

El precio del m² en España (1995-2014): un análisis con modelos ARIMA

Autora 1: Paola Castaño Bravo

Autora 2: Noelia Fernández Gómez

Tutor del Trabajo: José Ángel Roldán Casas

Resumen. La excelente expansión económica que disfrutaba España se vio truncada en 2008 con la crisis inmobiliaria, la cual provocó que el precio del m² experimentara una tendencia decreciente hasta el año 2014. El objetivo perseguido por este trabajo es predecir el precio del m² en España en el periodo que abarca desde 1995 a 2014 aplicando el enfoque estocástico del análisis univariante de una serie temporal (metodología Box-Jenkins). Los resultados, muestran que la serie de precios es no estacionaria en la parte regular y estacional, y tras aplicar las transformaciones necesarias se concluye que puede estar generada por un proceso ARIMA multiplicativo de orden $(1,1,0) \times (0,1,0)_4$. El modelo estimado predice realmente bien, tal y como confirma el valor del índice de desigualdad de Theil (0.008094).

Abstract. The excellent economic expansion which Spain was enjoying was paralyzed by the 2008 housing crisis, which caused a decreasing tendency in the price of the square metre until 2014. The main objective of this paper is to forecast the price of the square metre in the time period from 1995 to 2014 by applying the Box-Jenkins methodology. As results, we obtain a non-stationary series for the regular and seasonal parts. After applying the necessary transformations, this non-stationary series becomes a multiplicative ARIMA model of order $(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$. The model obtained gives a prediction with a high level of reliability since the inequality Theil index is 0.008094.

1 Introducción

Alrededor de 1997 España disfrutaba de una brillante expansión económica, con un elevado número de empleos, tipos de interés bajos, y una elevada concesión de hipotecas, gracias a las facilidades otorgadas por las entidades crediticias. Todo esto hacía que el precio de la vivienda experimentara una tendencia alcista. Pero no todo eran ventajas, ya que esta situación acabó en una burbuja inmobiliaria.

Es en el año 2008 cuando acaba la expansión económica en España, prologándose la crisis inmobiliaria hasta finales del 2014 trayendo consigo la crisis económica que hoy en día aún estamos sintiendo en España. Si anteriormente la demanda de viviendas aumentaba paulatinamente, ahora se produce el efecto contrario. Este cambio induce a una tendencia bajista en el precio de la vivienda. Los compradores empiezan a desaparecer y, por ende, los promotores empiezan a quebrar al no poder vender sus viviendas, los trabajadores de la construcción son despedidos, el paro aumenta y la actividad empresarial cae progresivamente. Con ello se inicia la gran crisis económica en España.

Al caer bruscamente la demanda de viviendas, el número de hipotecas firmadas también lo hace. Ello se debía a los elevados tipos de interés asentados por esta burbuja inmobiliaria. Esta situación se prolongó hasta el 2013, por lo que nuestro país sufrió durante un largo periodo los efectos de un entorno desesperanzado.

Pese a esta situación, actualmente podemos notar como el clima moroso y pesimista en el sector inmobiliario empieza a mejorar. España entra en el 2016 con un arranque en la actividad constructora. Según datos publicados en el Instituto Nacional de Estadística, se ha registrado un aumento del 20% con respecto a enero del año anterior, incluso estamos por encima de países como Suecia (con un 18%) y Eslovaquia (con un 16%).

Con todo lo comentado anteriormente, nos resulta interesante predecir el comportamiento del precio del metro cuadrado en España. Para alcanzar este objetivo principal se elabora un modelo ARIMA aplicando la metodología Box-Jenkins, en el periodo transcurrido entre 1995-2014. Todo ello se estructura en varios capítulos.

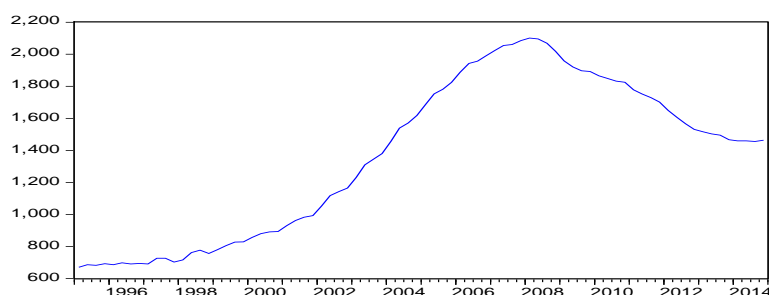
En Sección 1.1 hablamos de la evolución experimentada por el sector de la construcción en nuestro país. La Sección 2 describe la metodología correspondiente al análisis de una serie temporal. En la Sección 3 se irán recogiendo los resultados obtenidos tras aplicar la metodología Box-Jenkins a la serie objeto de estudio. En último lugar, se presentan las principales conclusiones que se derivan del trabajo realizado en la Sección 4.

1.1 Aproximación al Sector de la Construcción en España

Como bien sabemos, es alrededor de 1997 cuando se produjo en España la llamada “*burbuja del mercado inmobiliario*”, relacionándose con una burbuja especulativa, la cual trae consigo una subida anormal, o bien prolongada de los precios, haciendo que dicho precio se aleje de su valor real. Esta especulación hace que nuevos compradores sean atraídos a la compra, con el fin de vender a un precio mayor en el futuro, provocando una subida continuada y, por tanto, alejada de toda base real. Cada vez eran más las personas que se sentían motivadas por esta compra masiva de viviendas, incluso podemos hablar de una fuente de atracción para los inversores, ya que veían que un piso podía duplicar su precio en poco tiempo. Esto hizo que los costes de la construcción de las viviendas estuvieran por debajo del precio medio de venta por lo que los beneficios que se obtenían en el sector de la construcción eran muy elevados. De esta manera, las empresas dedicadas a la construcción aumentaron su tamaño y cada vez se construían más viviendas ya que todas se vendían.

En este contexto, esta burbuja se formó fundamentalmente como consecuencia de la expansión económica en la que se encontraba España, teniendo efectos tales como un fuerte impulso de la demanda al crearse un elevado número de empleos; la entrada de España en la Unión Europea con resultados como el mantenimiento de tipos de interés bajos; o la elevada concesión de hipotecas gracias a las facilidades otorgadas por las entidades crediticias, entre otras muchas. Todo esto hizo que los precios fueran subiendo de forma continuada desde el primer trimestre de 1995 (Gráfico 1).

Figura 1. Evolución del precio del m² (1996-2014)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Instituto Nacional de Estadística.

La fase expansiva de la que venimos hablando duró hasta principios de 2008, donde la vivienda experimentó su pico de precios más alto (2.101,4 euros). Esto originó una crisis inmobiliaria que se prolongó hasta finales del año 2014 (Figura 1), la cual dio lugar a una crisis económica, social e institucional en España. Es en este momento cuando empieza a producirse el efecto contrario al que venía dándose hasta este instante ya que la demanda de viviendas comienza a caer y resulta difícil la venta de las mismas. Esta caída de la demanda se produce ya que llega el momento en el que las entidades crediticias empiezan a no poder prestar créditos y esto impide a los consumidores poder comprar una vivienda sin financiación con unos precios tan elevados como había hasta entonces.

Por tales motivos, el precio de la vivienda empieza a caer paulatinamente (Figura 1, primer trimestre 2008). Incluso podemos señalar que “*España es la tercera nación que ha registrado una mayor caída de los precios de la vivienda desde el inicio de esta crisis*¹”.

