



**Universitat de les  
Illes Balears**

Facultat d'Economia i Empresa

**Memòria del Treball de Fi de Grau**

# Análisis de la evolución del nivel de precios de las viviendas en las Islas Baleares.

Carlos Gallego Moll

**Grau d'Economia**

Any acadèmic 2018-19

DNI de l'alumne: 41573317N

Treball tutelat per el Dr Victor Emilio Troster  
Departament d'economia aplicada de la Universitat de les Illes Balears

S'autoritza la Universitat a incloure aquest treball en el Repositori Institucional per a la seva consulta en accés obert i difusió en línia, amb finalitats exclusivament acadèmiques i d'investigació	Autor		Tutor	
	Sí	No	Sí	No
	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Paraules clau del treball:

Índice de los precios de las viviendas; Estacionalidad; Estacionariedad; Modelo de Holt-Winters; Correlograma,

## Índice de contenido

Resumen.....	5
Abstract.....	6
Introducción.....	7
Revisión de la literatura.....	8
Análisis empírico.....	10
Conclusiones.....	25
Bibliografía.....	26
Anexo de los comandos Stata.....	28

## Índice de figuras

Figura 1. Evolución trimestral del IPV .....	11
Figura 2. Evolución de las diferencias de los logaritmos del IPV .....	12
Figura 3. Ajuste del IPV por el método de Holt.....	18
Figura 4. Correlograma de los errores de predicción del método de Holt. ....	19
Figura 5. Ajuste del IPV por el método de Holt-Winters aditivo .....	21
Figura 6. Correlograma de los errores de predicción del método de Holt-Winters aditivo .....	22
Figura 7. Ajuste del IPV por el método de Holt-Winters multiplicativo.....	23
Figura 8. Correlograma de los errores de predicción del modelo Holt-Winters multiplicativo.....	23

## Índice de tablas

Tabla 1. Estadísticos descriptivos. ....	14
Tabla 2. Regresión de las variables binarias estacionales .....	16
Tabla 3. Comparación de los Modelos Estimados para la Evolución del IPV ..	24

## Resumen

Este trabajo analiza la evolución del índice de los precios de las viviendas (IPV) en las Islas Baleares durante el período 2007-2018. Se cuestiona si hay estacionalidad en el IPV y si ésta es estadísticamente significativa. También se repasarán algunos estudios para conocer los factores que influyen en los precios de las viviendas en las Islas Baleares. Se utilizará la serie del IPV trimestral para conocer con más detalle la variación inter-trimestral y se estimará esta serie por medio de distintos modelos como Holt, Holt-Winters aditivo y Holt-Winters multiplicativo. Por último, se compararán los modelos estimados donde se comprobará que las variaciones estacionales varían proporcionalmente al nivel de la serie. Estos descubrimientos pueden ser útiles tanto para compañías inmobiliarias, empresas turísticas e individuos particulares. También para organismos públicos con el fin de corregir desequilibrios y que su evolución no dañe ni se propague a otros sectores. Gracias a este análisis los agentes pueden definir una estrategia donde optimicen sus recursos y decidan mejor el precio a negociar y el momento adecuado para comprar o vender una vivienda en las Islas Baleares.

**Palabras clave:** Índice de los precios de las viviendas; Estacionalidad; Modelo de Holt-Winters; Correlograma.

## **Abstract**

This paper analyzes the evolution of the housing price index (IPV) in the Balearic Islands during the 2007-2018 period. We verify whether there is seasonality the IPV, and if it is statistically significant. Besides, we review some studies that to know the factors that influence the IPV in the Balearic Islands. We apply the quarterly IPV series to examine the quarterly variation in more detail, and we model the IPV by different methods such as Holt, additive Holt-Winters, and multiplicative Holt-Winters. Finally, we compare the estimated models, and we find that seasonal variations fluctuate proportionally to the level of the IPV. These findings are useful for real estate companies, tourism companies, and private individuals. They are also relevant for public organizations to correct imbalances so that the evolution of the IPV does not spread to other sectors of the economy. Our analysis allows economic agents to define an optimal allocation of their resources, to decide the best negotiable price, and to define the best time to sell or to buy a house in the Balearic Islands.

**Keywords:** Housing price index; Seasonality; Holt-Winters model; Correlogram.

## 1. Introducción

El trabajo que he decidido realizar se titula “Análisis de la evolución de los precios de las viviendas en las Islas Baleares”. Desde un primer momento me sentí atraído por la idea de aprender y poner en práctica recursos estadísticos. Son conocimientos principalmente impartidos en la asignatura de macroeconomía aunque debido a la escasez de tiempo en las clases existía la dificultad de ponerlos en práctica. Este trabajo me daba la oportunidad de ello y, conjuntamente, conocer más detalles y sapiencias sobre un sector que tiene un gran peso en la economía como es el sector inmobiliario. Muchos son los estudios que tratan la evolución de los precios de las viviendas, especialmente a partir del boom inmobiliario global (Schwartz, 2009) (Schwartz, 2012) (Duca, Muellbauer, & Murphy, 2010). Su importancia es de tal magnitud que es estudiado tanto para agentes públicos, como por ejemplo los gobiernos o los bancos centrales (Nickell, 2002) con el fin de corregir desajustes de este sector que guardan relación con el equilibrio macroeconómico, como para agentes privados (empresas inmobiliarias, empresas turísticas, particulares, etc.) con el propósito de definir una estrategia que les conduzca a una mayor rentabilidad.

En nuestro caso nos centramos en los precios de las viviendas de las Islas Baleares. El objetivo de este trabajo es analizar su evolución desde 2007 hasta 2018 y realizar un modelo válido de estimación. Los datos usados serán el índice de precios de las viviendas (IPV) que están a disposición del público en la página web del instituto nacional de estadística y en la web del Caib. A partir de ahí, mediante el programa estadístico “Stata” se realizarán todos los gráficos y tablas usados en este trabajo, al igual que los valores óptimos para los modelos de predicción.

La estructura del trabajo se divide de la siguiente manera. En la sección 2 tenemos la revisión de la literatura, es decir, que han dicho otros investigadores sobre este tema. La sección 3 es el grueso del trabajo donde tiene lugar el análisis empírico en el sentido más amplio del concepto. Contiene de manera breve la metodología usada y, seguido de cada explicación del método, se exponen los resultados obtenidos y sus comprobaciones. Dicho contenido incluye un análisis de los estadísticos descriptivos, el método de variables ficticias para demostrar la significancia estadística de la estacionalidad, el método de Holt y el método de Holt-Winters tanto de manera aditiva como multiplicativa, así como una comparativa entre todos los modelos para determinar cuál de ellos se ajusta mejor a la serie. En la sección 4 se manifiestan las conclusiones del estudio. Finalmente, en la sección 5 encontramos las referencias bibliográficas, esto son todos los libros, artículos, reportajes y estudios que se han consultado para poder desarrollar el trabajo.

Al final del trabajo se incluye un anexo donde se puede consultar y seguir todos los pasos realizados con el programa Stata para llegar a los resultados y conclusiones obtenidos.

Por último me gustaría señalar que mediante los comandos de Stata se ha realizado el análisis de medias móviles (Harrison, 1967) y la predicción de los 4 trimestres posteriores a los valores ya recogidos. Sin embargo, he decidido no añadir este método en el trabajo ya que, observando el correlograma, no he sido capaz de descartar la autocorrelación de los residuos.

## 2. Revisión de la literatura

El estudio del mercado de la vivienda ha cobrado gran importancia en el contexto del análisis económico, especialmente a partir de la Gran Recesión (2008). En España, durante los años previos a la crisis se produjo un gran boom inmobiliario que provocó el aumento continuo y acentuado de los precios de las viviendas, llegando muy por encima de su valor real. Las consecuencias de la crisis son por todos sabidas, por ello el aumento de consciencia sobre la importancia de este sector en el funcionamiento general de la economía, especialmente en España.

