación.

¹⁶ Más aún, los grupos empresariales que incluyen empresas generadoras y comercializadoras pueden hallar incentivos para elevar los precios en el Mercado Diario hasta un nivel que expulse a las empresas comercializadoras no generadoras (TDC, 2000), al reducir de esta forma sus márgenes de beneficio.

Apéndice A: Estacionalidad semanal y contraste HEGY

Sea el siguiente proceso generador de datos (PGD):

$$(1 - B^7)y_t = \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (\text{A.1})$$

Sea la frecuencia $\omega = 2\pi / 7$ y sea $I \equiv \{1, 2, 3\}$ un conjunto de subíndices. Podemos expandir el polinomio $1 - B^7$ alrededor de sus raíces¹⁷ como:

$$\begin{aligned} 1 - B^7 &= \lambda_1 S(B) + \sum_{k \in I} \lambda_{2k} (e^{-k\omega i} - B)(1 - B) B \prod_{\substack{j \in I \\ j \neq k}} (1 - 2 \cos j\omega B + B^2) \\ &\quad + \sum_{k \in I} \lambda_{2k+1} (e^{k\omega i} - B)(1 - B) B \prod_{\substack{j \in I \\ j \neq k}} (1 - 2 \cos j\omega B + B^2) \\ &\quad + \varphi^*(B)(1 - B^7) \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

donde $S(B) \equiv \sum_{j=1}^7 B^{j-1}$, $\varphi^*(B)$ es un polinomio en B con todas sus raíces fuera del círculo unidad. Como $1 - B^7$ es un polinomio real, cada uno de los pares de constantes $\{\lambda_{2k}, \lambda_{2k+1} : k \in I\}$ asociados con raíces complejas deben ser a su vez valores complejos conjugados, mientras que la constante λ_1 asociada con la única raíz real debe ser un valor real. Definamos implícitamente las constantes reales π_j donde $j = 1, \dots, 7$ como:

$$\lambda_1 = -\pi_1, \quad \lambda_{2k} = \frac{1}{2}(-\pi_{2k} + \pi_{2k+1}i), \quad \lambda_{2k+1} = \frac{1}{2}(-\pi_{2k} - \pi_{2k+1}i); \quad k \in I \quad (\text{A.3})$$

Sustituyendo (A.3) en (A.2) y simplificando:

$$\begin{aligned} 1 - B^7 &= -\pi_1 S(B) B - \sum_{k \in I} \pi_{2k} (\cos(k\omega) - B)(1 - B) B \prod_{\substack{j \in I \\ j \neq k}} (1 - 2 \cos(j\omega) B + B^2) \\ &\quad + \sum_{k \in I} \pi_{2k+1} \sin(k\omega) (1 - B) B \prod_{\substack{j \in I \\ j \neq k}} (1 - 2 \cos(j\omega) B + B^2) + \varphi^*(B)(1 - B^7) \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

¹⁷ Aplicar la expansión polinómica de la expresión (3.3) de Hylleberg et al (1990).

Los polinomios en la expresión anterior que multiplican a los términos $\pi_{2k}B$ y $\pi_{2k+1}B$ respectivamente, pueden simplificarse de la siguiente forma:

$$(\cos(k\omega) - B)(1 - B) \prod_{\substack{j \in I \\ j \neq k}} (1 - 2\cos(j\omega)B + B^2) = \sum_{j=1}^7 \xi_j B^{j-1} \quad (\text{A.5})$$

$$\sin(k\omega)(1 - B) \prod_{\substack{j \in I \\ j \neq k}} (1 - 2\cos(j\omega)B + B^2) = \sum_{j=1}^7 \xi_j^* B^{j-1} \quad (\text{A.6})$$

donde¹⁸

$$\begin{aligned} \xi_1 &= \xi_6 = \cos(k\omega) & ; & \quad \xi_1^* = -\xi_6^* = \sin(k\omega) \\ \xi_2 &= \xi_5 = \cos(2k\omega) & ; & \quad \xi_2^* = -\xi_5^* = \sin(2k\omega) \\ \xi_3 &= \xi_4 = \cos(3k\omega) & ; & \quad \xi_3^* = -\xi_4^* = \sin(3k\omega) \\ \xi_7 &= 1 & ; & \quad \xi_7^* = 0 \end{aligned}$$

