



Universidade de Santiago de Compostela  
Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais

**TRABAJO DE  
FIN DE GRADO**

**DINÁMICAS DEL  
MERCADO  
INMOBILIARIO  
ESPAÑOL**

**DESDE UNA PERSPECTIVA DE  
VALORACIÓN DE ACTIVOS**

Mateo Cacho Uzal

Junio 2024

Trabajo de Fin de Grao presentado en la Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais de la  
Universidade de Santiago de Compostela para la obtención del Grao en economía

## **RESUMEN**

En este trabajo aplicamos una versión dinámica del modelo de crecimiento de Gordon al mercado inmobiliario español para el período comprendido entre el segundo trimestre de 1980 y el tercer trimestre de 2023. El objetivo es examinar los determinantes de las fluctuaciones en la tasa de rentabilidad de la vivienda a través de la descomposición de Campbell-Shiller. Para computar los valores esperados de las variables que constituyen esa descomposición, estimamos un modelo vectorial autorregresivo para la tasa de interés real libre de riesgo, la prima de riesgo de la vivienda, el crecimiento de las rentas de alquiler y un conjunto de variables macroeconómicas. Encontramos que el principal determinante de la variación en la tasa de rentabilidad es la prima de riesgo, mientras que el tipo de interés y las rentas de alquiler tienen una importancia cuantitativa menor.

### **NÚMERO DE PALABRAS:**

**Total: 10.088**

**Número de palabras que abarcan portada, resumen y bibliografía: 608**

## ÍNDICE

<b>RESUMEN</b> .....	<b>2</b>
<b>ÍNDICE DE TABLAS Y FIGURAS</b> .....	<b>4</b>
<b>1. INTRODUCCIÓN</b> .....	<b>5</b>
<b>2. ANÁLISIS DE LA EVOLUCIÓN RECIENTE DEL MERCADO INMOBILIARIO ESPAÑOL</b> ....	<b>5</b>
<b>3. DESCOMPOSICIÓN CAMPBELL-SHILLER</b> .....	<b>10</b>
<b>4. IMPLEMENTACIÓN DEL MODELO Y ESPECIFICACIÓN DEL VAR</b> .....	<b>11</b>
<b>5. DATOS</b> .....	<b>14</b>
5.1. RATIO RENTA-PRECIO .....	14
5.2. TIPO DE INTERÉS REAL .....	15
5.3. RENDIMIENTO DE LA VIVIENDA.....	17
5.4. PRIMA DE RIESGO .....	18
5.5. LA TASA DE CRECIMIENTO REAL DEL ALQUILER .....	18
5.6. DATOS MACROECONÓMICOS.....	19
<b>6. ESTIMACIÓN DEL MODELO VAR</b> .....	<b>19</b>
<b>7. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIABILIDAD DEL RATIO RENTA-PRECIO</b> .....	<b>20</b>
7.1. FUENTES DE VARIABILIDAD DEL RATIO RENTA-PRECIO: 1980-2023 .....	23
<b>8. CONCLUSIÓN</b> .....	<b>25</b>
<b>9. BIBLIOGRAFÍA</b> .....	<b>26</b>

## ÍNDICE DE TABLAS Y FIGURAS

*Figura 1:* Evolución del crédito hipotecario expresado a través de su tasa de variación anual, en España, 1995-2005. Página 7.

*Figura 2:* Evolución de los saldos en cuenta corriente como porcentaje del PIB para España, Alemania, Francia, Grecia, Irlanda y Países Bajos, 1999-2013. Página 8.

*Figura 3:* Evolución trimestral la inflación bruta a diez años (eje principal) y las primeras diferencias de la inflación bruta a diez años (eje secundario), desde el segundo trimestre de 1964 hasta el tercer trimestre de 2023. Página 17.

*Figura 4:* Comparación entre el logaritmo del ratio renta-precio estimado y el logaritmo de ratio renta-precio observado, desde el segundo trimestre de 1980 hasta el tercer trimestre de 2023. Página 20.

*Figura 5:* Discrepancia en la estimación del ratio renta precio, desde el segundo trimestre de 1980 hasta el tercer trimestre de 2023. Página 21.

*Figura 6:* Evolución trimestral del tipo de interés real libre de riesgo, desde el segundo trimestre de 1980 hasta el tercer trimestre de 2023. Página 22.

*Figura 7:* Evolución trimestral del ratio renta precio observado, desde el segundo trimestre de 1980 hasta el tercer trimestre de 2023. Página 23.

*Figura 8:* Comparación entre la tasa de variación logarítmica de la prima de riesgo y la tasa de variación logarítmica de la renta procedente del alquiler, desde el segundo trimestre de 1980 hasta el tercer trimestre de 2023. Página 25.

*Tabla 1:* Coeficientes estimados de las tres primeras ecuaciones del modelo VAR. Página 19.

*Tabla 2:* Resultados de la proporción de las varianzas de las variables en la varianza total. Página 23.

*Tabla 3:* Resultados de la proporción de las covarianzas en la varianza total. Página 24.