La importancia de este sector radica en que concentra la riqueza de las economías domésticas. Es considerado como uno de los indicadores esenciales de la salud económica a nivel macro. Como explican Jorge Martínez Pagés y Maza (2003) la vivienda es el componente principal de la riqueza de las familias y por ello es uno de los factores imprescindibles a la hora de hacer análisis macroeconómicos. De hecho, existen evidencias a nivel internacional como la propia Gran Recesión que muestran la relación entre los desequilibrios de este sector con posteriores ajustes financieros o macroeconómicos para mantener o recuperar la salud de la economía en general (Bardhan, Edelstein, & Kroll, 2015).

La mayoría de los estudios de los precios de las viviendas se centran en la evolución en una determinada región a través de series temporales. Sin embargo, en esta sección se pretende buscar una explicación teórica a los factores que explican el precio de este sector.

Además de los evidentes factores de localización, calidad y tamaño, existen otros componentes que afectan al precio de las viviendas. La vivienda es un bien complejo. Se trata de manera simultánea de una inversión y de un bien de consumo, ya que le proporciona bienestar al propietario. Según Muelbauer y Murphy (1997) la competencia entre entidades bancarias es un factor que influye en el volumen y en consecuencia al precio de las viviendas, ya que ha provocado una relajación en las restricciones a la financiación hipotecaria, lo que significa mayor oferta de crédito para las viviendas y una mayor sensibilidad a los movimientos en la renta permanente.

Además, Genesove y Mayer (2001) explican otro factor, en este caso psicológico que afecta al precio: “la aversión a las pérdidas”, los propietarios cuyas viviendas han perdido valor son reacios a colocar el inmueble a un precio de venta acorde al mercado, normalmente ponen un precio más alto al valor del coste ya que no asumen la pérdida de valor. Esto implica unos costes de búsqueda mayores ya que dificulta la transacción provocando un ajuste lento de los precios.



Volviendo al trabajo publicado por Jorge Martínez Pagés y Maza (2003), estos autores afirman que el mercado de la vivienda presenta una serie de particularidades:

- La oferta es relativamente rígida en el corto plazo ya que las viviendas tienen una larga vida media y un largo proceso de producción
- La oferta en el muy largo plazo es limitada ya que el suelo es finito.
- El ratio valor de adquisición/ renta media familiar es elevado, lo que significa que la adquisición de la vivienda esté en buen grado unida a la financiación hipotecaria, siendo éste un factor importante en la demanda.

También menciona los tipos de interés o rentabilidad potencial de inversiones alternativas con el mismo riesgo como factores determinantes en el precio, además del papel que cumplen las expectativas. Éstas alimentan los aumentos de precios en mayor grado que las caídas ya que *“el cambio de una vivienda a otra más cara generalmente requiere de un pago mínimo en efectivo. Al disponer de liquidez con la venta de la casa se aumentan las probabilidades de hacer frente al pago inicial, estimulando la demanda que, a su vez, genera nuevos aumentos de precios”*.

García, Raya, y Montolio (2010) demuestran que durante 1998-2001 el aumento de los precios de las viviendas en Barcelona se explica en parte por el aumento del gasto público en servicios en dicha ciudad que mejoran la calidad de vida del ciudadano y por lo tanto aumentan su disposición a pagar. Dichos servicios van desde el mantenimiento y mejoras de las calles, conservación de parques, mejoras en la conectividad (transporte), etc.

Muñoz-Fernández (2017) hace alusión a factores demográficos como el envejecimiento poblacional, el retardo de la edad de emancipación y la precariedad laboral juvenil para explicar el precio y el volumen en las transacciones de las viviendas.

Respecto a la estacionalidad de los precios no hay tantos estudios.

Un asunto en cuestión es qué factores provocan la estacionalidad del mercado de las viviendas. Ngai y Tenreyro (2009) explican la estacionalidad argumentando que en las temporadas de calor hay una mayor variedad de casas en venta porque coinciden con las vacaciones escolares y por lo tanto es más fácil la movilidad de las familias en ese periodo. Los vendedores conocen este hecho y lo aprovechan en su favor exigiendo un precio más alto y por consecuencia es más probable que los compradores satisfagan sus deseos.

Finalmente, diversos autores Kuo (1996) y Kajuth - Schmidt (2011) abordan la cuestión sobre si realmente la estacionalidad en el mercado de las viviendas es significativa ya que éstas son un bien duradero y su vida útil no está expuesta a fluctuaciones estacionales como el clima. El primero no encuentra una significancia de la estacionalidad. Sin embargo, Kajuth y Schmidt (2011) afirman que la estacionalidad es significativa en el precio de las viviendas tal y como demuestran en su estudio sobre EEUU y Gran Bretaña durante los periodos de 1998-2004 y 1996-2008 respectivamente.

En definitiva, son muchos los factores que influyen en este sector y no se explican por si solos sino que es la combinación de todos ellos la que nos da como resultado el nivel de precios de cada momento.

### 3. Análisis empírico

En este trabajo se analiza la evolución del índice de precios de las viviendas (IPV) de las Islas Baleares. Este índice mide la evolución del nivel de precios de las viviendas nuevas y de segunda mano en las Islas Baleares. Al tratarse de un índice no podremos comparar los precios con otra región, pero sí su evolución.

En los datos sólo se recogen aquellas compraventas que tengan la condición de precio libre. Decimos de precio libre los que no tienen un límite o un mínimo por ley, y a los que puede acceder todo el mundo. No están recogidos los precios de cuyas viviendas no todo el mundo pueda acceder a ella, como por ejemplo los pisos de protección oficial.

Para el cálculo del índice se precisan dos elementos básicos: Los Precios de las viviendas y las ponderaciones. Para evitar los problemas de heterogeneidad de los precios de las viviendas (esto es que los datos recogidos son diferentes en ubicación/ localización, calidad, estructura, etc.) se han agrupado en estratos de viviendas con características similares, con muchos estratos reducidos.

La muestra de datos va desde el primer trimestre de 2007 hasta el último trimestre de 2018. La progresión es trimestral por lo que llegamos a un total de 47 observaciones. El método de recogida de datos es mediante registros administrativos, el método de cálculo del índice es Laspeyres encadenado (Malmquist, 1953) y el período base es 2015.

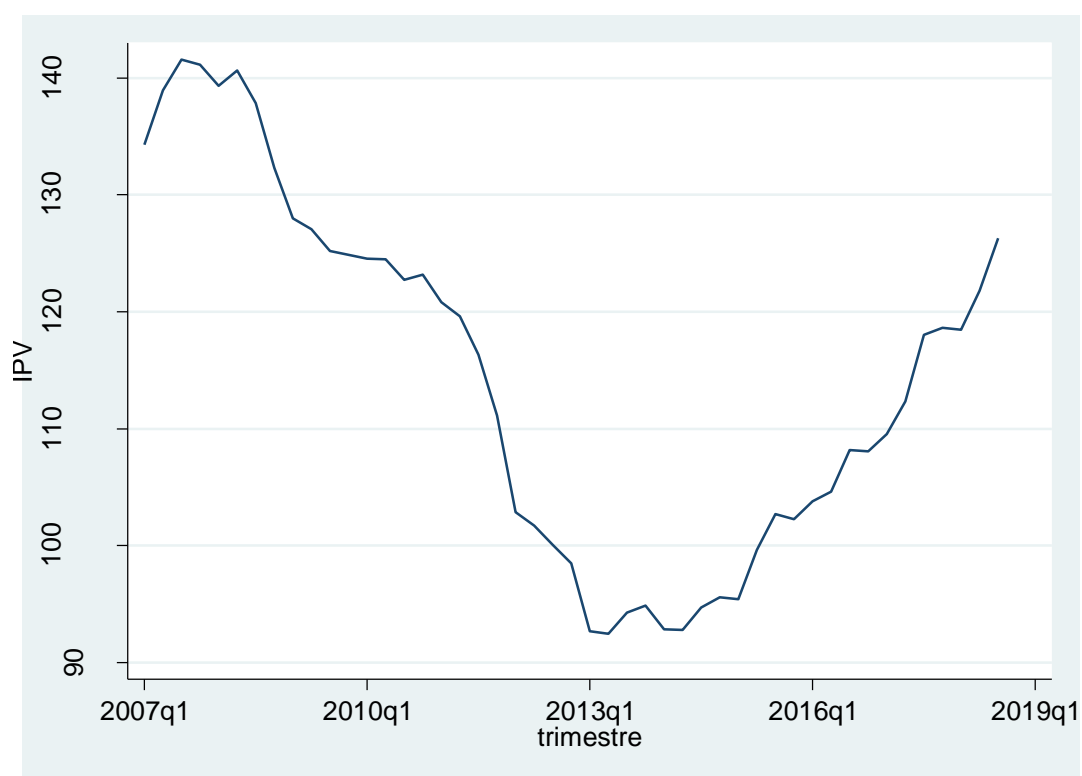
Estos datos están a disposición del público en <https://ibestat.caib.es/ibestat/estadisticas/economia/construccion-habitatge/preu-habitatge/4d44b223-19ed-4bac-8ebb-5bda96d41c19>

Y en la página web del instituto de estadística de España. [www.ine.es](http://www.ine.es)

Si se desea saber algo más acerca de la metodología usada para la recogida de datos es posible consultar el informe metodológico de la misma web.