Las expresiones (A.5) y (A.6) pueden expresarse de forma más simplificada, respectivamente, como:

$$\begin{aligned} B^6 + \cos(k\omega)[1 + B^5] + \cos(2k\omega)[B + B^4] + \cos(3k\omega)[B^2 + B^3] &= \sum_{j=1}^7 \cos(jk\omega)B^{j-1} \\ \sin(k\omega)[1 - B^5] + \sin(2k\omega)[B - B^4] + \sin(3k\omega)[B^2 - B^3] &= \sum_{j=1}^7 \sin(jk\omega)B^{j-1} \end{aligned}$$

Obsérvese que la parte derecha en ambas expresiones de arriba se verifica por la propiedad de periodicidad de las funciones coseno y seno. Podemos expresar la ecuación (A.4) como:

$$\begin{aligned} 1 - B^7 &= -\pi_1 B \sum_{j=1}^7 B^{j-1} - \sum_{k \in I} \pi_{2k} B \sum_{j=1}^7 \cos(jk\omega)B^{j-1} \\ &\quad + \sum_{k \in I} \pi_{2k+1} B \sum_{j=1}^7 \sin(jk\omega)B^{j-1} + \varphi^*(B)(1 - B^7) \end{aligned}$$

Sea el PGD en (A.1) y la ecuación anterior, se obtiene el modelo de regresión básico de la metodología HEGY para la estacionalidad semanal:

¹⁸ El procedimiento de obtención de los coeficientes ξ_j, ξ_j^* se basa en una derivación algebraica bastante tediosa, centrada en las propiedades generales y específicas de las frecuencias angulares empleadas. Esta demostración se omite por razones de espacio pero está disponible mediante petición a los autores.

$$\begin{aligned}\varphi^*(B)\Delta_7 y_t = & \pi_1 \sum_{j=1}^7 y_{t-j} + \sum_{k \in I} \pi_{2k} \sum_{j=1}^7 \cos(jk\omega) y_{t-j} \\ & - \sum_{k \in I} \pi_{2k+1} \sum_{j=1}^7 \sin(jk\omega) y_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Finalmente, introduciendo en la expresión anterior una media distinta de cero definida mediante variables deterministas (variables dummy estacionales, tendencia e intercepto) y teniendo en cuenta que $\varphi^*(B)\Delta_7 y_t$ representa un proceso autorregresivo AR(p) con todas sus raíces fuera del círculo unidad ($\varphi^*(B) \equiv 1 - \sum_{r=1}^p \phi_r B^r$), se obtiene la expresión completa de la regresión del contraste.

Apéndice B: Regiones Críticas de los estadísticos del contraste HEGY

Representaremos como t_j al estadístico t del contraste $\pi_j = 0$ ($j=1, \dots, 7$) y $F_{2k, 2k+1}$ al estadístico F del contraste conjunto $\pi_{2k} = \pi_{2k+1} = 0$, $k=1, 2, 3$. Mediante 24000 simulaciones del proceso generador $\Delta_7 y_t = \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0,1)$, la región crítica (valores críticos) se ha obtenido a partir de los estadísticos calculados en la regresión $\Delta_7 y_t = \mu_t + \sum_{j=1,7} \pi_j z_{j,t} + \varepsilon_t$ para diferentes tamaños muestrales (240, 480 y 1000, siendo este último la representación asintótica). La media determinista μ_t del proceso se ha tomado como diversas combinaciones de constante, tendencia y dummies estacionales. Los valores críticos de la distribución de t_1 están basados en 24000 observaciones. Teniendo en cuenta la distribución asintótica de los estadísticos t en Beaulieu y Miron (1993), las distribuciones asintóticas de los estadísticos t pares, $(t_{2k}, k=1, 2, 3)$ son iguales y las correspondientes a los estadísticos t impares (t_{2k+1}) , son también iguales. Ello permite agrupar todas las simulaciones para cada uno de estos grupos, contándose finalmente con 72000 observaciones para las distribuciones de los estadísticos t_{par} y t_{impar} . Por último, dado que los regresores son ortogonales por construcción, la distribución del estadístico de significatividad conjunta $(F_{2k, 2k+1})$ converge asintóticamente a la distribución dada por $(t_{2k}^2 + t_{2k+1}^2)/2$, contándose para el cómputo de los valores críticos de esta distribución $(F_{par, impar})$ con 72000 observaciones. Las simulaciones se han realizado mediante MATLAB 5.3 en un PC con procesador Pentium III.