Como consecuencia de esta crisis, el Banco Central Europeo decide subir los tipos de interés (hasta un 4,25%), trayendo consigo una reducción del número de transacciones inmobiliarias y un aumento de los impagos de particulares (Tabla 1). Con ello, se desincentiva la correspondiente actividad constructiva y, por ende, la inversión.

¹ Dato extraído del periódico El Mundo (20/04/2015)

Tabla 1. Número total de Transacciones Inmobiliarias de Viviendas

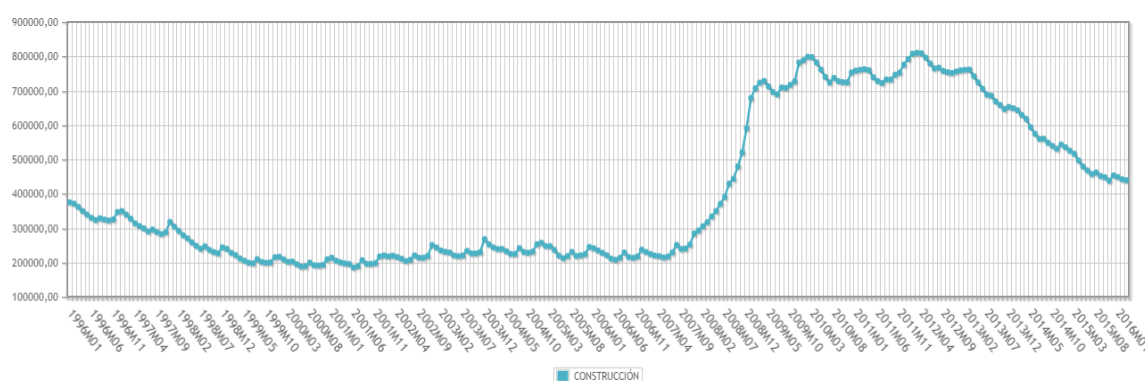
Año	1º Trimestre 2007	1º Trimestre 2008
Número de transacciones inmobiliarias	230.755	159.088

Fuente: Elaboración propia a partir del Ministerio de Fomento.

Tras la desaparición de los compradores de viviendas, los promotores se ven involucrados en una situación complicada ya que estos habían empezado a construir un gran número de viviendas en los últimos años del “boom” (2006-2007), pero estas viviendas están terminadas cuando ya no existen compradores para las mismas por lo que no pueden ser vendidas. Como consecuencia, muchos promotores empiezan a quebrar debido a la deuda que tenían pendiente con las entidades financieras. Además, muchos trabajadores de la construcción son despedidos por lo que el paro empieza a elevarse y la actividad empresarial empieza a descender. A partir de este momento, se inicia la gran crisis económica en España.

Incluso si hablamos de la tasa de paro anteriormente mencionada, podemos comentar que es el año 2008 el “año negro para el paro”, alcanzándose la mayor cifra de la historia, con un total de 3.128.963 de parados en la construcción, registrado en los Servicios Públicos de Empleo. No solo hablamos de paro en este sector, sino que también encontramos elevadas tasas en el resto de actividades de la economía. Además, sigue empeorándose la situación en el año 2009, aumentando el número de parados debido a la caída continuada de la actividad productiva y el consumo (Figura 2).

Figura 2. Número de parados en el sector de la construcción (1996-2016)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Este aumento de paro viene de la mano de la inflación. Es en este periodo cuando nos encontramos con elevados tipos de interés, incluso hablamos de un Euríbor por encima del 5%. Esto afecta a la capacidad de gasto de consumo de los hogares (Tabla 2) uniéndose a una disminución en la demanda de la construcción, dificultando a las empresas aumentar su producción, ventas y, por consiguiente, el empleo.

La caída del consumo (-4,5%) en el año 2009 y el aumento del endeudamiento en los hogares, tiene sus consecuencias principalmente en la pérdida de confianza de los consumidores. Si a esto unimos el escaso poder adquisitivo de las familias, se provoca un aumento de las tasas de morosidad de bancos y cajas de ahorro, teniendo como resultado una gran dificultad a la hora de acceder al crédito de las entidades financieras.

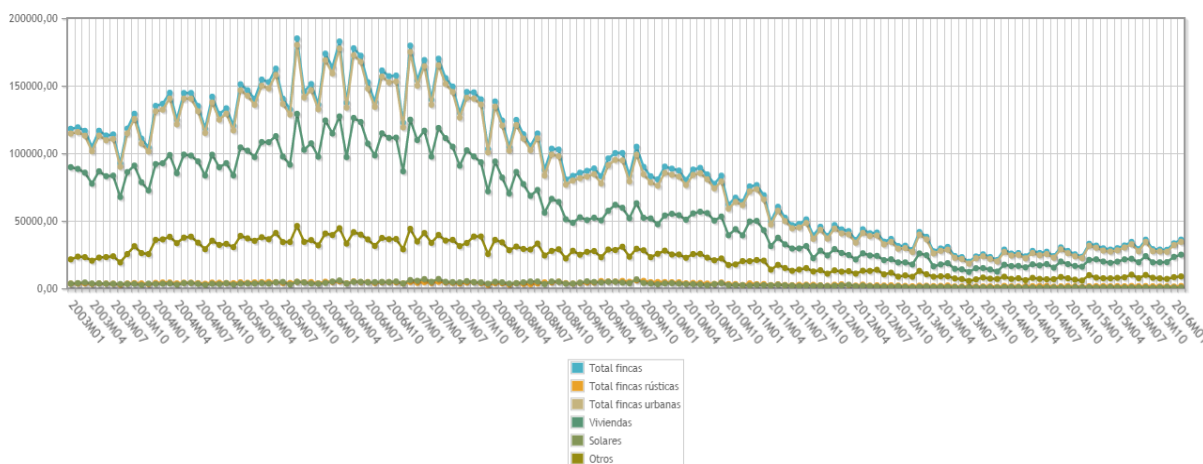
Tabla 2. Tasas de variación anual del gasto en consumo final de los hogares en España (1996-2014)

1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
290.737	307.454	326.321	349.423	380.194	407.979	431.627	456.041	491.598	528.157	568.217
	(5,7%)	(6,1%)	(7,1%)	(8,8%)	(7,3%)	(5,8%)	(5,7%)	(7,8%)	(7,4%)	(7,6%)
2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	Consumo final de los hogares (millones de euros)		
605.824	623.029	595.010	607.981	608.153	600.562	587.627	595.791			
(6,6%)	(2,8%)	(-4,5%)	(2,2%)	(0,0%)	(-1,2%)	(-2,2%)	(1,4%)			

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística

En cuanto al número de hipotecas, vemos en el Figura 3 que es en 2.006 cuando se alcanza el máximo apogeo seguido de un retroceso fundamental. Incluso numerosas fuentes como el periódico “El Economista” apuntan que las cifras retroceden un 85.2%.