## 1. INTRODUCCIÓN

En primer lugar, presentaremos un análisis de la evolución del mercado inmobiliario nacional desde 1998 hasta 2023. Durante este proceso se caracterizarán los principales trazos de este sector clave en la economía española. Diferenciaremos entre tres etapas, una de ellas, la primera, hará referencia al crecimiento de la demanda de vivienda a principios de siglo, en la cual analizaremos que factores influyeron en que se produjese ese shock de demanda sin precedentes. Una segunda etapa en la que se tratarán los factores que llevaron a su contracción y qué elementos caracterizaron el proceso de ajuste del mercado. Por último, una tercera etapa, donde se hablará de la evolución positiva de ciertos indicadores y qué variables son las más relevantes para evaluar el estado del sector.

En segundo lugar, expondremos la descomposición Campbell-Shiller<sup>1</sup>, para la tasa de rentabilidad de un activo, y la adaptaremos para tratar de entender los determinantes de la tasa de rentabilidad de la vivienda. A continuación, especificaremos un modelo VAR<sup>2</sup> que nos permitirá obtener una estimación de los diferentes componentes que obtenemos a partir de la descomposición antes mencionada. Una vez presentado el modelo teórico, presentaremos y describiremos los datos que usaremos para estimar el modelo VAR. Se especificará el método de cálculo de las variables necesarias, que no serán de manera exclusiva las más directamente indispensables para realizar la estimación, sino también algunos cálculos de variables intermedias al proceso de elaboración de la base de datos final.

Posteriormente, entraremos a comentar y valorar los resultados del modelo VAR, especialmente su capacidad predictiva. Para ello se comparará la estimación del modelo con la serie de datos observados del ratio renta-precio, comprobando si, efectivamente, la estimación es capaz de seguir las fluctuaciones y cambios de la serie observada. El modelo que vamos a presentar nos permite descomponer el ratio renta-precio de los activos inmobiliarios en una serie de variables que explican la formación y variación de este. Gracias a su aplicación, podremos cuantificar el efecto de la variación de las variables en la variación del ratio renta-precio y las relaciones que se presentan entre ellas para, finalmente, entender las dinámicas que caracterizan la evolución de los precios en el mercado inmobiliario español en nuestro periodo de referencia.

## 2. ANÁLISIS DE LA EVOLUCIÓN RECIENTE DEL MERCADO INMOBILIARIO ESPAÑOL

La situación en el sector inmobiliario español, a principios de siglo, no tuvo precedentes dentro de la historia reciente del país. Para entender la composición y estructura del sector inmobiliario, es necesario realizar un exposición de las causas que llevaron a un crecimiento elevado del nivel de precios de la vivienda sin precedentes, a su contracción y posterior corrección, además de a su lenta recuperación. Vamos a prestar atención a algunas variables relevantes que afectan de forma particular al mercado español y que nos sirve para complementar el análisis posterior.

---

<sup>1</sup> Esta descomposición tiene su origen en el método presentado por Campbell y Shiller (1988a,b). Más adelante la presentaremos de forma más detallada.

<sup>2</sup> En el siguiente enlace se encuentra las tablas con los datos definitivos usados en este trabajo y el código R empleado para la computación del modelo VAR y de la descomposición de la varianza: <https://cachouzalmateotfg.blogspot.com/2024/06/complemento-tfg.html>

En primer lugar, cabe distinguir tres etapas, la primera sería una etapa de incremento de la demanda que se podría delimitar entre 1998 y 2005, la etapa de la contracción y corrección entre 2007 y 2013 y, por último, la etapa de relativa recuperación entre 2014 y 2019. Cabe mencionar que la cronología puede variar en función del análisis, por ejemplo, hay autores que han señalado que 2006 fue un año de transición y que no se debería introducir en la cronología (Bernardos Domínguez, 2009), lo cual tendría sentido ya que parte de la inversión extranjera se empezó a retirar a partir de 2005. En cambio, también hay otros trabajos que señalan que la etapa de contracción debería comenzar en 2007 (García Montalvo, 2013).

Antes de entrar a caracterizar y valorar los hechos e indicadores que permiten sustentar estas afirmaciones resulta relevante señalar los factores claves del mercado inmobiliario español, en cada una de las etapas señaladas. El mercado parte de una gran heterogeneidad por la localización (este factor es muy relevante para el surgimiento de fricciones y problemas de búsqueda que lleva a que la oferta de vivienda no se encuentre con la demanda de esta), por el tipo de vivienda y por la nacionalidad de compradores (Alves y Urtasun, 2019).