Valores Críticos.													
Regresión	T	$t':\pi_1$				$t':\pi_{par}$				$F_{par,impar}$			
		0.01	0.025	0.05	0.10	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
Intercepto	150	-3.36	-3.04	-2.78	-2.47	-3.83	-3.52	-3.25	-2.95	5.25	6.25	7.18	8.33
Dummies	240	-3.39	-3.10	-2.81	-2.51	-3.86	-3.54	-3.30	-2.99	5.43	6.40	7.35	8.50
- -	1000	-3.41	-3.10	-2.85	-2.56	-3.88	-3.58	-3.33	-3.03	5.54	6.53	7.48	8.63
Intercepto	150	-3.91	-3.57	-3.31	-3.03	-3.84	-3.52	-3.25	-2.95	5.24	6.23	7.16	8.32
Dummies	240	-3.93	-3.61	-3.35	-3.06	-3.86	3.55	-3.29	-2.98	5.40	6.37	7.30	8.60
Tendencia	1000	-3.98	-3.67	-3.41	-3.12	-3.89	-3.58	-3.33	-3.03	5.56	6.59	7.54	8.69
Regresión.	T	$t':\pi_{impar}$											
		0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99				
Intercepto	150	-2.62	-2.21	-1.86	-1.45	1.48	1.89	2.24	2.63				
Dummies	240	-2.67	-2.25	-1.90	-1.48	1.52	1.92	2.28	2.69				
- -	1000	-2.70	-2.29	-1.93	-1.52	1.54	1.95	2.29	2.70				
Intercepto	150	-2.60	-2.21	-1.85	-1.45	1.45	1.85	2.21	2.63				
Dummies	240	-2.66	-2.26	-1.91	-1.50	-1.49	1.89	2.24	2.65				
Tendencia	1000	-2.70	-2.30	-1.93	-1.51	1.51	1.94	2.31	2.71				

Apéndice C: Filtrado de Psaradakis (1997)

Caso I: MA(1) estacional

Sea el PGD definido como $(1-B^7)y_t = u_t$, donde u_t sigue un proceso MA(1) estacional en la frecuencia semanal, es decir:

$$u_t = (1 - \theta B^7)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (C.1)$$

El contraste HEGY está planteado sobre el supuesto de que u_t es ruido blanco en lugar de seguir el comportamiento planteado en la ecuación (C.1); el procedimiento alternativo en este nuevo escenario consistiría en filtrar la serie para eliminar el efecto de la estructura MA. Psaradakis (1997) muestra que el test sobre la serie ajustada converge a la misma distribución asintótica que el test usual, pero presenta mejores propiedades en cuanto a tamaño que el procedimiento “clásico”.

Suponiendo que la estructura MA(1) estacional es invertible, es decir $|\theta| < 1$, puede representarse la expresión (C.1) como:

$$\varepsilon_t = (1 - \theta B^7)^{-1} u_t = \left(1 - \sum_{j=1}^{\infty} \varphi_j B^{7j} \right) u_t \quad (C.2)$$

donde $\varphi_j = -\theta^j$. Combinando (C.2) con el PGD obtenemos:

$$\left(1 - \sum_{j=1}^{\infty} \varphi_j B^{7j} \right) (1 - B^7) y_t = \varepsilon_t$$