Figura 3. Evolución del número de hipotecas constituidas a nivel nacional (2003-2016)

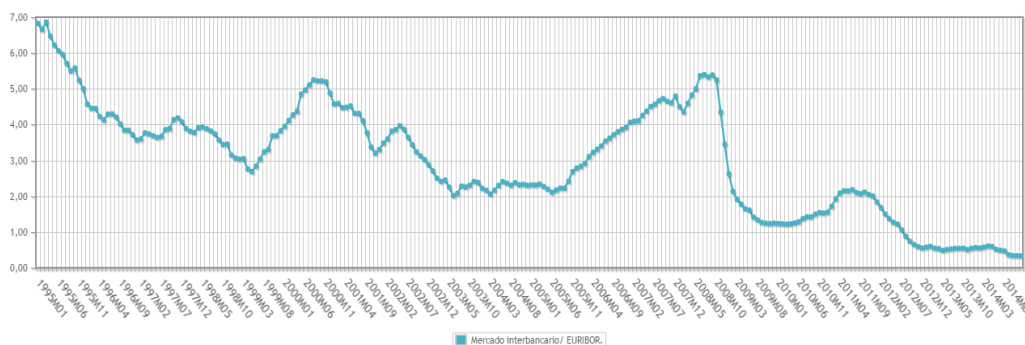


Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Este retroceso tan llamativo se debe a la gran caída de la demanda de viviendas que antes hemos comentado, además de los elevados tipos de interés, lo cual dificulta los créditos que se conceden para la compra de viviendas y, por lo tanto, menos hipotecas son las que constituyen los compradores.

Para comprender mejor esta caída hipotecaria, referenciamos al principal indicador, el Euribor. Es en 2008 cuando el Euribor empezaba con una cifra de 4.498% llegando a situarse en el 5.393% (Figura 4) punto máximo alcanzado en la historia (medida tomada ya que se venía produciendo un encarecimiento del petróleo y de los alimentos), logrando un mínimo en 2.014 con una cifra del 0.4%.

Figura 4. Evolución del Euribor (1995-2014)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Podemos ver en el Figura 3 cómo el mercado hipotecario sigue sin levantar cabeza. Si apuntamos al segundo peor año hipotecario, referenciamos al 2012, donde se produce una caída del 32,74% (Figura 5), la segunda más elevada desde que estalló la burbuja inmobiliaria².

Antes de estallar la crisis (2006) se firmaban más de un millón de hipotecas, pero con ella, se llega a caídas de hasta dos dígitos, con una reducción de 6,6% en 2010, 32,48% en 2008, 22,18% en 2009, 32,76% en 2011, y alcanzando un récord de 32,74% en 2012.

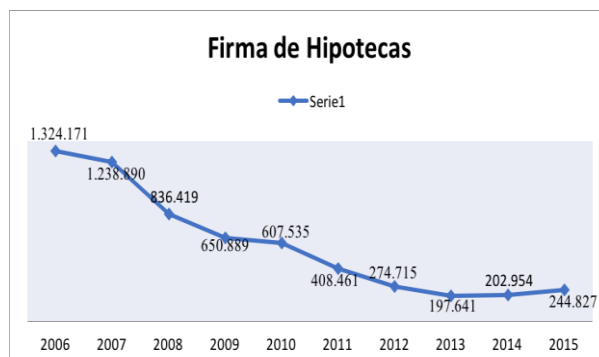
Después de seis años de caídas constantes, es en 2014 cuando se experimenta la primera subida (2,7%), por lo que se produce una pequeña recuperación del mercado hipotecario.

² Datos publicados por el INE 26/02/2013

El número de hipotecas firmadas, que no aumentaba desde el año 2007, sigue aumentando en 2015 y, esperemos que lo haga para este año en el que nos encontramos.

Volviendo a los años de crisis inmobiliaria, deducimos que nos encontrábamos con un clima moroso y pesimista, donde los españoles ni quieren ni pueden comprar un piso.

Figura 5. Número de hipotecas firmadas



Fuente: Elaboración propia a través de datos del INE

Como hemos podido examinar, es la crisis inmobiliaria un acontecimiento que ha afectado tanto a la economía española ya que en 2008 el “ladrillo” ocupaba un 17.9% en el Producto Interior Bruto (PIB), y no solo eso, si no que daba empleo a un 13% de la Población Activa³.

En resumen, el precio de la vivienda sufre una caída acelerada que no sirve para animar a los compradores, ya que continua la dificultad para acceder a la financiación y la elevada tasa de desempleo, por lo que nos encontramos con una situación bastante pesimista en el sector de la construcción.

2 Metodología

En este capítulo se describe la metodología correspondiente al análisis de una serie temporal, centrándonos de manera específica en el enfoque estocástico, es decir, en el análisis basado en la metodología Box-Jenkins.

2.1 Análisis de una serie temporal

La Econometría es la rama de la economía que trata de explicar el comportamiento de un determinado fenómeno económico. Esto se concreta en lo que denominamos *estudio econométrico*, que se desarrolla en cinco fases: especificación, recogida de datos, cuantificación, validación y uso del modelo estimado.

Especificación:

En esta primera etapa, se elabora el modelo econométrico que se encarga de explicar el comportamiento del fenómeno en cuestión. Para proceder a ello, necesitamos conocer qué variables del modelo son endógenas y cuáles exógenas. Las *variables exógenas* son aquellas cuya variabilidad no depende de ninguna otra variable incluida en el modelo mientras que las *variables endógenas* son aquellas que se caracterizan porque su variabilidad sí depende de otras variables incluidas en el modelo.

Recogida de datos:

En esta segunda fase tratamos de obtener las observaciones de las variables que se han incluido en el modelo especificado, las cuales son necesarias para la fase de cuantificación. Atendiendo a la temporalidad de los datos observados, nos encontramos con dos tipos: *datos de corte transversal* (todas las observaciones van referidas a un mismo momento del tiempo) y *datos de corte temporal* (observaciones tomadas secuencialmente en el tiempo).

³ Dato extraído del periódico El País (11/03/2013)

Cuantificación:

En esta tercera fase, se estiman las relaciones que establece el modelo especificado a través de la estimación de los parámetros que aparecen en el mismo. Los métodos de estimación presuponen el cumplimiento de determinadas hipótesis o supuestos.

Validación:

Una vez estimado el modelo, se comprueba si se confirman los supuestos bajo los cuales se llevó a cabo la estimación.

Uso del modelo estimado:

El uso más habitual del modelo estimado es anticipar valores de las variables endógenas a partir de observaciones de las variables explicativas distintas de las que han servido para obtener la estimación de los parámetros del modelo.

El estudio econométrico recibe el nombre de análisis de serie temporal cuando las variables implicadas en el mismo sean de carácter temporal y el principal objetivo sea la predicción, es decir, la extrapolación de valores futuros de la serie a partir de las observaciones disponibles. Para ello, será necesario conocer cuál ha sido el proceso generador de los datos de la serie, que en economía se corresponde con el resultado de integrar sus componentes: *tendencia, ciclo e irregular*.

La *tendencia* es la componente de la serie que refleja su evolución o movimiento a largo plazo.

El *ciclo* es la componente de la serie que recoge oscilaciones periódicas que se producen alrededor de la tendencia.

La componente *irregular* de la serie es aquella que recoge movimientos que no muestran un patrón fijo reconocible y suelen estar provocados por factores imprevisibles.

Existen dos grupos de técnicas que permiten realizar el análisis de una serie temporal: *técnicas de análisis en el dominio de las frecuencias* y *técnicas de análisis en el dominio del tiempo*.

Las técnicas del primer grupo, entre las que destaca el análisis espectral, se basan en la estructura interna de la serie y en la aportación de cada frecuencia a la variabilidad total.

Por su parte, las *técnicas de análisis en el dominio del tiempo* realizan predicciones a partir de modelos que explican el comportamiento de la serie en función de su pasado, existiendo dos enfoques dependiendo de si se utiliza información adicional o no para llevar a cabo la predicción: univariante y causal.