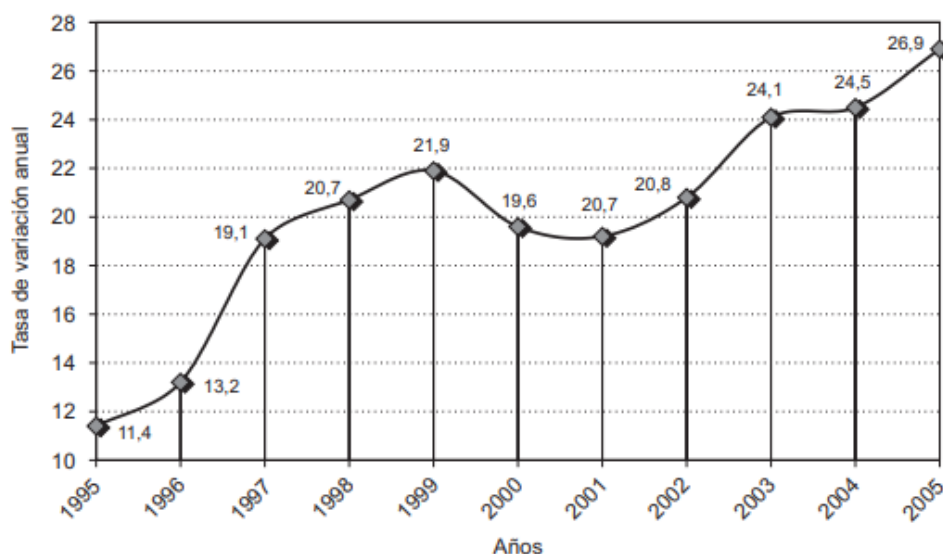
Los factores que influenciaron notoriamente el incremento de los precios de la vivienda son variados. El mecanismo más simple con el que se puede explicar este proceso fue el aumento sin precedentes de la demanda de viviendas. Aunque la oferta también aumentó, no pudo hacer frente a esta demanda, por cuestiones, sobre todo, de tiempo. Por lo tanto, hubo un problema de falta de adecuación de la oferta al shock de demanda (Ayuso y Restoy, 2006). Esto llevó a un incremento de los precios, hasta tal punto que la compra de una vivienda costaba a una familia en media el doble en 2005 que en 1998 (Bernardos Domínguez, 2009).

Los factores coyunturales que permitieron el inicio del periodo expansivo se pueden resumir en una progresiva reducción de los tipos de interés derivada de la introducción de España en la Unión Monetaria Europea, en el aumento del periodo medio de amortización de los créditos hipotecarios y en la estabilidad del precio de la vivienda en valor nominal. Todos estos factores contribuyeron, en un primer lugar, a un aumento de la demanda de acceso a la propiedad. Sin embargo, la demanda de inversión de tipo especulativo y patrimonial empezó a ganar peso dentro de la demanda total (Bernardos Domínguez, 2009). Las causas de los cambios en la composición de la demanda agregada de vivienda se pueden dividir en la conversión de la vivienda en un activo refugio, la facilidad de concesión de crédito, una coyuntura macroeconómica favorable y la llegada de demanda adicional a partir de la entrada de mano de obra procedente de la inmigración (Bernardos Domínguez, 2009). La transformación de la vivienda en un activo refugio tuvo lugar debido a un aumento de la liquidez a nivel internacional, relacionada con un aumento de la percepción del riesgo de los grandes capitales con respecto a la inversión en activos del mercado de valores. Esto hizo que se percibiese a la vivienda como un activo refugio, similar al oro o a los bonos. Así se explica el aumento en las compras de vivienda en ubicaciones emblemáticas de grandes ciudades europeas. Esta percepción de ausencia de grandes riesgos se tradujo, como explicaremos más adelante, en un incremento de la actividad especulativa del suelo. La demanda especulativa ya no sólo se asociaba a la vivienda, sino al suelo en el que se pudiese construir para que la oferta pudiese hacer frente al crecimiento de la demanda (Bernardos Domínguez, 2009).

En lo que respecta a la facilidad en la concesión del crédito, destaca la importancia del sector financiero. La expansión del crédito se puede explicar por una elevada competencia dentro del sistema bancario, motivada por una reacción de los bancos a la agresividad crediticia de las cajas de ahorro. Los primeros se enfrentaron a la disyuntiva de perder cuota de mercado o competir con las segundas a base de ofrecer mejores condiciones de financiación. Por otro lado, la tasa

real de interés se situaba a niveles muy bajos que incluso llegaron a ser negativos. Este coctel llevó a una disminución del margen de intermediación por euro prestado. Esta bajada del margen fue compensada por el elevado crédito concedido, es decir, las entidades financieras tenían incentivos a conceder más créditos para no perder beneficios. La evolución de las concesiones de crédito se puede observar en la Figura 1 (Bernardos Domínguez, 2009).

Figura 1: Tasa de variación anual de las concesiones de crédito: 1995-2005



Fuente: Tomado de *Creación y destrucción de la burbuja inmobiliaria en España* (p. 30), por G. Bernardos Domínguez, 2009, *Revista de Economía ICE(850)*.

Todo esto se tradujo en un aumento del endeudamiento privado, tanto de las familias que demandaban acceso a propiedad como de las constructoras que buscaban aumentar su oferta. Este factor está muy relacionado con la especulación con el suelo. Hubo empresas que no compraban para construir sino únicamente para revender con las expectativa de que los precios de la vivienda no bajarían (Bernardos Domínguez, 2009).