La Figura 1 de abajo recoge la evolución trimestral del IPV a lo largo del tiempo. Lo más llamativo de este gráfico es que el valor máximo que adopta el índice lo encontramos en los primeros meses, todavía en el 2007. A partir del segundo trimestre de 2008, y ya entrados en plena crisis económica e inmobiliaria, podemos apreciar una caída de los precios hasta el segundo trimestre de 2013. A partir de ahí se observa una subida de los precios hasta el último trimestre de nuestra serie, llegando al nivel de 2010 y quedando aún un poco lejos de su máximo.

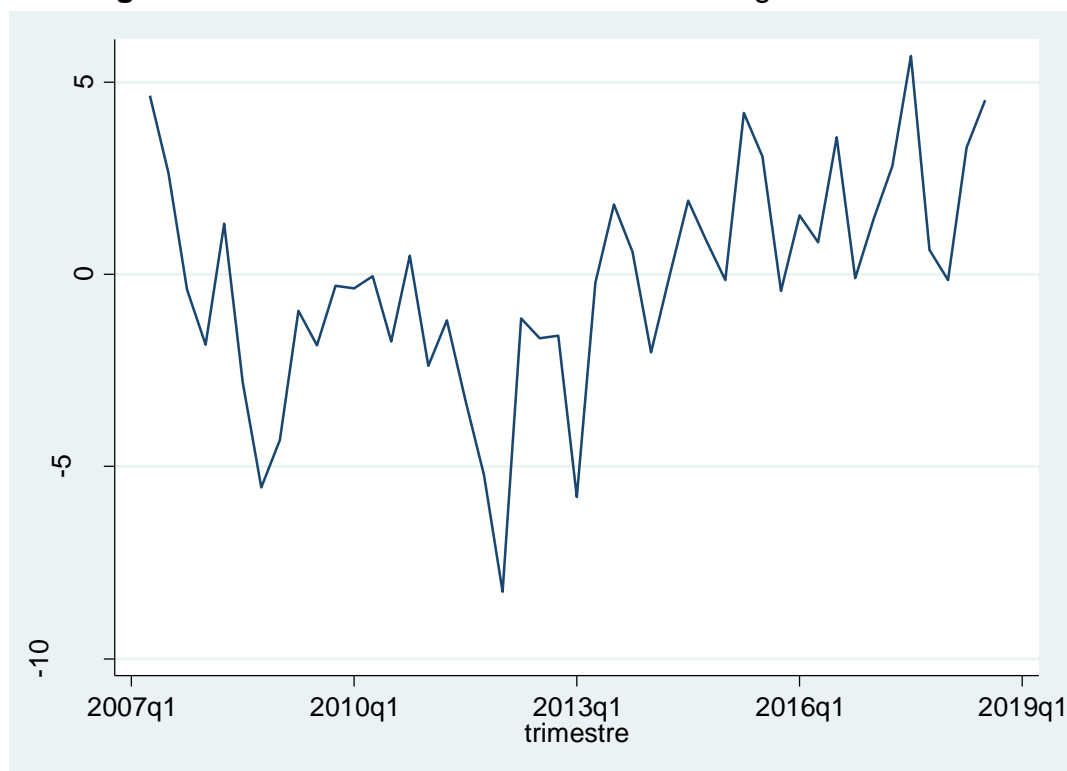
**Figura 1.** Evolución trimestral del IPV



Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

La Figura 2 recoge la evolución de las diferencias de los logaritmos del IPV. Gracias a ello se puede ver la posible presencia de estacionalidad, habiendo constantes cambios de tendencia.

**Figura 2.** Evolución de las diferencias de los logaritmos del IPV



Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

Se definen los datos en Stata como serie temporal, una serie temporal es una sucesión de observaciones ordenadas en el tiempo con la finalidad de analizar su evolución cronológica. En otras palabras, es una distribución de frecuencias de dos dimensiones:

- La variable exógena o independiente, el tiempo.
- La variable endógena,  $y_t$

Por ello, en series temporales se determina un modelo de una sola variable (modelo univariante), donde ésta se autoexplica por sus valores pasados, sin que haya ninguna variable explicativa que entable una relación de causa-efecto.

Para que el análisis no se vea distorsionado es imprescindible la ordenación de los datos. Será dicha ordenación la que permitirá la predicción de sus valores futuros

A continuación, se analizan los principales estadísticos descriptivos del IPV,  $IPV_t$ , y de la diferencia de los logaritmos del IPV,  $\Delta IPV_t$ .

Se procede a explicar algunos estadísticos descriptivos representados en la

**Tabla 1.** Podemos observar que el valor mínimo del nivel de precios es de 92.472 recogido en el segundo trimestre de 2013. Por el contrario, el valor máximo es de 141.55 registrado en el tercer trimestre de 2007.

En cuanto a las medidas de centralidad del IPV, no hay una gran diferencia entre ellas ya que la media toma un valor de 114.408 y la mediana un valor de 116.348, menos de dos puntos de diferencia, por lo que la distribución del IPV es simétrica.

Si pasamos a las medidas de dispersión nos encontramos con la desviación típica, con un valor de 15.616, lo que nos da muestra de la gran disparidad de valores de la variable. Por lo que podemos afirmar que los precios de las viviendas de Baleares son muy volátiles.

Referente a los estadísticos de distribución, tenemos al estadístico de simetría que presenta una ligera asimetría positiva, esto es por el lado izquierdo de la distribución. También el estadístico de curtosis, que mide la concentración de las observaciones en la zona central de la variable. En nuestro caso vemos que se trata de una distribución platicúrtica, esto es un poco “achatada”, con poca concentración de las variables en la zona central, ya que su valor (1.81) es menor que 3.

Para acabar con la fila del IPV, el valor del contraste de ADF no es significativo. El valor que se obtiene del t-statistic (0.267) es menor en valor absoluto al valor crítico de significación. Es decir, no rechazamos la  $H_0$  y esto significa que hay raíces unitarias y por consecuencia que la serie no es estacionaria.

Ahora se introduce un cambio respecto a la primera fila de la tabla. Se aplica la primera diferencia del logaritmo del nivel de precios de las viviendas. Así se aprecia cuan diferente es el nivel de precios respecto al trimestre anterior.

De esta forma, el mes en el que hubo un mayor cambio negativo fue en el primer trimestre de 2012 con una disminución del 8.251. El mayor aumento se registró en tercer trimestre de 2017 (5.668). La mediana y la media reflejan pocos cambios (-0.151 y -0.174 respectivamente) pero los valores de la varianza y desviación típica son bastante elevados (8.431 y 2.904 respectivamente). El hecho de que convivan valores donde la media y mediana de las diferencias sea pequeño con altos valores de varianza y desviación típica se explica por la estacionalidad.