Univariante: la predicción se basa únicamente en la información contenida en los valores pasados de la serie. Dentro de este enfoque, podemos encontrar a su vez dos métodos:

Metodología Box-Jenkins. Considera que la serie ha sido generada por un proceso estocástico, asumiendo que las componentes tendencia y ciclo son de naturaleza estocástica.

Metodología clásica. En este caso, se considera que la serie ha sido generada por un proceso no estocástico, asumiendo que las componentes tendencia y ciclo son de naturaleza determinista.

Causal: la predicción se basa en la información de valores pasados de la serie, además de considerar factores externos (otras variables).

2.2 Elaboración de un modelo ARIMA

El análisis de series temporales univariante estocástico o metodología Box-Jenkins desarrolla las fases de un estudio econométrico en la forma siguiente:

2.2.1 Identificación

Dada una serie Y_t , que suponemos estacionaria⁴ o, al menos, homogénea⁵ e invertible⁶, en esta primera etapa, se identifica el modelo ARIMA multiplicativo de orden $(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$ que ha podido generar dicha serie

$$\phi(L)\Phi(L^s)\nabla^d\nabla_s^D Y_t = \theta(L)\Theta(L^s)a_t$$

es decir, se considera el caso general de un proceso estocástico generador con componente regular y estacional donde

- s : periodo de la serie.
- d : número de veces que es necesario diferenciar la serie Y_t para alcanzar la estacionariedad en la parte regular.
- D : número de diferencias estacionales de periodo “ s ” que son necesarias para alcanzar la estacionariedad de la serie Y_t en su parte estacional.

$$\begin{aligned}\phi(L) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \\ \theta(L) &= 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q \\ \Phi(L^s) &= 1 - \Phi_1 L^s - \Phi_2 L^{2s} - \dots - \Phi_p L^{ps} \\ \Theta(L^s) &= 1 - \Theta_1 L^s - \Theta_2 L^{2s} - \dots - \Theta_D L^{Ds}\end{aligned}$$

2.2.1.1 Identificación de los órdenes “d” y “D”

Para llevar a cabo esta fase, disponemos de dos grupos de procedimientos: los *métodos gráficos* y los *contrastos de hipótesis*. Dentro de los métodos gráficos nos podemos basar tanto en la representación gráfica de la serie Y_t como en la representación gráfica de su función de autocorrelación simple (FAC) estimada.

Si en la representación gráfica de la serie se observa un crecimiento, decrecimiento o un deambular alrededor de una determinada referencia sería indicio de que hay que diferenciar, al menos, una vez. Asimismo, si la amplitud de las oscilaciones cíclicas (en caso de que las hubiese) no fuera constante sería indicio de que hay que tomar, al menos, una diferencia en la parte estacional.

Si el correlograma correspondiente a la FAC estimada de la serie presenta un decrecimiento lineal será indicio de que hay que diferenciar, al menos, una vez en la parte regular. A la misma conclusión se llega respecto de la parte estacional si el decrecimiento lineal se observa en los retardos múltiplos de “ s ”.

En relación con los contrastes de hipótesis, que en este contexto se denominan contrastes de raíz unitaria, existen contrastes que permiten estudiar el orden de integración tanto de la parte regular (test de Dickey-Fuller Aumentado y test de Phillips-Perron, por ejemplo) como de la parte estacional (test de Dickey, Hasza y Fuller). En general, la aceptación de la hipótesis nula de un test de raíz unitaria implica la necesidad de diferenciar (ya sea en la parte regular o en la estacional).

⁴ Una serie Y_t es estacionaria en sentido débil de segundo orden si cumple los siguientes requisitos:

- La media es constante a lo largo del tiempo.
- La varianza es finita y constante a lo largo del tiempo.
- La autocovarianza entre dos periodos distintos de tiempo depende únicamente del lapso de tiempo transcurrido entre dichos periodos.

⁵ Se denomina homogénea a la serie Y_t no estacionaria que se convierte en estacionaria a partir de la transformación de la diferenciación, la cual puede ser regular o estacional de periodo “ s ”

$$Y_t - Y_{t-1} \quad \text{ó} \quad Y_t - Y_{t-s}$$

respectivamente, que tras aplicar el operador de retardos L quedan

$$Y_t - LY_t = (1-L)Y_t = \nabla Y_t \quad \text{ó} \quad Y_t - L^s Y_t = (1-L^s)Y_t = \nabla_s Y_t$$

donde

$\nabla = 1 - L$, es el operador diferencia.

$\nabla_s = 1 - L^s$, es el operador diferencia estacional de periodo s .

⁶ Una serie Y_t es invertible si depende de forma convergente de su propio pasado.

El método elegido (gráfico o contraste) se repite tantas veces como sea necesario hasta que se concluya que no es necesario diferenciar más. El número de esta diferencia será el orden de integración “ d ” o “ D ”.

2.2.1.2 Identificación de los órdenes “ p , q ” y “ P , Q ”

Una vez establecidos los valores de los parámetros “ d ” y “ D ”, a continuación, se determinan los órdenes “ p ” y “ P ” de la parte autorregresiva y, los órdenes “ q ” y “ Q ” de la parte de medias móviles del proceso generador. Para ello, comparamos el comportamiento de la FAC y FAP estimadas de $\nabla^d \nabla_s^D Y_t$ con el comportamiento de las FAC y FAP teóricas correspondientes a distintos modelos con los que puedan guardar similitud.

En este contexto, resulta útil conocer cómo y a partir de qué retardo se anulan la FAC y la FAP del proceso $\nabla^d \nabla_s^D Y_t$. Ahora bien, como el análisis se realiza con la FAC y FAP estimadas y estas nunca llegan a anularse, para poder admitir la citada nulidad es necesario realizar contrastes de significación sobre dichas funciones.

2.2.2 Estimación

En esta etapa se cuantifican, a partir de las observaciones disponibles, los parámetros que intervienen en el modelo que se ha especificado anteriormente

$$\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q \quad \Phi_1, \dots, \Phi_P, \Theta_1, \dots, \Theta_Q$$

Como un modelo ARIMA no es lineal en los coeficientes, es necesario aplicar un método de estimación no lineal iterativo, el cual se lleva a cabo bajo los siguientes supuestos:

- La especificación es correcta.
- $\nabla^d \nabla_s^D Y_t$ es estacionario e invertible.
- a_t es ruido blanco.

2.2.3 Validación

Esta tercera fase está destinada a comprobar si se produce o no la adecuación entre el modelo estimado y el comportamiento de la serie analizada, lo cual equivale a comprobar si el modelo estimado confirma los supuestos bajo los cuales se llevó a cabo la estimación.

Especificación:

Usamos los contrastes de significación para determinar si los coeficientes son estadísticamente significativos. De esta forma, analizando la significación de los últimos coeficientes, θ_q , Θ_Q , ϕ_p , Φ_P , podemos comprobar si “ p , P , q y Q ” son correctos.

Estacionariedad e invertibilidad:

Para estudiar la estacionariedad e invertibilidad del proceso, analizamos las raíces de los polinomios $\hat{\phi}(L)$, $\hat{\Phi}(L^s)$, $\hat{\theta}(L)$, $\hat{\Theta}(L^s)$. Así, será estacionario cuando las raíces de los polinomios $\hat{\phi}(L)$ y $\hat{\Phi}(L^s)$ presenten módulo superior a la unidad, e invertible cuando cumplan esa misma condición las raíces de los polinomios $\hat{\theta}(L)$ y $\hat{\Theta}(L^s)$.