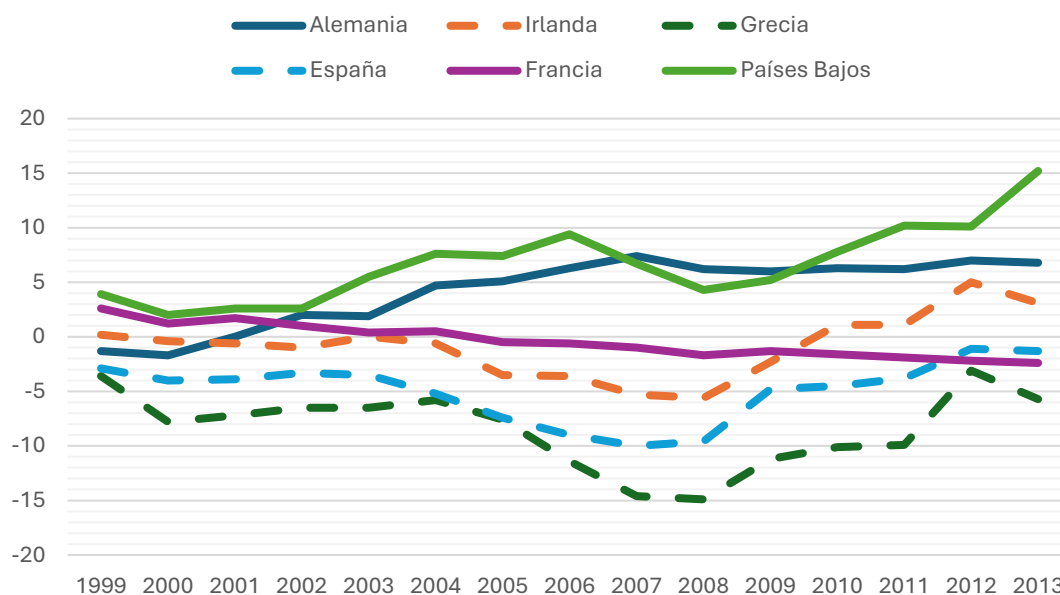
La bajada de los tipos de interés como ya esbozamos previamente se debió a un factor externo a la economía española, la entrada en la Unión Monetaria Europea. Se juntó una situación de crecimiento económico con un valor bajo del tipo de interés de referencia. La entrada en la Unión Monetaria Europea implicó la irrupción de España en el mercado europeo de capitales, lo que incentivó la llegada de inversión extranjera. Era una gran oportunidad de inversión, en comparación a otros países europeos como Alemania. De hecho, los capitales alemanes se decidieron por invertir en España. El aumento de la deuda exterior generó un déficit en la balanza de cuenta corriente y de capitales. Este fenómeno no fue exclusivo de España, también se dio en otros países del sur de Europa (Copelovitch, Frieden y Walter, 2016).

En el Figura 2 se puede observar esta tendencia, los países del sur de Europa presentaban cada vez mayores saldos negativos en la cuenta corriente. Mientras que los países del norte de Europa presentaban saldos positivos. Parte de estos eran destinados a inversiones en el sur del continente europeo (Copelovitch, Frieden y Walter, 2016).

En este punto cabe destacar la falta de voluntad política para tomar medidas que enfriasen el mercado inmobiliario ya que este tenía repercusiones positivas a corto y medio plazo en el PIB y

en la situación económica de las familias (Bernardos Domínguez, 2009). Además de problemas de diseño en las regulaciones de la eurozona (Copelovitch, Frieden y Walter, 2016).

Figura 2: Saldos en cuenta corriente como % del PIB.



Fuente: Elaboración propia a partir de OCDE Economic Outlook: Statistics and projections. Current account balance forecast as percentage of GDP, 1999-2013.

Una vez caracterizado el proceso de expansión, debemos entrar en la segunda etapa, la contracción y la corrección. El principal catalizador fue el estallido de la crisis de las hipotecas “subprime” en Estados Unidos. La forma en la que influyó fue a través de la reducción de la oferta de crédito extranjero para los bancos y cajas españoles. El incremento de la incertidumbre sobre el nivel de exposición de los balance de cada banco a activos que perdieron gran parte de su valor, llevó a una reducción de los préstamos interbancarios y a una contracción general del crédito. Sin embargo, es justo decir que la crisis en Estados Unidos actuó como detonante de las debilidades estructurales del sector inmobiliario. (Bernardos Domínguez, 2009).

Es en este punto cuando debemos plantear los problemas a los que se tuvo que enfrentar el mercado inmobiliario español para llevar a cabo un ajuste. La principal característica del mercado español fue su dificultad para llevarlo a cabo. Debido a que este se estaba produciendo vía cantidades no vía precios (García Montalvo, 2013). En este aspecto, España se quedó atrás frente a otros países que sufrieron las consecuencias de la explosión de una burbuja inmobiliaria. Fue esta falta de ajuste la que provocó el desplome de ventas y la acumulación del stock de viviendas.

Analizando las fluctuaciones de una recolección de diversos índices de precios se puede observar que los precios de la vivienda fueron convergiendo en los diferentes indicadores durante los primeros años posteriores a la crisis (García Montalvo, 2013). Varios autores coinciden en que uno de los factores más relevantes que tuvo lugar durante estos años fue la eliminación de la deducción general de la compra de la vivienda y otras medidas como el aumento del IVA y del Impuesto de Transmisiones Patrimoniales y Actos Jurídicos Documentados. Durante los primeros años de la segunda década del siglo, el sesgo fiscal hacia la compra sobre el alquiler se fue reduciendo (Alves y Urtasun, 2019).

Otra medida clave para la recuperación fue la obligación impuesta en 2012 por los decretos de Guindo I y II<sup>3</sup> de provisiones de créditos dudosos y de inmuebles adjudicados que redujeron su valor contable en los balances de las entidades financieras. Esto permitió la obtención, de nuevo, de beneficios por venta de inmueble por parte de los bancos (García Montalvo, 2013).