En cuanto a las medidas de distribución, el valor de la simetría del  $\Delta IPV_t$  muestra una ligera asimetría hacia la derecha (-0.401). En contraposición al nivel de precios, la diferencia de los logaritmos presenta una distribución normal de sus valores en la zona central, es decir ni demasiado achatada ni demasiado puntiaguda. Esto significa que la mayoría de los valores de la variable están cerca de la media, el valor de curtosis es próximo al 3 (distribución mesocúrtica).

Por último se analiza el valor del contraste de Dickey-Fuller (1979). En esta ocasión el valor es significativo ya que al ser mayor (en valor absoluto) que el valor crítico rechazamos la  $H_0$ , por lo tanto, la serie es estacionaria.

**Tabla 1.** Estadísticos descriptivos.

	$IPV_t$	$\Delta IPV_t$
Mínimo	92.472	-8.251
Mediana	116.348	-0.151
Máximo	141.55	5.668
Media	114.408	-0.174
Desviación típica	15.616	2.904
Varianza	243.861	8.431
Simetría	0.168	-0.401
Curtosis	1.81	3.331
ADF (Dickey-Fuller, 1979)	0.267	<b>-4.430</b>

Nota: La fila de "ADF" se refiere al valor del estadístico  $t$  del contraste de Dickey-Fuller aumentado. Rechazamos  $H_0$  al 5% de significación en negrita. Los valores críticos para los estadísticos  $t$  del contraste de " $IPV_t$ " y " $\Delta IPV_t$ " son -3.520 y -3.524. Fuente: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

Para conocer la importancia de la estacionalidad sobre el nivel de precios se proviene a descomponer la serie del IPV.

Para ello se usa un modelo de regresión conocido como el modelo de variables ficticias o modelo con variables dummy (Suits, 1957), en el cual se pretende explicar una variable dependiente a partir de variables ficticias de trimestres. En nuestro caso la variable dependiente será la diferencia de logaritmos del nivel de precios y los regresores serán el segundo, tercer i cuarto trimestre.

Utilizamos la diferencia de los logaritmos en lugar del nivel de precios porque, en primer lugar, es deseable la estacionariedad de los datos ya que de lo contrario los estimadores no serían consistentes.

Se dice que una serie es estacionaria en covarianza cuando su media y su varianza no dependen del tiempo. Para que la serie sea estacionaria se deben cumplir estas 3 condiciones:

- $E(x_t) = E(x_{t+k}) = \mu$
- $Var(x_t) = Var(x_{t+k}) = \sigma^2$
- $Covar y_t = E[(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu)]$

Una manera de comprobar la estacionariedad es mediante el análisis de raíces unitarias (Granger & Newbold, 1974) y tal y como hemos hecho con el contraste de ADF (Dickey & Fuller, 1979) en la sección de los estadísticos descriptivos concluimos que si usamos el nivel de precios la serie no es estacionaria y, en cambio, si usamos la diferencia de los logaritmos la serie es estacionaria.

Por lo tanto, se toma la primera diferencia del IPV para dar lugar a un proceso estocástico estacionario. Así pues, para hacer la regresión se usará la diferencia de los logaritmos del nivel de precios en lugar del propio nivel de precios.

La variable omitida o de comparación es el primer trimestre, siendo el intercepto de la recta de regresión de la categoría base (primer trimestre). Los coeficientes estimados ( $\beta_j$ ) indican un cambio en el intercepto de la ecuación 1 abajo, siendo  $e_t$  el término de error aleatorio. Por tanto, el esquema de descomposición sería el siguiente:

$$\Delta IPV_t = \beta_0 + \beta_1 t_2 + \beta_2 t_3 + \beta_3 t_4 + e_t, \quad (1)$$

donde  $\Delta IPV_t = \ln(IPV_t) - \ln(IPV_{t-1})$  y

$$t_2 = \begin{cases} 1, & \text{si estamos en el segundo trimestre,} \\ 0, & \text{caso contrario,} \end{cases}$$

$$t_3 = \begin{cases} 1, & \text{si estamos en el tercer trimestre,} \\ 0, & \text{caso contrario,} \end{cases}$$

$$t_4 = \begin{cases} 1, & \text{si estamos en el último trimestre,} \\ 0, & \text{caso contrario,} \end{cases}$$

La Tabla 2 presenta los resultados de la regresión de la Ecuación (1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Como se puede ver en la

Tabla 2, en el segundo trimestre se produce el mayor cambio de la serie en comparación con el primer trimestre, con un cambio de 3.151 respecto al primer trimestre.

Además, en el tercer trimestre el cambio en el IPV también tiene signo positivo y se llega a unos cambios de 3 respecto al primer trimestre. Es decir, en el segundo y tercer trimestre la tasa de variación inter-trimestral es significativamente superior a la del primer trimestre. Además, estos cambios son significativos al 5% de significación. No obstante, no se producen cambios significativos del IPV en el cuarto trimestre respecto al primer trimestre ya que su  $p$ -valor es mayor que 0.05.

Por lo tanto, se puede apreciar en la Tabla 2 que hay estacionalidad positiva en el segundo y tercer trimestre, por lo que el nivel de precios aumenta durante este período.

**Tabla 2.** Regresión de las variables binarias estacionales

	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico $t$	P-valor
Cons	<b>-2.025</b>	0.916	-2.21	0.03
$t_2$	<b>3.151</b>	1.100	2.86	0.007
$t_3$	<b>3.009</b>	1.279	2.35	0.023
$t_4$	1.022	1.142	0.89	0.376
P-Valor F = 0.0154				

Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE. Los coeficientes en negrita son significativos al 5% de significación.

Para describir y predecir los comportamientos de la serie temporal se utilizarán diversos modelos, cada uno de ellos con una particularidad distinta que nos permitirá acercarnos desde una óptica distinta en cada caso.

El modelo de estacionalidad de Holt es un modelo usado para alisar o pronosticar una serie temporal. Es una extensión del modelo exponencial simple, (Pliego, 1990) el cual no funciona bien cuando hay una tendencia en los datos. Por eso se introduce un componente de tendencia en la media móvil, que tenga en cuenta la posibilidad de que existan oscilaciones en una serie temporal. El método de Holt (1957) viene dado por la siguiente fórmula:

$$\widehat{IPV}_{t+1} = a_t + b_t * t, \quad (2)$$

donde  $a_t$  es el intercepto y  $b_t$  es la pendiente.

$$a_t = \alpha \widehat{IPV}_t + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}),$$

$$b_t = \beta (a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1},$$

donde  $\alpha \in [0,1]$  y es un componente asociado con el nivel del IPV y  $\beta \in [0,1]$  es un componente relacionado con la tendencia del IPV. El término  $a_t$  es la media del IPV que se desplaza con el tiempo; se trata de un suavizado de los datos. El término  $b_t$  es el coeficiente de la tendencia determinística que deriva, esto es, que se va adaptando a la tendencia (tendencia pasada): suavizado de la tendencia. Ayuda a conseguir la convergencia con la serie observada cuando  $\alpha$  está demasiado cerca del límite.

Así pues, la validez del modelo de Holt tendrá su efectividad en la elección de los parámetros de suavizado  $\alpha$  y  $\beta$ . Dichos parámetros se pueden estimar minimizando la suma de los errores cuadrados de predicción del IPV de acuerdo con la ecuación (2) arriba.

En la ecuación (4) se muestra que la fórmula que minimiza el error es aquella en la que la diferencia entre los valores observados y los predichos se elevan al cuadrado, sujeto a las restricciones de que tanto  $\alpha$  y  $\beta$  comprendan los valores



entre 0 y 1. Sabemos que el valor observado es igual al valor predicho más un componente de error,  $IPV_t = \widehat{IPV}_t + e_t$ , si aislamos el componente de error tenemos:

$$e_t = IPV_t - \widehat{IPV}_t. \quad (3)$$

Ahora sí, podemos hacer la sumatoria de la anterior ecuación para todos los períodos de observación y obtenemos los parámetros  $\alpha$  y  $\beta$  que minimizan el error cuadrático medio de predicción:

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{t=1}^n (IPV_t - \widehat{IPV}_t)^2, \quad (4)$$

$$s. a. \begin{cases} \alpha \in [0,1], \\ \beta \in [0,1]. \end{cases}$$

A mayor valor de los parámetros, mayor peso tiene el último periodo observado, por lo tanto, se considera que cuando los valores óptimos son altos significa que existen fuertes oscilaciones en la serie y se precisará de un menor suavizado para ajustar mejor dichas oscilaciones. Por el contrario, a menor valor, mayor dispersión de peso en los periodos (menor peso del último) y por lo tanto se requiere un mayor alisado.