Como $|\theta| < 1$ y $\varphi_j = -\theta^j$, la sucesión $\{\varphi_j\}$ converge en probabilidad a cero, pudiendo aproximarse $\varphi_j = 0$ para todo $j > k$ para un valor k lo suficientemente grande. Mediante esta aproximación, la ecuación anterior se representa como $\bar{y}_t = \bar{y}_{t-7} + \bar{\varepsilon}_t$, donde $\bar{y}_t \equiv \delta(B)y_t$,

$$\delta(B) \equiv \left(1 - \sum_{j=1}^k \varphi_j B^{7j} \right) \text{ y } \bar{\varepsilon}_t \equiv \delta(B)\varepsilon_t \text{ para un valor dado de } k.$$

Puesto que \bar{y}_t es una función del vector de parámetros desconocidos (ϕ_1, \dots, ϕ_k) , la estrategia del procedimiento de Psaradakis consiste en estimar este vector mediante la regresión MCO de $\Delta_7 y_t$ sobre el conjunto de regresores $(\Delta_7 y_{t-7}, \dots, \Delta_7 y_{t-7k})$. Con las estimaciones resultantes, se puede filtrar la serie original mediante $\hat{\delta}(B) \equiv \left(1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j B^{7j}\right)$, de forma que se construye una nueva serie $\tilde{y}_t \equiv \hat{\delta}(B) y_t$. Dado el PGD anterior, se verifica la relación $\tilde{y}_t = \tilde{y}_{t-7} + \tilde{\varepsilon}_t$, donde el término de perturbación de esta nueva expresión, $\tilde{\varepsilon}_t \equiv \hat{\delta}(B) \varepsilon_t = \varepsilon_t + \sum_{j=k+1}^{\infty} \hat{\phi}_j u_{t-4j}$, es aproximadamente ruido blanco para un valor de k lo suficientemente grande. El contraste HEGY puede entonces desarrollarse sobre la serie filtrada \tilde{y}_t sin necesidad de añadir retardos adicionales para corregir la autocorrelación que induce (C.1).

Caso II: AR(r) en el nivel y MA(1) estacional

Una generalización del proceso de *prewhitening* consistiría en considerar adicionalmente la presencia de una estructura autorregresiva AR(r) en la dinámica de la serie y_t , además de estructura MA(1) estacional en el término de error, es decir, el proceso:

$$(1 - \sum_{j=1}^r \phi_j B^j) \Delta_7 y_t = u_t$$

$$u_t = (1 - \theta B^7) \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

En este caso, la presencia conjunta de las estructuras AR y MA(1) estacional hace necesario que el procedimiento de *prewhitening* se desarrolle en dos etapas, como se detalla a continuación:

- a) En primer lugar, se estima el vector de coeficientes (ϕ_1, \dots, ϕ_r) del proceso AR(r) mediante la regresión de $\Delta_7 y_t$ sobre el conjunto de regresores $(\Delta_7 y_{t-1}, \dots, \Delta_7 y_{t-r})$. Al existir estructura de autocorrelación entre el término de error (que incluye un componente MA estacional) y los retardos de la variable dependiente usados como regresores, la estimación MCO no es consistente y es necesario aplicar estimación por medio de variables instrumentales. Los instrumentos que verifican las condiciones de ortogonalidad necesarias son los retardos de la variable dependiente de orden superior a 7, es decir $\Delta_7 y_{t-m}$ con

$m > 7$. De esta regresión, se obtiene el vector de estimaciones $(\hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_r)$ y un vector de residuos, sobre el que se opera en la segunda etapa.

- b) El residuo de la regresión anterior está necesariamente libre de estructura AR, pero todavía contiene el efecto de la estructura MA(1) estacional, a través de su representación invertible. La estimación en esta segunda etapa plantea un caso completamente similar al caso I.

Finalmente, el contraste HEGY se aplicaría sobre la serie filtrada para corregir los efectos de la estructura AR(r) y MA(1) estacional, mediante las estimaciones de los parámetros obtenidas en el proceso anterior, o sea $\tilde{y}_t \equiv \left(1 - \sum_{j=1}^r \hat{\phi}_j B^j\right) \hat{\delta}(B) y_t$, sin que sea necesario incluir retardos de la variable dependiente.