Una vez analizadas las características del ajuste, cabe señalar las bases de la relativa recuperación del sector. Nos centraremos en la evolución de determinadas variables e indicadores entre 2013 y 2019. La primera señal de mejoría fue el aumento de la proporción de compradores de vivienda que pagaban al contado. Este aumento se puede explicar a partir del descenso de los precios que permite que ciertos particulares puedan comprar sin hipoteca. Además, el aumento de exigencias para la concesión de crédito hizo que las hipotecas fuesen más costosas. Otro punto clave, fue el retorno de la inversión y de compradores extranjeros (García Montalvo, 2013).

Situándonos en 2013, uno de los principales retos del mercado inmobiliario era la reducción del stock de viviendas por vender (García Montalvo, 2013). Esta problemática entronca con dos de las características mencionadas del mercado español, la heterogeneidad por localización y por tipo de vivienda. Durante el lustro posterior, los niveles de demanda han superado los niveles de nueva oferta, lo que implica un desajuste en las características de viviendas demandadas y las viviendas disponibles. En este punto, entran los problemas de búsqueda y de localización, muchas familias buscan vivir en zonas en las que la oferta no se ajusta al tipo de vivienda que demandan. Mientras que en las zonas en las que sí existe esa oferta, las familias no desean vivir en ellas. En lo que respecta al tipo de vivienda, las compraventas se llevaron a cabo principalmente en el segmento de vivienda usada, mientras que las compraventas de vivienda nueva mostraban un ligero descenso. Es decir, el crecimiento del precio de vivienda nueva es mayor que el crecimiento del precio de vivienda usada (Alves y Urtasun, 2019).

Recordemos que durante este análisis hemos visto la importancia capital del sistema bancario y de la disponibilidad de crédito para la evolución del sector inmobiliario. Por lo tanto, resulta evidente que un factor clave para la mejora del sector fue la flexibilización de las condiciones de financiación. El tipo de interés sintético (excluye de su cálculo los gastos conexos como las primas de seguros de amortización y las comisiones que compensen costes directos relacionados) aplicado a nuevos préstamos hipotecarios pasó de 3,1% en 2014 al 2,1% en 2019 (Alves y Urtasun, 2019). El descenso de los costes de financiación se situó, principalmente, en los préstamos cuyas condiciones se renegocian al cabo de 5 o más años y en los préstamos con plazo de revisión de hasta un año. Los motivos de este descenso fueron la bajada del tipo de interés de referencia y el recorte de los márgenes de intermediación. Además, como ya se mencionó, se constata una relajación en las condiciones de acceso al crédito durante este periodo (Alves y Urtasun, 2019).

Por último, cabe destacar que, durante este lapso, la proporción poblacional que se encuentra bajo un régimen de alquiler aumentó, aunque sigue siendo reducida con respecto a otros países del entorno (Alves y Urtasun, 2019). El principal factor que explica esta mejora en la proporción es la eliminación del sesgo impositivo que favorecía la compra sobre el alquiler, el cual ya ha sido presentado previamente en este análisis.

---

<sup>3</sup> Real Decreto-Ley 2/2012, 3 de febrero, y Real Decreto-Ley 18/2012, 11 de mayo.

### 3. DESCOMPOSICIÓN CAMPBELL-SHILLER

Nuestro objetivo último es examinar los determinantes de las fluctuaciones en el precio de la vivienda. Para ello usaremos herramientas, ampliamente utilizadas en la literatura de valoración de activos, para analizar y caracterizar la volatilidad de los precios y rendimientos de los activos negociados en los mercados de valores siguiendo el trabajo de Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009).

Para ello definimos el rendimiento real de un activo entre  $t$  y  $t+1$  como:

$$\Phi_{t+1} = \frac{P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t} \quad (1)$$

Siendo  $P_t$  y  $P_{t+1}$  los precios en  $t$  y en  $t+1$ , respectivamente.  $R$  hace referencia a la “renta” que proporciona el activo, en este caso serían las rentas de alquiler o los servicios de residencia entendido como el alquiler que no tiene que pagar gracias a tener una vivienda en propiedad. Esta definición lleva implícita que el cociente entre el rendimiento del activo y su precio, es decir, el ratio renta-precio debe ser igual al valor presente descontado del valor esperado de los flujos del activo y de su rendimiento esperado. Lo cual se puede descomponer como el valor presente descontado de la prima de riesgo esperada y el tipo de interés libre de riesgo esperado.

El modelo que estamos caracterizando, es una versión dinámica del modelo de crecimiento de Gordon. La forma de plantearlo es equivalente a decir que el precio del activo inmobiliario es la suma de sus rendimientos descontados<sup>4</sup>. El modelo admite que la tasa de crecimiento de las rentas y la rentabilidad requerida puedan variar en el tiempo. Este punto es clave, ya que son los cambios en las expectativas sobre la evolución futura de la tasa de crecimiento esperada de las rentas y sobre la rentabilidad requerida esperada lo que genera las fluctuaciones en los precios. Este modelo se lleva usando en finanzas durante décadas para analizar qué variables determinan la evolución y volatilidad del ratio dividendo-precio en el agregado de los mercados de activos. Este método permite concluir que el logaritmo del ratio de dividendo-precio mide el valor de una estrategia de inversión a muy largo plazo que es igual a una constante descontada, a unos flujos de dividendos descontados a un tipo adecuado el cual refleja el tipo de interés libre de riesgo y a la prima de riesgo de mantener activos con riesgo. Esta estructura se observa claramente en el análisis planteado hasta ahora. La diferencia es que al tratarse de un análisis de activos inmobiliarios los dividendos se traducen en rentas procedentes del alquiler y el resto de los elementos se mantienen. El objetivo con el que se desarrolló este análisis fue obtener buenas estimaciones econométricas para realizar inversiones a largo plazo (Campbell, Lo & MacKinlay, 1997).