En este análisis sólo trabajamos con datos dentro de la muestra. Los valores óptimos de  $\alpha$  y  $\beta$  son revisados a cada periodo con el fin de minimizar el error cuadrático medio. En este caso se obtiene un  $\alpha = 1$ , lo que significa que se adaptará lo más rápido posible a las variaciones estacionales, tan solo con un periodo de retardo, tal y como se percibe en la Figura 3. El valor de  $\beta$  es pequeño,  $\beta = 0.1734$ , por lo que hay poca corrección de la tendencia.

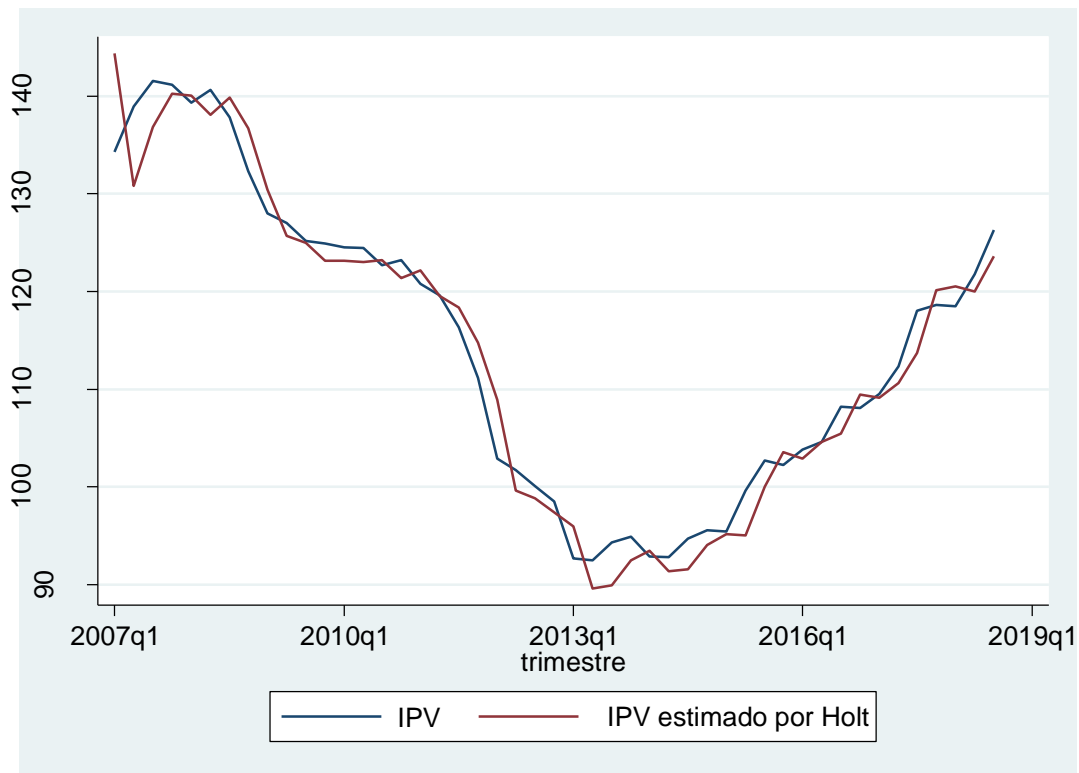
Por lo tanto, con los datos obtenidos la ecuación del modelo de Holt, (1957) se reescribe de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \widehat{IPV}_{t+1} &= a_t + b_t * t, \\ a_t &= 1 * \widehat{IPV}_t, \\ b_t &= 0.1734 (a_t - a_{t-1}) + 0.8266 b_{t-1}, \\ \widehat{IPV}_{t+1} &= IPV_t + [0.1734 (a_t - a_{t-1}) + 0.8266 b_{t-1}] * t. \end{aligned} \quad (5)$$

Con los parámetros expuestos se puede predecir el modelo: la línea roja de la Figura 3 corresponde a la ecuación (5). Se observa que la serie estimada es

bastante parecida a la observada, imitando tendencias pero con un periodo de retardo.

**Figura 3.** Ajuste del IPV por el método de Holt

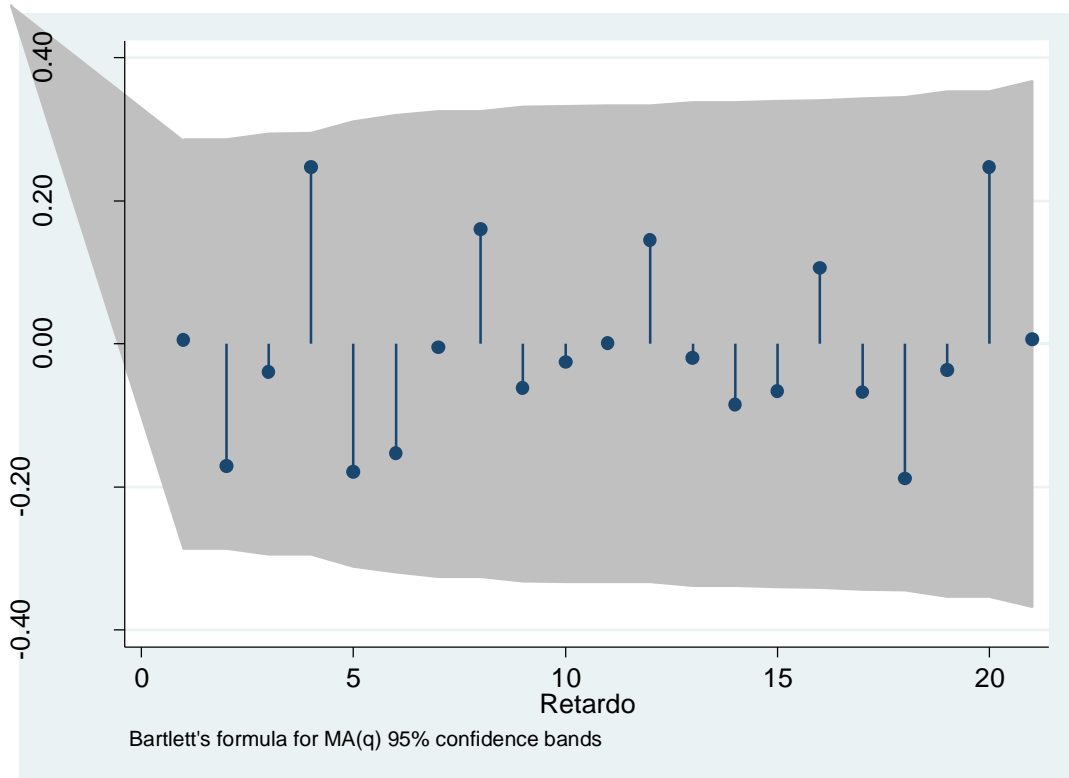


Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

Para validar el modelo es necesario descartar la autocorrelación de los residuos. Esto es que los errores de predicción de la ecuación (4) sigan un proceso de ruido blanco. Esto se da cuando dichos residuos no presentan correlación entre ellos, son aleatorios y por lo tanto no se pueden predecir ni hacer una media fiable.

Para analizarlos se comprueba el correlograma de los residuos del modelo de la ecuación (5). En la Figura 4 se comprueba que los errores son inferiores a los valores críticos del contraste de Bartlett (1937) de correlación de los residuos al 5% de significación, por lo que se confirma que no hay autocorrelación de los residuos, el error sigue un proceso de ruido blanco.