Referencias bibliográficas

- Andrade, I.C; Clare,A.D.; O'Brien, R.J.; Thomas, S.H.; (1999) "*Tests for Stochastic Seasonality Applied to Daily Financial Time Series*", The Manchester School, 67:1, pp. 39-59.
- Andrew, D.W.K; (1991) "*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation*", Econometrica, 59:3, pp. 817-858.
- Baillie, T.R.; (1996) "*Long Memory Processes and Fractional Integration in Economics*", Journal of Econometrics, 73, pp. 5-59.
- Beaulieu, J.J.; Miron, J.A.; (1993) "*Seasonal Unit Root in Aggregate U.S. Data*", Journal of Econometrics, 55, pp. 305-328.
- Bell, W.; (1987) "*A Note on Overdifferencing and the Equivalence of Seasonal Time Series Models with Monthly Means and Models with $(0,1,1)_{12}$ Seasonal Parts when $\theta = 1$* ", Journal of Business and Economic Statistics, 5, pp. 387-397.
- Black, F.; Scholes, M.; (1973) "*The Pricing of Options and Corporate Liabilities*", Journal of Political Economy, 81, pp. 637-654.
- Bollerslev,T.; (1986) "*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*", Journal of Econometrics, 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, T.; Wooldridge, J.M.; (1992) "*Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances*", Econometric Reviews, 11, pp. 143–172.
- Box, G.E.P.; Jenkins, G.M.; (1976) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden Day.Oakland, California.
- Brockwell, P.J.; (1995) "*A Note on the Embedding of Discrete-Time ARMA Processes*", Journal of Time Series Analysis, 16:5, pp. 451-460.
- Brockwell, A. E.; Brockwell, P.J.; (1999) "*A Class of Non-Embeddable ARMA Processes*", Journal of Time Series Analysis, 20:5, pp. 483-486.

- Canova, F.; Hansen, B.E.; (1995) “*Are Seasonal Patterns Constant over Time? A Test for Seasonal Stability*”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13:3, pp. 237-252.
- Chambers, M.J.; (1999) “*A Note on Modelling Seasonal Processes in Continuous Time*”, *Journal of Time Series Analysis*, 20:2, pp.139-143.
- CNSE (1999a); *Análisis de la participación de Iberdrola en ciertos Episodios Anómalos en los Mercados de Energía Eléctrica Gestionados por el Operador del Sistema*, Comisión Nacional del Sistema Eléctrico P 004/99.
- CNSE (1999b); *Análisis de la participación de Endesa en ciertos Episodios Anómalos en los Mercados de Energía Eléctrica Gestionados por el Operador del Sistema*, Comisión Nacional del Sistema Eléctrico, P 005/99.
- CNSE (2000); *El funcionamiento del Mercado Eléctrico en el año 1998*, Comisión Nacional del Sistema Eléctrico.
- Deng, S.; (2000) “*Stochastic Models of Energy Commodity Prices and their Applications: Mean Reversion with Jumps and Spikes*”, PSERC Working Paper 98-28.
- Dickey, D.A.; Fuller, W.A.; (1979) “*Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427-431.
- Dickey, D.A.; Hasza, D.P.; Fuller, W.A.; (1984) “*Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series*”, 79:386, pp. 355-367.
- Ethier, R.; Mount, T.; (1998) “*Estimating the Volatility of Spot Prices in Restructured Electricity Markets and the Implications for Option Values*”, Working Paper Cornell University.
- Federico, G.; Whitmore, A.; (1999) “*The Importance of Market Structure and Incentives in Determining Energy Price Risk*”, Capítulo 8 en *Energy Modelling and the Management of Uncertainty*, Risk Books.
- Franses, P.H.; (1991a) “*Seasonality, Non-stationary and the Forecasting of Monthly Time Series*”, *International Journal of Forecasting*, 7:2, pp. 199-208.