A continuación, realizaremos una aproximación log-lineal, que nos permitirá linealizar la función y con ello llevar a cabo una regresión. Además, para series temporales los logaritmos nos ayudan a estabilizar la varianza, y así reducir la posibilidad de hacer que la serie se más estacionaria.

El logaritmo del ratio renta-precio en  $t$  será:  $\log\left(\frac{R_t}{P_t}\right) = r_t - p_t$ , debe ser igual al valor esperado neto para todos los momentos futuros de la tasa de rendimiento real del activo ( $\varphi$ ) y el crecimiento real de la renta ( $\Delta r$ ) proporcionada por este.

---

<sup>4</sup> En ausencia de burbujas.

$$r_t - p_t = k + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \varphi_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta r_{t+1+j} \right] \quad (2)$$

Donde:

$\rho = (1 + e^{\bar{r}-\bar{p}})^{-1}$ , factor de descuento relacionado con el promedio renta-precio.

$k = (1 + \rho)^{-1} \left[ \ln(\rho) + (1 - \rho) \ln \left( \frac{1}{1-\rho} \right) \right]$ , constante de linealización.

Entonces, si descomponemos  $\varphi$  en la suma del valor esperado del tipo de interés real libre de riesgo y del exceso de rendimiento sobre este para cada periodo (prima de riesgo), que obtenemos como la diferencia entre rendimiento real y los tipos de interés,  $\pi = \varphi - i$ .

$$\varphi = \pi + i \rightarrow \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \varphi_{t+1+j} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \pi_{t+1+j} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j i_{t+1+j} \quad (3)$$

Podemos escribir (2) como sigue

$$r_t - p_t = k + E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j i_{t+1+j} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \pi_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta r_{t+1+j} \right] \quad (4)$$

Alternativamente podemos escribir de forma simplificada:

$$r_t - p_t = k + I_t + \Pi_t + G_t \quad (5)$$

En el que cada elemento vendría dado por:

$$I_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j i_{t+1+j} \quad (6)$$

$$\Pi_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \pi_{t+1+j} \quad (7)$$

$$G_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta r_{t+1+j} \quad (8)$$

#### 4. IMPLEMENTACIÓN DEL MODELO Y ESPECIFICACIÓN DEL VAR

En este apartado plantearemos un modelo Vectorial Autorregresivo para estimar los valores esperados que aparecen en (5), que es la ecuación que vamos a usar para, a su vez, construir una estimación del logaritmo del ratio renta-precio. Para ello utilizaremos datos observados del tipo de interés real libre de riesgo, de la prima de riesgo, de la tasa de variación de las rentas de alquiler y de una serie de variables macroeconómicas para construir series temporales estimadas de  $I_t$ ,  $\Pi_t$ ,  $G_t$ . Así podremos aplicar la fórmula (5). El enfoque que emplearemos para construir las estimaciones será estimar un vector autorregresivo (VAR).

Definimos el vector de variables  $Z_t$  como:

$$Z_t = (i_t, \pi_t, \Delta r_t, x_t')' \quad (9)$$

Donde  $x_t'$  son las variables económicas de crecimiento real del PIB per cápita, crecimiento del empleo y crecimiento poblacional, que ayudan a predecir las tres variables principales que buscamos. Para computar los coeficientes estimados asociados a las variables vamos a partir del supuesto de que el vector de variables se puede modelizar según un modelo VAR autorregresivo de primer orden:

$$Z_t = AZ_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

El vector columna se define como:

$$Z_t - \bar{Z} = \begin{pmatrix} i_t \\ \pi_t \\ \Delta r_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta L_t \\ \Delta N_t \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \bar{i} \\ \bar{\pi} \\ \bar{r} \\ \bar{Y} \\ \bar{L} \\ \bar{N} \end{pmatrix} \quad (11)$$

$Z_t$  sería la serie de datos observados en  $t$  y  $\bar{Z}$  serían las medias muestrales de cada variable. La matriz  $\hat{A}$  que sería una matriz 6x6, está formada por los coeficientes estimados que acompañan a cada variable, aunque sólo necesitaremos los coeficientes de las tres primeras ecuaciones.

Estos cálculos nos permitirán obtener los valores esperados para cada variable que es lo que verdaderamente necesitamos para realizar una estimación del logaritmo del ratio renta-precio.