**Figura 4.** Correlograma de los errores de predicción del método de Holt.



Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

El modelo de Winters (1960) también llamado modelo exponencial triple es una extensión del anterior pero en este caso se introduce un nuevo término. Cuando se desea analizar el corto plazo a veces se presentan problemas de estacionalidad. Para corregirlo se puede introducir un nuevo componente que tenga en cuenta dicha estacionalidad.

Si la obviamos (como en el modelo de Holt), el análisis sólo tendrá validez para el medio plazo ya que cambios en el corto plazo no podrán ser examinados. Por ejemplo, supongamos que el nivel de precios aumenta en el segundo trimestre, con el modelo de Holt no somos capaces de saber si este aumento es debido a la tendencia o se explica por la estacionalidad, porque como se detalla en el apartado de la regresión de las variables binarias el nivel de precios es significativamente más alto en el segundo trimestre que en el primero. Siguiendo la misma regla no se puede saber si un descenso del nivel de precios en el primer trimestre es explicado por la temporada o porque se encuentra en una tendencia bajista. Así pues, la introducción de un componente estacional permitirá analizar más en profundidad el corto plazo.

El método Holt-Winters aditivo viene dado por la siguiente fórmula:

$$\widehat{IPV}_{t+1} = a_t + b_t * t + s_t, \quad (6)$$

$$a_t = \alpha (IPV_t - s_{(t-L)}) + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}),$$

$$b_t = \beta (a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1},$$

$$s_t = \gamma (IPV_t - a_t) + (1 - \gamma) s_{(t-L)},$$

donde  $\gamma \in [0,1]$  y es un componente asociado a la estacionalidad,  $s_t$  es el suavizado del componente estacional y  $L$  representa el número de frecuencias al año, en este caso trimestres. Es decir,  $s_{(t-L)}$  es el último dato observado del trimestre en el que estamos. El resto de componentes son explicados en el suavizado de Holt y adquieren el mismo significado.

Al igual que en el modelo anterior, el criterio adoptado para encontrar los valores óptimos será minimizar el error cuadrático medio definido en la ecuación (4) aunque con un ligero cambio que quedaría de la siguiente manera:

$$\min_{\alpha, \beta, \gamma} \sum_{t=1}^n (IPV_t - \widehat{IPV}_t)^2, \quad (7)$$

$$s. a. \begin{cases} \alpha \in [0,1], \\ \beta \in [0,1], \\ \gamma \in [0,1]. \end{cases}$$

En esta ocasión los resultados que obtenemos son  $\alpha = 0.950$ ,  $\beta = 0.237$  y  $\gamma = 1$ .

Se puede reescribir la ecuación (6) con los datos óptimos y se obtiene la ecuación (8) que viene a reflejar la línea roja :

$$\widehat{IPV}_{t+1} = a_t + b_t * t + s_t,$$

$$a_t = 0.9499 (IPV_t - s_{(t-L)}) + (0.05001)(a_{t-1} + b_{t-1}),$$

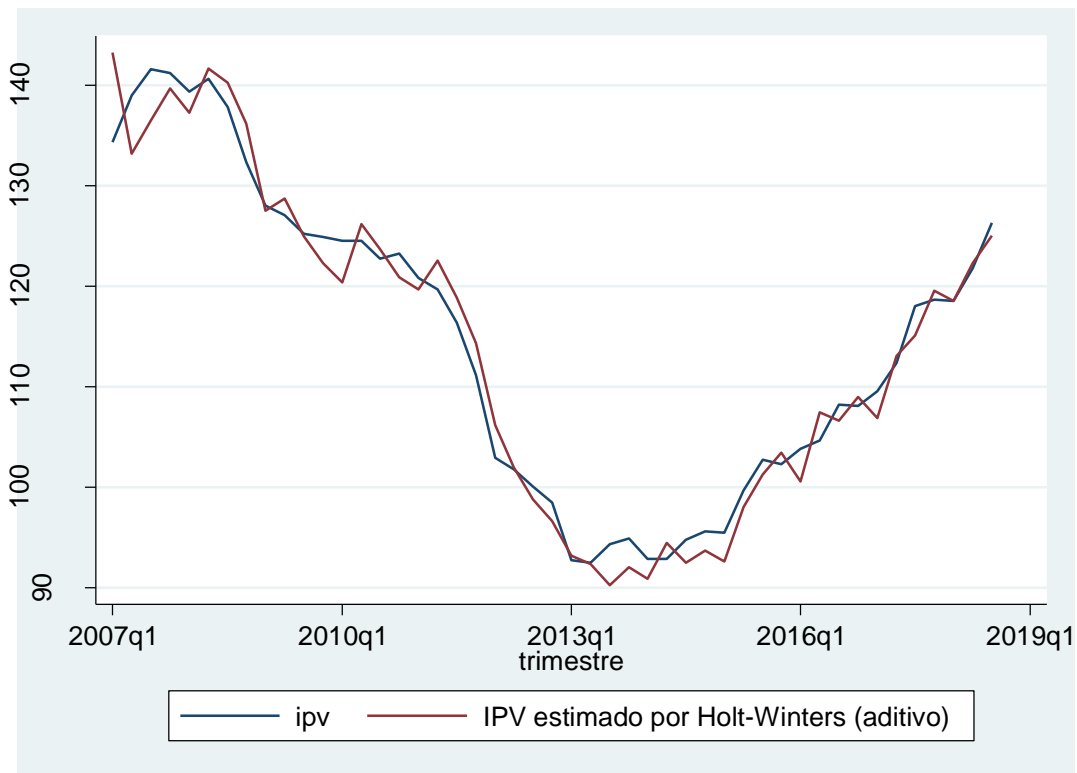
$$b_t = 0.2367 (a_t - a_{t-1}) + 0.7633 b_{t-1},$$

$$s_t = IPV_t - a_t,$$

$$\widehat{IPV}_{t+1} = 0.9499 (IPV_t - s_{(t-L)}) + (0.05001)(a_{t-1} + b_{t-1}) + 0.2367 (a_t - a_{t-1}) + 0.7633 b_{t-1} + IPV_t - a_t. \quad (8)$$

Esta ecuación viene a reflejar la línea roja de la Figura 5, tal y como se puede ver, no solo tiene en cuenta el último dato observado aunque sea el que tenga mayor peso. Se comprueba que éste modelo no está tan desfasado como el anterior en el sentido que no va con un retardo completo, por ejemplo: En el primer trimestre de 2008 el nivel de precios disminuye y en el segundo trimestre de 2008 el nivel aumenta, pasa lo mismo con el valor predicho, esto significa que el modelo es capaz de predecir cambios en la tendencia, aunque con cierto margen de error.

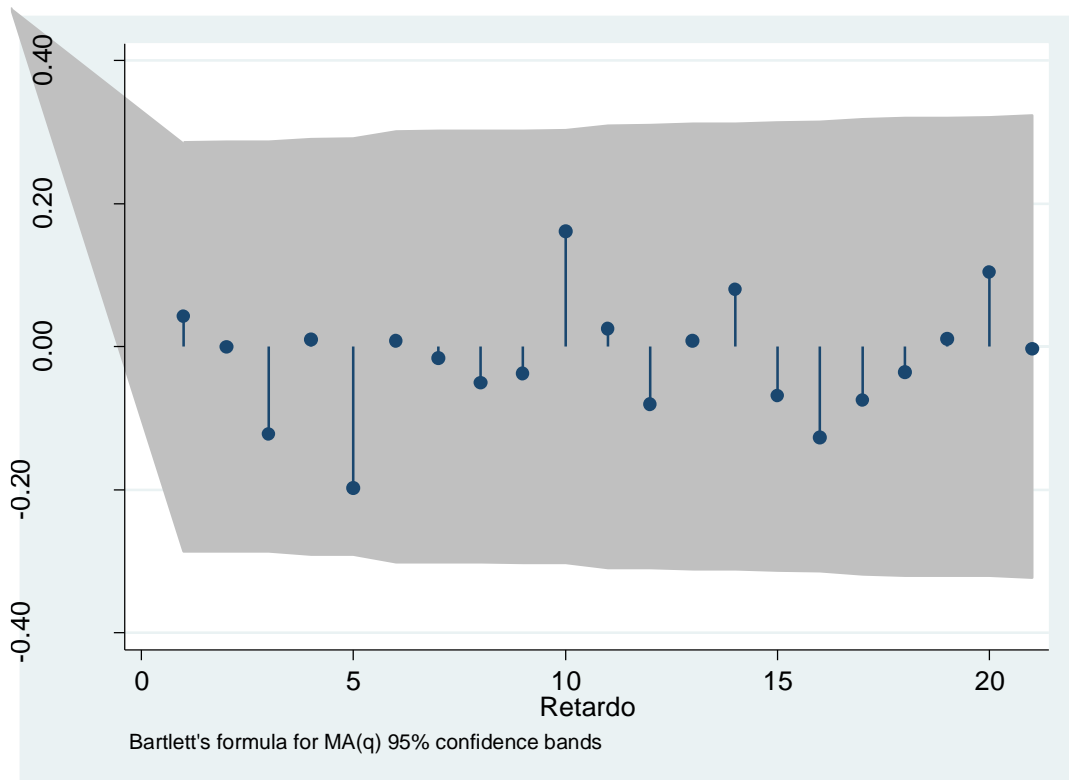
**Figura 5.** Ajuste del IPV por el método de Holt-Winters aditivo



Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

De nuevo, en la Figura 6 se analiza el correlograma de los errores de predicción del modelo de Holt-Winters para validar el modelo. Se comprueba que los residuos son inferiores a los valores críticos del contraste de correlación de los residuos de Bartlett (1937) al 5% de significación, y por lo tanto se descarta la autocorrelación.

**Figura 6.** Correlograma de los errores de predicción del método de Holt-Winters aditivo



Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

El modelo de Holt-Winters multiplicativo con estacionalidad es muy similar al modelo aditivo, pero en esta ocasión los componentes se combinan de manera multiplicativa. Esto significa que el suavizado varía proporcionalmente con el nivel (valor promedio) de la serie, mientras que en el aditivo el suavizado es constante para todos los niveles de la serie. En el modelo aditivo, el componente estacional está expresado en términos absolutos en la escala de la serie observada, mientras que en el multiplicativo está expresado en términos relativos (porcentaje).

$$\widehat{IPV}_{t+1} = (a_t + b_t * t) * s_t, \quad (9)$$

$$a_t = \alpha \frac{\widehat{IPV}_t}{s_{(t-L)}} + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t = \beta (a_t - a_{t-1}) + (1 - \beta)b_{t-1}$$

$$s_t = \gamma \frac{\widehat{IPV}_t}{a_t} + (1 - \gamma)s_{(t-L)}$$

No hay diferencias en el significado de los componentes respecto al modelo aditivo.

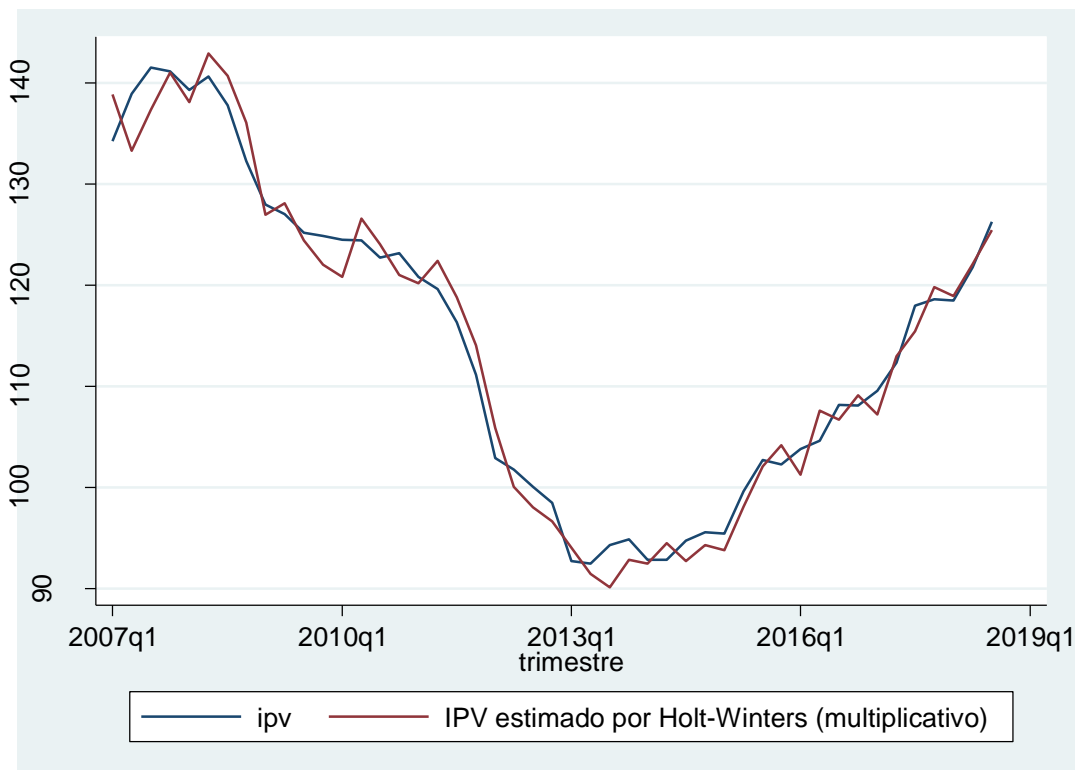
Los parámetros óptimos son:

- $\alpha = 0.931$
- $\beta = 0.401$
- $\gamma = 1$

Se puede reescribir la ecuación (9) con los datos óptimos y se obtiene la ecuación (10) que gráficamente se ve en la línea roja de *Figura 7*:

$$\widehat{IPV}_{t+1} = 0.931 \frac{\widehat{IPV}_t}{S_{(t-L)}} + 0.069(a_{t-1} + b_{t-1}) + [0.401(a_t - a_{t-1}) + 0.599 b_{t-1}] * t + \frac{\widehat{IPV}_t}{a_t} \quad (10)$$

**Figura 7.** Ajuste del IPV por el método de Holt-Winters multiplicativo

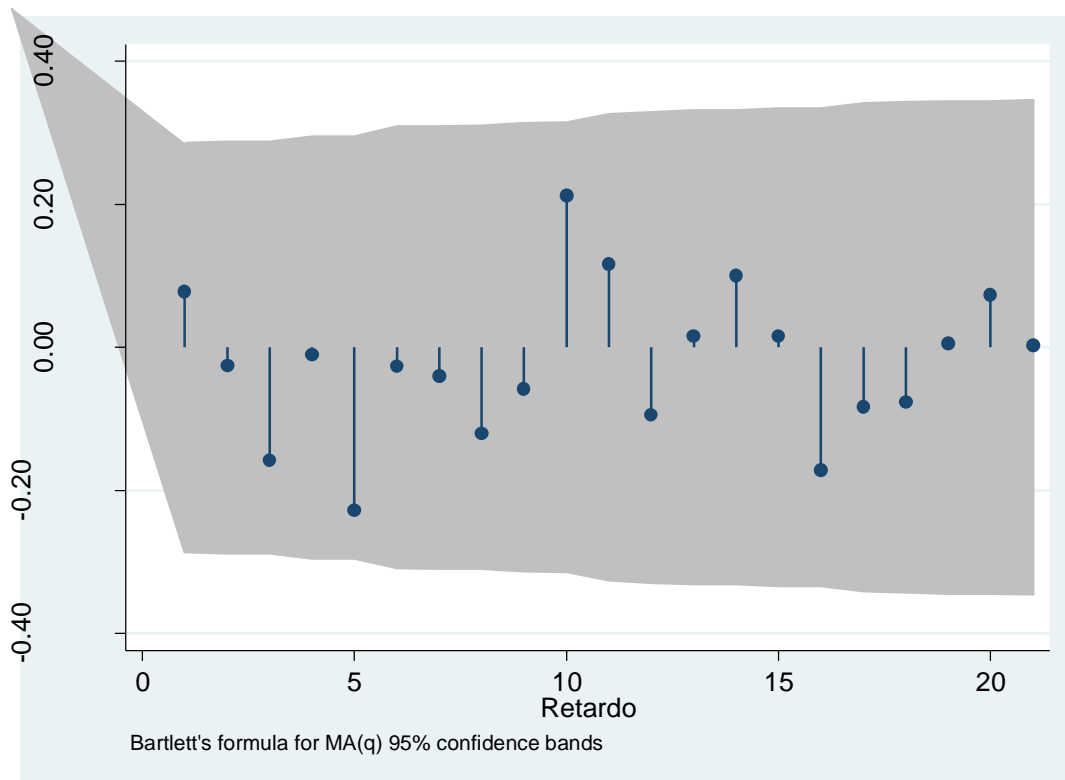


Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

Siguiendo la misma regla que en los modelos anteriores, en

**Figura 8** se procede a evaluar el correlograma de los errores de predicción para dar validez al modelo. Una vez más, los residuos de Bartlett están dentro de los valores críticos al 5% de significación, lo que demuestra que no hay autocorrelación de los residuos de Bartlett.