No obstante, hay que tener en cuenta que en la práctica:

- Si $\hat{\phi}(L)$ presenta raíces de módulo muy próximo a la unidad decimos que hay indicios de no estacionariedad, por lo que debemos tomar diferencias adicionales.
- Si $\hat{\theta}(L)$ presenta raíces de módulo muy próximo a la unidad decimos que hay indicios de no invertibilidad, por lo que puede estar indicando que hay “sobrediferenciación”, es decir, que se han tomado más diferencias de las necesarias.
- Si $\hat{\phi}(L)$ y $\hat{\theta}(L)$ presentan raíces similares se considera indicios de sobreparametrización.

Ruido blanco: Aceptamos que a_t es ruido blanco si los residuos ponen de manifiesto la nulidad de las primeras “k” autocorrelaciones simples de a_t en sentido global. Esta hipótesis de nulidad se contrasta con el test de Ljung-Box. En este contexto, podemos señalar la importancia de que se cumpla este último requisito pues en caso contrario los residuos contendrían información relevante y el modelo no sería adecuado para la predicción.

2.2.4 Predicción

Con esta última fase se confirma la idoneidad o no del modelo. Para ello, se efectúan una serie de pronósticos de valores futuros de la variable. A continuación, se comprueba si existen discrepancias entre los valores pronosticados anteriormente y los que realmente se observaron, y en el caso de que existan discrepancias se deberá cuestionar la validez del modelo identificado. Podemos evaluar la capacidad predictiva del modelo estimado a través del índice de desigualdad de Theil. En relación con los valores que puede tomar este índice, 0 corresponde a una predicción perfecta y a medida que nos alejamos de este valor disminuye la calidad de la predicción.

Las fases descritas anteriormente se realizan teniendo presentes los *dos principios* siguientes:

- *Proceso de selección iterativa:* las tres primeras fases deben repetirse cada vez que la validación indique que el modelo identificado y estimado no es adecuado.
- *Principio de parsimonia:* se debe seleccionar un modelo con el menor número de parámetros posibles, y solo se ampliará en el caso de que sea estrictamente necesario para explicar el comportamiento de la serie en cuestión.

3 Resultados del estudio empírico

En este capítulo se presentan los resultados que se obtienen tras aplicar la metodología Box-Jenkins para elaborar un modelo ARIMA para la serie trimestral de precios del metro cuadrado del suelo en España, en el periodo transcurrido de 1995 a 2014⁷.

3.1 Identificación

En primer lugar, se identifica el modelo ARIMA multiplicativo de orden $(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$, que ha podido generar la serie objeto de análisis, a la que denotaremos Y_t , y según se vio en el Capítulo 2 es

$$\phi(L)\Phi(L^s)\nabla^d\nabla_s^D Y_t = \theta(L)\Theta(L^s)a_t.$$

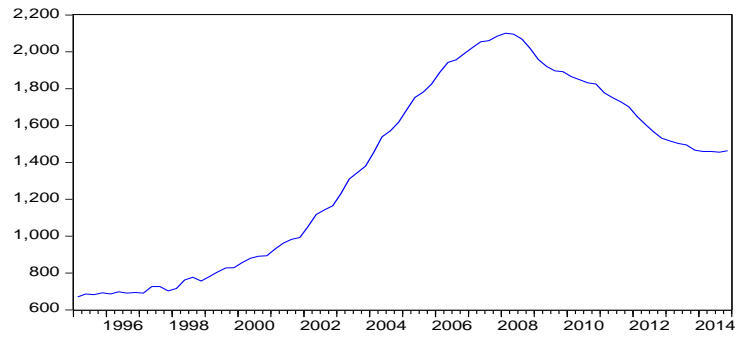
3.1.1 Identificación de los órdenes “d” y “D”

Como hemos mencionado anteriormente en el capítulo de la metodología, disponemos de dos grupos de procedimientos para llevar a cabo esta fase: los métodos gráficos y los contrastes de hipótesis.

Para comenzar, representamos gráficamente la serie para tener una idea visual de la estacionariedad de la misma y empezar a tener información sobre la necesidad de tener que diferenciar o no.

⁷ Información extraída de la base de datos del Instituto Nacional de Estadística.

Figura 6. Representación gráfica de Y_t

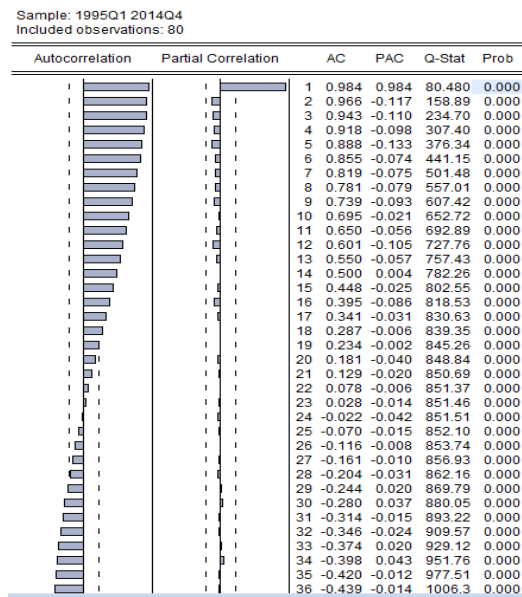


Fuente: Elaboración propia

Como podemos observar en el Figura 6, la serie presenta una tendencia creciente. Más concretamente, deambula alrededor de una tendencia lineal creciente (indicio de no estacionariedad homogénea).

No obstante, para poder corroborar esta afirmación realizamos el correlograma de la serie (Figura 7).

Figura 7. Correlograma de Y_t



Fuente: Elaboración propia

A la vista del correlograma, podemos afirmar que existe un decrecimiento lineal en la parte regular de la función de autocorrelación simple (FAC) estimada. Por ello, tenemos que diferenciar, al menos, una vez, confirmando los indicios de no estacionariedad homogénea.

Para terminar de confirmar la necesidad de diferenciar la serie en su parte regular, vamos a realizar el test de raíz unitaria con el objetivo de detectar raíces unitarias en la parte autorregresiva del proceso. Así, como la serie deambula alrededor de una tendencia lineal, se aplica el test de raíz unitaria de Phillips-Perron con constante y tendencia determinista lineal.

Tabla 3. Test Raíz Unitaria de Phillips-Perron sobre Y_t

Null Hypothesis: Y has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.033927	0.9961
Test critical values:		
1% level	-4.078420	
5% level	-3.467703	
10% level	-3.160627	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		895.9234
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		4056.703

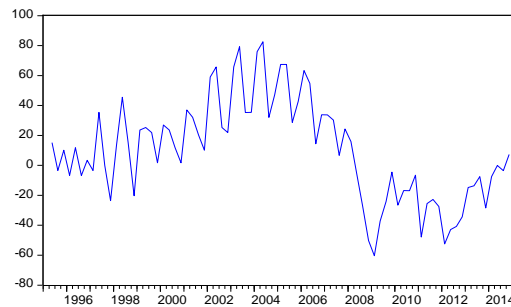
Fuente: Elaboración propia.

Como podemos apreciar en la Tabla 3, el valor observado del estadístico del contraste se sitúa a la derecha de los valores críticos, por lo que nos encontramos ante un caso de raíz unitaria y, por tanto, tenemos que tomar, al menos, una diferencia en la parte regular del proceso generador de Y_t .

Ahora sí afirmamos que debemos tomar, al menos, una diferencia en la parte regular, es decir, $d \geq 1$.