Suponiendo que conocemos  $Z_t$ , según la hipótesis de los Mínimos Cuadrados Ordinarios llegamos a la siguiente expresión:

$$E_t Z_{t+1+j} = \hat{A}^{j+1} Z_t \quad (12)$$

Tomando como referencia la ecuación (5) y añadiendo las tres componentes macroeconómicas:

$$\varphi_t = \begin{pmatrix} i_t \\ \pi_t \\ G_t \\ Y_t \\ L_t \\ N_t \end{pmatrix} \quad (13)$$

Buscamos obtener el valor esperado de esta ecuación, a través de los valores esperados de cada variable, utilizando para ello los coeficientes del modelo VAR.

$$E_t \varphi_t = \begin{pmatrix} E_t i_t \\ E_t \pi_t \\ E_t G_t \\ E_t Y_t \\ E_t L_t \\ E_t N_t \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t Z_{t+1+j} + \bar{Z}) \quad (14)$$

Utilizando las ecuaciones (10) y (11) en la ecuación anterior, podemos escribir lo siguiente:

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (E_t Z_{t+1+j} + \bar{Z}) &= \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \bar{Z} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \hat{A}^{j+1} (Z_t - \bar{Z}) \\ &= \frac{1}{1-\rho} \bar{Z} + \hat{A} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \hat{A}^{j+1} (Z_t - \bar{Z}) = \frac{1}{1-\rho} \bar{Z} + \hat{A} (I - \rho \hat{A})^{-1} (Z_t - \bar{Z}) \end{aligned} \quad (15)$$

Recordemos que  $\hat{A}$  es una matriz 6x6, lo que implica que I (la matriz identidad) será de 6x6. Por lo tanto, para poder llevar a cabo las operaciones anteriores,  $Z_t$  debe ser una matriz 6x1, lo que nos dará como resultado una matriz 6x1, de la que sólo necesitaremos los valores presentes esperados de las tres primeras variables. Ahora bien, el subíndice t denota cada uno de los periodos temporales de la serie temporal, es decir, debemos resolver la ecuación (15) para todos los periodos, de otra forma las operaciones matriciales no se podrían llevar a cabo.

Las ecuaciones para estimar se pueden escribir como:

$$\widehat{r_t - p_t} = k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{G}_t \quad (16)$$

siendo:  $\hat{I}_t$  = "Tipo de interés estimado",  $\hat{\Pi}_t$  = "prima de riesgo estimada" y  $\hat{G}_t$  = "tasa de crecimiento de la renta de alquiler estimada".

Al usar el vector de variables (10) estamos asumiendo que los agentes forman sus expectativas tomando como referencia el modelo VAR. Esto es supuesto restrictivo y en tanto que esto no se cumpla, debemos admitir la existencia de diferencias entre nuestra estimación del logaritmo del ratio renta-precio y el logaritmo del ratio renta-precio observado. Esta diferencia la denotaremos por  $e_t$ , es decir, la discrepancia entre la estimación y la serie observada.

$$\widehat{r_t - p_t} = r_t - p_t + e_t \quad (17)$$

Suponiendo que el valor presente de la tasa de crecimiento futura del alquiler (rendimientos del activo inmobiliario) sea residual podemos redefinir  $\hat{G}_t + e_t = \hat{\varepsilon}_t$ . Para llegar a esta conclusión, sustituimos en la ecuación anterior  $\widehat{r_t - p_t}$  por sus componentes,

$$\begin{aligned} k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{G}_t &= r_t - p_t + e_t \\ k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{G}_t - e_t &= r_t - p_t \end{aligned} \quad (18)$$

A través de esta sustitución obtenemos una nueva ecuación:

$$r_t - p_t = k + \hat{I}_t + \hat{\Pi}_t - \hat{\varepsilon}_t \quad (19)$$

Como último paso, podemos establecer una descomposición de la varianza que nos permitirá cuantificar la aportación de cada uno de los componentes de la ecuación a la variación del ratio renta-precio observado, y así identificar que variables tienen mayor influencia en las fluctuaciones del precio de la vivienda. La descomposición se escribiría como:

$$\begin{aligned} var(r_t - p_t) = & var(\hat{I}_t) + var(\hat{\Pi}_t) + var(\hat{\varepsilon}_t) + 2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t) + 2cov(\hat{I}_t, \hat{\varepsilon}_t) \\ & - 2cov(\hat{\Pi}_t, \hat{\varepsilon}_t) \end{aligned} \quad (20)$$

## 5. DATOS

### 5.1. RATIO RENTA-PRECIO

En primer lugar, buscamos tener la base de datos más amplia posible. Al no haber una fuente directa que nos proporcione una serie temporal de los valores del ratio renta-precio para España, necesitamos construir una. Para ello, partimos de la base de datos de ratio precio-renta proporcionada por la OCDE, en su portal de datos. Necesitamos datos trimestrales, los cuales existen desde el primer trimestre de 1971 hasta el tercer trimestre de 2023. La OCDE define el ratio precio-renta como el cociente entre el índice de precios de la vivienda y el índice de precios de los alquileres, ambos en términos nominales y con base 2015. Es decir,

$$\frac{P_t}{R_t} = \frac{\text{índice precios vivienda}_{t,2015}}{\text{índice precios alquiler}_{t,2015}} \quad (21)$$

Entonces para calcular el ratio renta-precio necesitamos invertir el ratio ya presentado, el cociente entre uno y el ratio precio-renta de cada período.