**Figura 8.** Correlograma de los errores de predicción del modelo Holt-Winters multiplicativo



Nota: Elaboración propia, datos extraídos de INE.

Por último, se procede a comparar los modelos estimados y comprobar cuál de ellos es capaz de hacer una mejor predicción. Se demuestra que el Holt-Winters multiplicativo es el mejor modelo ya que posee la menor suma de residuos al cuadrado. Que el método de Holt-Winters multiplicativo haga una mejor predicción que el aditivo es señal de que las variaciones estacionales que se producen varían proporcionalmente al nivel de la serie.

**Tabla 3.** Comparación de los Modelos Estimados para la Evolución del IPV

	Holt	Holt-winters aditivo	Holt-Winters multiplicativo
Alpha	1.000	0.950	0.931
Beta	0.173	0.237	0.401
Gamma	-	1.000	1.000
Suma de residuos al cuadrado	438.878	339.918	251.708
Error cuadrático medio	3.056	2.689	2.314

Fuente: Elaboración propia, datos extraídos de INE.



#### 4. Conclusiones.

El valor más importante que se puede extraer de este trabajo es la demostración de la estacionalidad de los precios de las viviendas en las Islas Baleares. En este trabajo se demuestra que en el segundo y tercer trimestre los precios de las viviendas en el territorio insular son significativamente superiores a los 3 primeros meses del año. Tiene sentido al saber que la economía Balear es muy dependiente del turismo y éste tiene su máximo esplendor en los meses de sol. La llegada de tantos turistas a las Baleares durante este tramo del año, especialmente de países de origen con una alta renta per cápita como Alemania, Gran Bretaña o Rusia, da la posibilidad de que muchos de ellos vean estas islas como el lugar ideal para establecer su residencia de verano.

En el apartado del análisis empírico se expone la idoneidad de los datos, es decir que los datos son estacionarios y por lo tanto los estimadores son eficientes. También se demuestra que se puede estimar eficazmente la serie con modelos como el de Holt o el de Holt-Winters, lo cual es aprovechable para empresas inmobiliarias, particulares que venden y/o compran viviendas, organismos públicos, etc. A partir de aquí me surge la idea de complementar éste trabajo con un análisis empírico del precio de las viviendas donde se incluyan más variables que puedan afectar al precio. Además de la estacionalidad y la tendencia se podrían incluir y ponderar parámetros que tengan en cuenta el tipo de interés de acceso al crédito para la vivienda o la renta per cápita de las principales nacionalidades de los turistas en las Baleares, por ejemplo. El fin de esta extensión es el de obtener una predicción más precisa y dar la posibilidad de estimar los valores futuros. El principal obstáculo de esta extensión es la complejidad del análisis.

Respecto a los modelos usados en este trabajo se confirma que el método que mejor estima la serie es el de Holt-Winters multiplicativo, es decir, las oscilaciones estacionales varían proporcionalmente al nivel de la serie, lo que significa que a mayor nivel de precios mayor variaciones.

Otra perspectiva del estudio, viendo la tendencia alcista del nivel de precios de las viviendas desde el tercer trimestre de 2013, consiste en preguntarse si se alcanzarán los niveles máximos de la serie previos a los meses de caída drástica del IPV. De ser así, lo interesante es preguntarnos si será en un contexto de burbuja inmobiliaria o en un contexto estructural más sólido. Para ello no sería suficiente fijarse únicamente en el nivel de los precios de las viviendas, sino que lo tendríamos que comparar con otros indicadores como la inflación, la evolución del PIB, el euribor, la evolución de los salarios, el ratio hipotecas/ventas, etc. A raíz de aquí nace la posibilidad de realizar otros estudios que complementarían este trabajo.

El objetivo último de mi estudio es contribuir a la toma de decisiones por parte de los agentes que intervienen en este sector, para que así puedan obrar con mayor información y hacer un uso eficiente de los recursos.

## 5. Referencias Bibliográficas

- Bardhan, A., Edelstein, R. H., & Kroll, C. A. (2015). The Financial Crisis and Housing Markets Worldwide: Similarities, Differences, and Comparisons. In *Global Housing Markets* (pp. 1–20). Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc.
- Bartlett, M. S. (1937). Properties of Sufficiency and Statistical Tests. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A, Mathematical and Physical Sciences*, 160(901), 268–282.
- 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(366a), 427–431.
- Duca, J. V., Muellbauer, J., & Murphy, A. (2010). Housing markets and the financial crisis of 2007–2009: Lessons for the future. *Journal of Financial Stability*, 6(4), 203–217.
- García, J., Raya, J. M., & Montolio, D. (2010). Local Public Expenditures and Housing Prices. *Urban Studies*, 47(7), 1501–1512.
- Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behaviour: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1233–1260.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
- Harrison, P. J. (1967). Exponential Smoothing and Short-Term Sales Forecasting. *Management Science*, 13(11), 821–842.
- Holt, C. C. (2004). Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages. *International Journal of Forecasting*, 20(1), 5–10.
- Jorge Martínez Pagés, & Maza, L. Á. (2003). *Análisis del Precio de la Vivienda en España* (Documento de Trabajo No. 0307, Banco de España).
- Kajuth, F., & Schmidt, T. (2011). Seasonality in house prices (No. 2011, 08). Deutsche Bundesbank.
- Kuo, C.-L. (1996). Serial correlation and seasonality in the real estate market. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12(2), 139–162.
- Malmquist, S. (1953). Index numbers and indifference surfaces. *Trabajos de Estadística*, 4(2), 209–242.
- Muelbauer, J., & Murphy, A. (1997). Booms and Busts in the UK Housing Market. *Economic Journal*, 107, 1701–1727.
- Muñoz-Fernández, G. A. (2017, June). Juventud y Mercado de la Vivienda en España. *Revista de Estudios de Juventud*, 155–168.
- Ngai, L. R., & Tenreyro, S. (2014). Hot and cold seasons in the housing market. *American Economic Review*, 104(12), 3991–4026.

- Nickell, S. (2002). Monetary Policy Issues: Past, Present, Future. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 42.
- Pliego, F. J. M. (1990). *Curso básico de estadística económica*. Editorial AC.
- Schwartz, H. M. (2009). *Subprime nation: American power, global capital, and the housing bubble*. (C. U. Press., Ed.).
- Schwartz, H. M. (2012). Housing, the Welfare State, and the Global Financial Crisis. *Politics & Society*, 40(1), 35–58.
- Suits, D. B. (1957). Use of Dummy Variables in Regression Equations. *Journal of the American Statistical Association*, 52(280), 548–551.
- Winters, P. R. (1960). Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages. *Management Science*, 6(3), 324–342.

## **Anexo**

En el siguiente enlace se pueden encontrar los comandos utilizados con el programa Stata para la construcción de los gráficos, tablas y modelos que aparecen en el trabajo.

<https://github.com/cgallegom/Evolucion-IPV-Baleares>