Para determinar si es necesaria alguna diferencia adicional en la parte regular, se repite el análisis anterior sobre la serie diferenciada, ∇Y_t .

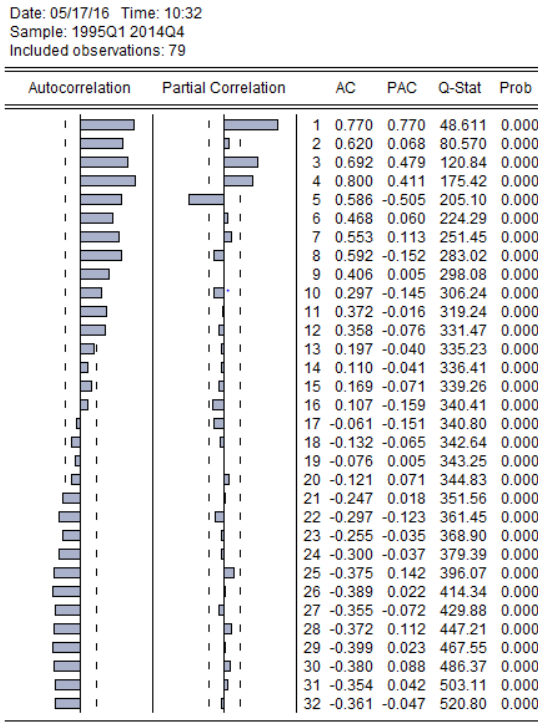
Figura 8. Representación gráfica de ∇Y_t



Fuente: Elaboración propia

Así, al representar gráficamente la serie ∇Y_t , apreciamos que la serie ni crece, ni decrece ni deambula alrededor de su media por lo que parece que ya no es necesario seguir diferenciando la parte regular, por lo que el orden de integración sería uno.

Figura 9. Correlograma de ∇Y_t



Fuente: Elaboración propia

En lo que se refiere al correlograma de ∇Y_t , en la parte regular de la FAC ya no encontramos decrecimiento lineal, por lo que todo apunta a que debemos quedarnos con esa diferencia anteriormente establecida. Para corroborar esta afirmación, y concluir, que por tanto, no es necesario seguir diferenciando, volvemos a repetir el test de raíz unitaria.

Tabla 4. Test Raíz Unitaria de Phillips-Perron sobre ∇Y_t

Null Hypothesis: DY has a unit root		
Exogenous: None		
Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.567691	0.0005
Test critical values:		
1% level	-2.594946	
5% level	-1.945024	
10% level	-1.614050	

Fuente: Elaboración propia

Así, confirmando lo que veníamos comentando, el valor observado del estadístico del test queda a la izquierda de los valores críticos, por lo que la primera diferencia de la serie no tiene raíz unitaria y, por ello, no tenemos que tomar más diferencias en la parte regular. En consecuencia, $d = 1$.

Por otro lado, en el Figura 8 se observa que la amplitud de la oscilación del ciclo de ∇Y_t no es constante, por lo que en principio parece necesario diferenciar, al menos, una vez en la parte estacional.

Además, en la Figura 9 podemos apreciar que existe un decrecimiento lineal en los retardos múltiplos de 4 de la FAC de ∇Y_t , por lo que seguimos pensando que hay que diferenciar.

Tratando de confirmar esta impresión visual se aplica el test de Dickey, Hasza y Fuller sobre ∇Y_t y cuyos resultados se recogen en la Tabla 5.

Tabla 5. Test Raíz Unitaria DHF sobre ∇Y_t

Dependent Variable: $W = D(Y,1,4)$ $Z = D(Y)$
 Method: Least Squares
 Date: 07/12/16 Time: 10:25
 Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4
 Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Z(-4)	-0.136307	0.050743	-2.686244	0.0090
W(-1)	0.646312	0.086575	7.465323	0.0000

Fuente: Elaboración propia

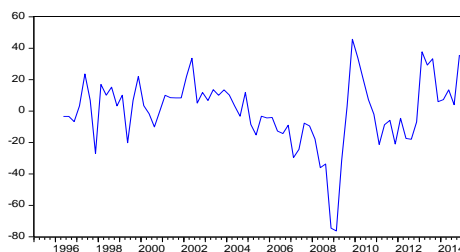
En este caso, el valor observado del estadístico del contraste es $-2,688244$. De este modo, podemos concluir que sí existe raíz unitaria en la parte estacional ya que dicho valor se encuentra a la derecha de $-4,11$ (valor crítico al 5% según Tabla 6). Por tanto, se confirma que $D \geq 1$ y, por ende, tenemos que volver a repetir el análisis gráfico y el test una vez hayamos tomado una diferencia en la parte estacional para corroborar que ya no existen raíces unitarias estacionales adicionales.

Tabla 6. Valores críticos para el contraste DHF

Nivel de significación	T=40	T=60	T=80	T=200
0,01	-5,01	-4,85	-4,78	-4,67
0,05	-4,21	-4,14	-4,11	-4,06

Fuente: Elaboración propia

Figura 10. Representación gráfica de $\nabla \nabla_4 Y_t$

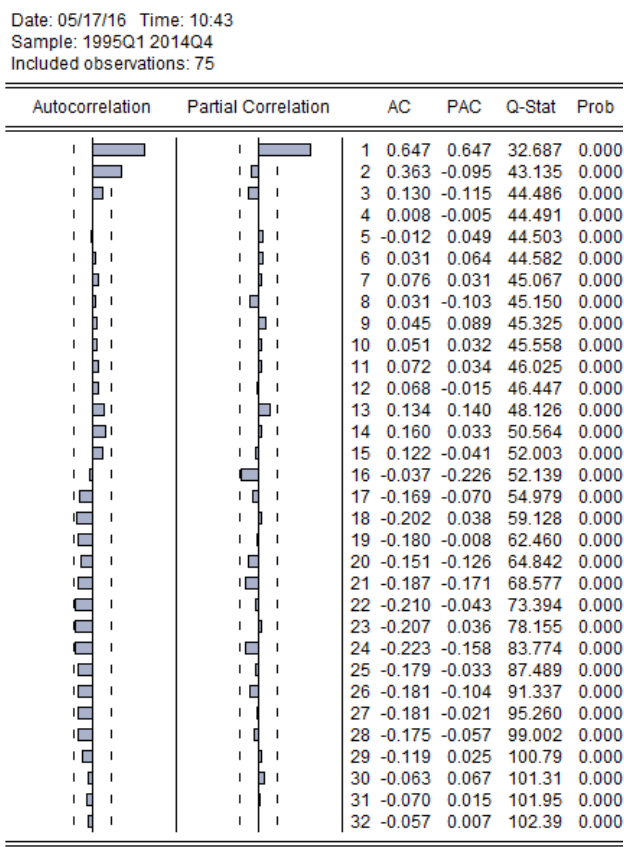


Fuente: Elaboración propia

En la representación gráfica de la serie $\nabla \nabla_4 Y_t$ (Figura 10) ya no se observa componente estacional, por lo que en principio parece que es suficiente una diferencia en la parte estacional.

A esta misma conclusión nos lleva el correlograma de $\nabla \nabla_4 Y_t$ (Figura 11) en el que podemos observar que ya no existe decrecimiento lineal en la parte estacional de la FAC estimada.