- Franses, P.H.; (1991b) *Model Selection and Seasonality in Time Series*, Amsterdam, Thesis Publishers.
- Glosten, L.R.; Jagannathan, R.; Runkle, D.; (1993) “*On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks*” *The Journal of Finance*, 48, pp. 1779–1801.
- Hamilton, J.; (1994) *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hasza, D.P.; Fuller, W.; (1982) “*Testing for Nonstationary Parameters Specifications in Seasonal Time Series Models*”, *Annals of Statistics* 10, pp.1209-1216.
- Helm, D.; Powell, A.; (1992) “*Pool Prices, Contracts and Regulation in the British Electricity Supply Industry*”, *Fiscal Studies*, 13:1, pp. 89-105.
- Hentschel, L.; (1995) “*All in the Family: Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models*”, *Journal of Financial Econometrics*, 39, pp.71-104.
- Hylleberg, S.; (1995) “*Test for Seasonal Unit Roots. General to Specific or Specific to General?*”, *Journal of Econometrics*, 69, pp. 5-25.
- Hylleberg, S.; Engle R.F.; Granger, C.W.J.; Yoo, B.S.; (1990) “*Seasonal Integration and Cointegration*”, *Journal of Econometrics*; 44, pp. 215-238.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B; Schmidt, P.; Shin, Y.; (1992) “*Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*”, *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- López Milla, J.; (1999) *La Liberalización del Sector Eléctrico Español. Una Reflexión a la Luz de la Experiencia de Inglaterra y Gales*, Tesis Doctoral, Universidad de Alicante.
- Lucia J.J.; Schwartz, E.S; (2000) “*Electricity Prices and Power Derivatives. Evidence from the Nordic Power Exchange*”, *Working Paper UCLA*.
- MacKinnon, J.G. (1991) “*Critical Values for Cointegration Tests*,” Capítulo 13 en *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Ed. Oxford University Press.
- Millán, R.; (1999), *Los Mercados de Futuros de Electricidad*, Ed. Civitas.

- Mills, T.C.; (1993) *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press.
- Nelson, D.B.; (1990) “*Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach*”, *Econometrica*, 41, pp. 867-887.
- Newey, W.; West, K.; (1987a) “*A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*,” *Econometrica*, 55, pp. 703–708.
- Newey, W.; West, K.; (1987b) “*Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation*,” *International Economic Review*, 28, pp. 777–787.
- Ng, S.; Perron, P.; (1995) “*Unit Root Tests in ARMA Models with Data-dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag*”, *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 268-81.
- Ocaña, C.; Romero, A.; (1998) “*Una Simulación del Funcionamiento del Pool de Energía Eléctrica en España*”. Documento de Trabajo DT 002/98, CNSE.
- Psaradakis, Z.; (1997); “*Testing for Unit Roots in Time Series with Nearly Deterministic Seasonal Variation*”, *Econometric Reviews*, 16:4, pp. 421-439;
- Pilipovic, D.; (1998) *Energy Risk: Valuing and Managing Energy Derivatives*, McGraw-Hill;
- REE (2000); *Informe 1999: Operación Del Sistema Eléctrico*, Red Eléctrica de España.
- Robinson, T.A.; (2000) “*Electricity pool prices: a Case Study in Nonlinear Time-Series Modelling*”, *Applied Economics*, 32, pp. 527-532.
- Schwartz, E.S.; (1997) “*The Stochastic Behavior of Commodity Prices: Implications for Valuation and Hedging*”, *The Journal of Finance*, 52:3 pp. 923-973.
- Schwartz, G.; (1978) “*Estimating the Dimension of a Model*”, *Annals of Statistics* 6, pp. 461-464.
- Schwert, G.W.; (1989) “*Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation*”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 147-159.

Taylor, M.P.; Robinson, T.; Baniak, A.; (1997) “*The Volatility of Prices in the English and Welsh Electricity Pool*”, CEPR Working Paper.

TDC (2000); *Expediente de Concentración Económica C 54/00 Unión Fenosa-Hidroeléctrica del Cantábrico*, Tribunal de Defensa de la Competencia.

Teräsvirta, T.; (1994) “*Specification, Estimation and Evaluation of the Smooth Transition Autoregressive Models*”, Journal of the American Statistical Association, 89, pp. 208-218.