Figura 11. Correlograma de $\nabla\nabla_4 Y_t$



Fuente: Elaboración propia

Para corroborar la conclusión a la que conducen los métodos gráficos, volvemos a realizar el test DHF, esta vez sobre $\nabla\nabla_4 Y_t$ (Tabla 7), que al arrojar un estadístico observado de -6.792927 , que cae a la izquierda del valor $-4,11$ (Tabla 6), permite concluir que ya no hay que diferenciar más en la parte estacional. En consecuencia, $D = 1$.

Finalmente, podemos afirmar que nos encontramos ante una serie generada por un **proceso estocástico no estacionario homogéneo** ya que se ha convertido en estacionaria por diferenciación.

Tabla 7. Test Raíz Unitaria DHF sobre $\nabla\nabla_4 Y_t$

Dependent Variable: R = D(W,0,4)
 Method: Least Squares
 Date: 07/12/16 Time: 10:27
 Sample (adjusted): 1997Q3 2014Q4
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
W(-4)	-0.769675	0.113305	-6.792927	0.0000
R(-1)	0.405820	0.080120	5.065142	0.0000

Fuente: Elaboración propia

3.1.2 Identificación de los órdenes “ p , q ” y “ P , Q ”.

A continuación tenemos que examinar tanto la función de autocorrelación simple (FAC) como la función de autocorrelación parcial (FAP) estimadas de $\nabla\nabla_4 Y_t$ (Figura 11) para determinar los órdenes (p , q) y (P , Q) del modelo ARIMA multiplicativo que ha podido generar dicha serie.

En primer lugar, observamos la función de autocorrelación simple (FAC) tanto en la parte regular como en la estacional y apreciamos como en la parte regular existe un decrecimiento geométrico puro, ya que se va

perdiendo la significación progresivamente, y en la parte estacional nos encontramos con que no hay ninguna correlación significativa.

En segundo lugar, al observar la función de autocorrelación parcial (FAP), en la parte regular se detecta un corte brusco tras el primer retardo y en la parte estacional observamos que no hay ninguna correlación significativa.

Por tanto, en la parte regular existen un decrecimiento geométrico puro en la función de autocorrelación simple y un corte brusco tras el primer retardo en la función de autocorrelación parcial. Esto se corresponde con un AR(1).

En cuanto a la parte estacional se refiere, llegamos a la conclusión de que los órdenes (P, Q) son cero ya que no hay ninguna correlación significativa ni en la función de autocorrelación simple (FAC) ni en la función de autocorrelación parcial (FAP).

Por tanto, podemos concluir que nuestro modelo es un ARIMA multiplicativo de orden $(1,1,0) \times (0,1,0)_4$, que de forma explícita se expresa

$$(1 - \phi_1 L) = \nabla \nabla_4 Y_t = a_t \quad (1)$$

3.2 Estimación

Una vez especificado el modelo (1), se estima dicho modelo con el método no lineal iterativo indicado anteriormente en la metodología.

El resultado de la estimación se recoge en la *Tabla 8*, de la cual se deduce que el modelo estimado es

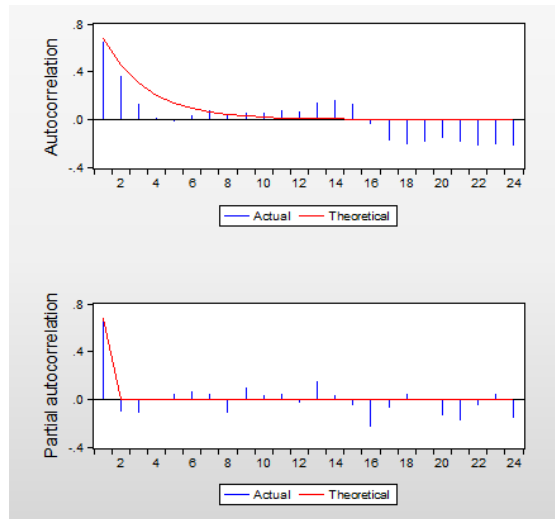
$$(1 - 0.672721) \nabla \nabla_4 Y_t = a_t \quad (2)$$

Tabla 8. Modelo estimado $\nabla \nabla_4 Y_t$

Dependent Variable: D(Y,1,4)				
Method: Least Squares				
Date: 05/17/16 Time: 11:55				
Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4				
Included observations: 74 after adjustments				
Convergence achieved after 2 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.672721	0.089602	7.507844	0.0000
R-squared	0.435662	Mean dependent var	-0.210811	
Adjusted R-squared	0.435662	S.D. dependent var	21.56342	
S.E. of regression	16.19896	Akaike info criterion	8.421192	
Sum squared resid	19155.66	Schwarz criterion	8.452328	
Log likelihood	-310.5841	Hannan-Quinn criter.	8.433613	
Durbin-Watson stat	1.778909			
Inverted AR Roots	.67			

Fuente: Elaboración propia

Figura 12. Correlograma de vs AR(1)



Fuente: Elaboración propia

Como se aprecia en la Figura 12 se ajustan muy bien las funciones de autocorrelación simple y parcial estimadas con las correspondientes a un AR(1).

3.3 Validación

Especificación correcta:

Como podemos comprobar en la Tabla 8, el coeficiente $\hat{\phi}_1$ es estadísticamente significativo (p -valor menor que los valores habituales de α). En consecuencia, todo parece indicar que la especificación es correcta.

Estacionariedad e invertibilidad:

Para poder analizar la estacionariedad e invertibilidad, es necesario calcular el módulo de las raíces del polinomio $\phi(L)$:

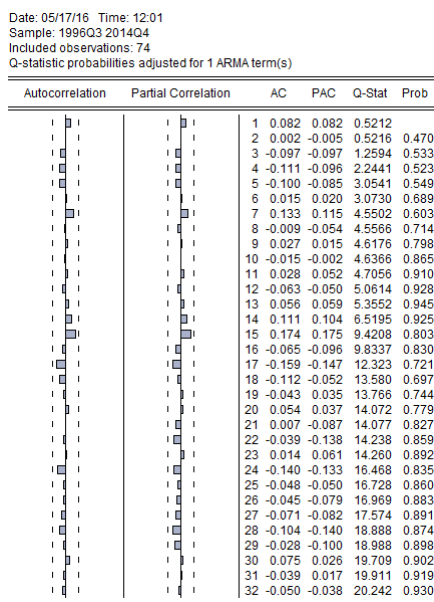
$$|L| = |1 \div 0,67| = 1,49 > 1$$

y como este es mayor a la unidad, podemos afirmar que la serie es estacionaria. Por otro lado, el proceso es invertible por tratarse de un autorregresivo de orden $p = 1$ finito.

Ruido blanco:

Al realizar el test de Ljung-Box podemos afirmar (Figura 13) que aceptamos la hipótesis nula de que a_t es ruido blanco ya que al observar los p -valores, todos son mayores a los valores habituales del nivel de significación α .

Figura 13. Correlograma de los residuos del modelo (2). Test de Ljung-Box



Fuente: Elaboración propia

3.4 Predicción

Con el modelo ARIMA estimado (2), se predice el precio futuro del metro cuadrado para los cuatro trimestres del año 2015, y al conocer los valores reales de la serie Y_t para ese periodo, se puede establecer la calidad de esa predicción calculando el error de predicción (diferencia entre el valor real y el valor predicho).

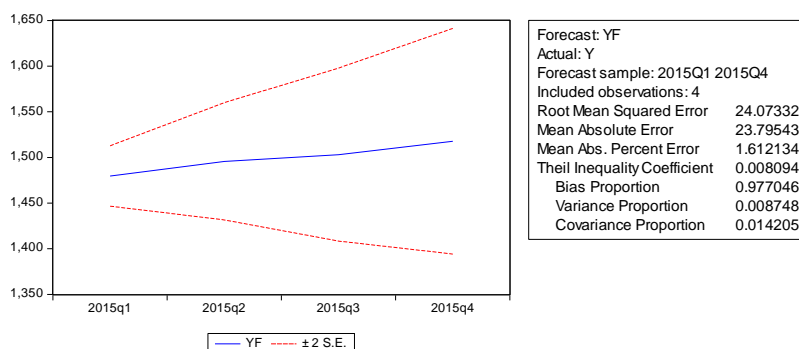
Tabla 9. Predicción sobre Y_t

	1° Trimestre 2015	2° Trimestre 2015	3° Trimestre 2015	4° Trimestre 2015
Real	1457,9	1476,8	1476	1490,1
Predicción	1480	1496	1503	1518
Error de predicción	-22,1	-19,2	-27	-27,9

Fuente: Elaboración propia

Los resultados que recoge la Tabla 9 permiten concluir que el modelo predice francamente bien, ya que vemos que el valor estimado se parece bastante al valor real, hecho que se refleja en un error de predicción bastante pequeño. Además, para poder calibrar la capacidad predictiva del modelo se calcula el índice de desigualdad de Theil (Figura 14), el cual proporciona un valor de 0.008094, que al estar muy cercano a cero permite confirmar que nos encontramos ante un pronóstico muy bueno.

Figura 14. Índice de desigualdad de Theil



Fuente: Elaboración propia

4 Conclusiones, recomendaciones y futuras líneas de investigación

Las principales conclusiones que se extraen del trabajo realizado se agrupan en dos bloques: las que se refieren al sector de la vivienda y las que se derivan del modelo ARIMA elaborado.

Del análisis del sector de la vivienda.

Al analizar el comportamiento de los principales indicadores del sector inmobiliario, hemos llegado a la conclusión de que la burbuja inmobiliaria (1997-2007) acaecida en España tuvo significativas consecuencias y repercusiones. Una de ellas se traduce en la crisis económica, financiera e institucional que tuvo lugar durante el periodo 2008-2014. Esta crisis ha influido en el sector de la construcción trayendo consigo una caída de la demanda de viviendas. Esta reducción se origina ya que las entidades crediticias se ven obligadas a no prestar créditos financieros a los distintos consumidores de viviendas. Por ello, el precio de la vivienda comienza a disminuir de manera paulatina. Al mismo tiempo, empiezan a declararse en quiebra muchas de las empresas promotoras al no existir compradores para las viviendas construidas en los últimos años del “boom” (2006-2007) y al tener pendiente una elevada deuda con las entidades financieras. Es así, cuando la actividad empresarial empieza a descender ya que numerosos trabajadores del sector de la construcción son despedidos.

Además, tenemos que sumarle la situación inflacionista que sufría España en este momento por lo se produce una contracción de la demanda al reducirse la capacidad de gasto de consumo de los hogares.

Adicionalmente, se produce una disminución en el número de firmas hipotecarias debido al clima moroso y pesimista en el que nos encontrábamos.

Finalmente, parece ser que es en el año 2015 donde la larga travesía recesiva del sector de la construcción llega a su fin por lo que este sector vuelve a consolidarse como uno de los motores de crecimiento de la economía española.

Del modelo ARIMA elaborado.

El precio del m² en España en el periodo 1995-2014 es una serie no estacionaria tanto en la parte regular como en la estacional que está generada por un proceso ARIMA multiplicativo de orden $(1,1,0) \times (0,1,0)_4$ que de forma explícita se expresa

$$(1 - 0.672721) \nabla \nabla_4 Y_t = a_t .$$

El modelo predice francamente bien ya que los valores reales y los valores predichos se parecen bastante. Prueba de ello es el valor que resulta al realizar el cálculo del índice de desigualdad de Theil (0.008094) que al estar muy cercano a cero permite afirmar que nos encontramos ante un pronóstico muy bueno.

Referencias

- AA.VV (2015). España, el tercer país del mundo donde más ha bajado el precio de la vivienda desde el inicio de la crisis, *Periódico “El Mundo”*.
Recuperado de <http://www.elmundo.es/economia/2015/04/20/5534ab1bca4741f87e8b456d.html>
- AA.VV (2014). El número de hipotecas bajó un 27,8% en 2013 y ya encadena siete años de caídas, *Periódico “El Economista”*.
Recuperado de <http://www.economista.es/indicadores-espana/noticias263/5573509/02/14/La-firma-de-hipotecas-sobre-viviendas-bajo-un-278-en-2013-y-encadena-siete-anos-de-caidas.html>
- Box, G.; Jenkins, G. and Reinsel, G. (1994). *Time series analysis (Third edition)*. Prentice-Hall. New Jersey
- Caridad y Ocerin, J.M. (1998). *Econometría: modelos econométricos y series temporales*. Editorial Reverté. Barcelona.
- Caridad y Ocerin, J. M. (2005). *EViews*. Ediciones Don Folio.
- Caridad y Ocerin, J.M. (2014). *Series temporales y predicción económica*. Ediciones Don Folio.

Carvajal, R. (2016). El paro se ceba con los varones de la construcción y la industria, *Periódico "La Razón"*. Recuperado de http://www.larazon.es/historico/el-paro-se-ceba-con-los-varones-de-la-construccion-y-la-industria-OJLA_RAZON_76502#.Ttt1PZMJnnxJyUI

Dickey, D.A; Hasza. D and Fuller. W. (1984). Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, 79,355-367.

Greene, W. (1999). *Análisis Económico (3 edición)*. Prentice-Hall. Madrid.

Gujarati, D. (2003). *Econometría*. Editorial McGraw-Hill.

Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.

Instituto Nacional de Estadística (2015). La economía española registró un crecimiento en volumen del 1,4% en el año 2014. Recuperado de <http://www.ine.es/prensa/np926.pdf>.

Llamas, M. (2008). El fin del boom inmobiliario, *Periódico "Libertad Digital Economía"*. Recuperado de <http://www.libertaddigital.com/economia/el-fin-del-boom-inmobiliario-avanza-una-caida-del-precio-de-los-pisos-del-25-por-ciento-1276325120/>

Llamas, M. (2008). Casi el 40% del PIB español depende del negocio del ladrillo, *Periódico "Libertad Digital Economía"*. Recuperado de <http://www.libertaddigital.com/economia/casi-el-40-por-ciento-del-pib-espanol-depende-del-negocio-del-ladrillo-1276328698/>

Novales, A. (1993). *Econometría 2ª ed.* Editorial McGraw-Hill

Pérez López, C. (2006). *Problemas resueltos de Econometría*. Thomson Paraninfo. Madrid

Sospedra, I. (2015). Evolución histórica anual del Euribor, Rankia. Recuperado de <http://www.rankia.com/blog/mejores-hipotecas/2634112-evolucion-historica-anual-euribor>

Uriel, E. y Peiró, A. (2000). *Introducción al análisis de series temporales*. Alfa Centauro, Madrid

Otras páginas webs:

https://es.wikipedia.org/wiki/Econom%C3%ADa_de_Espa%C3%B1a#La_fase_expansiva_.281995-2007.29:_La_entrada_del_euro

<http://casastristes.org/content/burbuja-inmobiliaria-esp%C3%B1ola-y-su-relaci%C3%B3n-con-la-crisis-econ%C3%B3mica-actual>

<http://www.fomento.gob.es/>