Recordemos que lo que necesitamos no es el ratio renta-precio expresado como un índice, sino que necesitamos transformarlo en un precio. Para ello debemos calcular el cociente entre el precio medio de alquiler por metro cuadrado y el precio medio de compra de vivienda por metro cuadrado para el año base, 2015. Como tampoco hay fuente directa del precio medio del alquiler por metro cuadrado recurrimos a la “Encuesta sobre la vivienda de alquiler de los hogares en España en 2006”. En ese documento, en el apartado “Tablas estadísticas sobre el importe medio pagado por el alquiler de una vivienda” se indica el precio medio del alquiler por metro cuadrado como una media a su vez del precio medio de alquiler por metro cuadrado tanto para casas amuebladas como sin amueblar. El valor del precio es de 5,36 €. Ahora bien, necesitamos actualizar el precio para el primer trimestre de 2015. Para ello recurrimos la base de datos del índice de precios de la vivienda del INE, índice que también está en base 2015, por lo que no tenemos que realizar ninguna transformación adicional. Una vez conseguido el dato del índice de precios de la vivienda para el primer trimestre de 2015 ya se puede actualizar el precio medio del alquiler. Una vez actualizado debemos anualizarlo, este dato nos indica el coste anual de asumir un contrato de alquiler en el primer trimestre de 2015. Para ello multiplicamos el dato por cuatro. Si el dato renta (alquiler) es de 518€ en el primer trimestre de 2015, el coste anual será de 2072€. El motivo por el que anualizamos el dato del alquiler es porque la renta es una variable flujo.

En lo que respecta al precio medio de la vivienda por metro cuadrado tenemos que recurrir a la base de datos del valor tasado medio de vivienda proporcionada por el Ministerio de transportes, movilidad y agenda urbana del gobierno de España y coger el dato para primer trimestre de 2015. A partir de estos datos calculamos el cociente entre el precio medio de alquiler y el precio medio de la vivienda actualizado al primer trimestre de 2015. Multiplicamos este resultado por el ratio renta-precio ya calculado para cada momento  $t$ . Con esto tenemos una serie temporal del ratio renta-precio (Figura 7).

## 5.2. TIPO DE INTERÉS REAL

El cálculo de este último elemento difiere del llevado a cabo por Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009) que usan el tipo de interés real esperado de los bonos de deuda pública estadounidense a diez años. Para construir la variable real usan los datos del tipo de interés nominal de los bonos a diez años, los cuales obtienen a partir del mercado de deuda pública estadounidense, y restan las expectativas de inflación a 10 años, datos de bonos indexados y no indexados por la inflación. Su justificación para emplear la estimación de las expectativas de los rendimientos de los bonos del tesoro a diez años es que las hipotecas suelen estar prepagadas a los diez años. En Estados Unidos es habitual calcular la inflación como la diferencia entre el factor de descuento aplicable a bonos nominales y el factor de descuento de bonos TIPS (*Treasury Indexed Protected securities*), que son bonos cuyos pagos están indexados por la inflación. Sin embargo, en España solo existen ese tipo de bonos desde 2014. En cambio, presentamos una alternativa basada en la estimación de un modelo autorregresivo de orden uno que usaremos para calcular la inflación esperada.

El objetivo es conseguir estimaciones con periodicidad trimestral de la inflación esperada a 10 años. En primer lugar, necesitamos la serie temporal para el tipo de interés nominal de los bonos de deuda pública española a diez años con periodicidad trimestral, la cual se puede obtener en la página web de la Reserva federal de St. Louis. El primer trimestre del que tenemos datos es el primer trimestre de 1980. La ventaja proporcionada por esta fuente es que los datos trimestrales ya están anualizados lo cual reduce las necesidades de transformaciones posteriores para calcular la serie. En segundo lugar, usamos los datos de la serie temporal del IPC, con periodicidad trimestral, que proporciona la OCDE desde el segundo cuatrimestre de 1955 (1955-Q2). A partir de esta serie de IPC, podemos construir nuestra serie de tasas de inflación a diez años observadas. Por lo tanto, si nuestro primer dato de IPC es de 1955-Q2, el primer dato de tasa de inflación observada será la del segundo trimestre de 1965 (1965-Q2). La tasa bruta de inflación esperada se puede escribir como:

$$1 + \pi_{1965-Q2} = \frac{IPC_{1965-Q2}}{IPC_{1955-Q2}} \quad (22)$$

En estos 10 primeros años hay 40 trimestres, por lo que nuestra primera observación anualizada denotada por  $\pi_1$  vendrá dada por:

$$\left(1 + \frac{\pi_1}{4}\right)^{4 \cdot 10} = 1 + \pi_{1965-Q2} = \frac{IPC_{1965-Q2}}{IPC_{1955-Q2}} \quad (23)$$

A partir de esta igualdad, tenemos que el cálculo del primer dato de la tasa de inflación observada a 10 años y anualizada, resuelve:

$$\pi_1 = \left( \left( \frac{IPC_{1965-Q2}}{IPC_{1955-Q2}} \right)^{1/40} - 1 \right) * 4 \quad (24)$$

Este cálculo se realiza sucesivamente a partir de las tasas de inflación bruta a diez años hasta la última observación trimestral. Con ello construimos una serie de observaciones trimestrales de inflación a diez años anualizada que podremos utilizar para calcular las tasas de inflación esperadas a diez años.

El primer dato de la serie de tipos de interés nominales es para el primer trimestre de 1980. Por lo tanto, el primer dato de inflación esperada que necesitamos calcular es para el primer trimestre. Recordemos que la serie temporal del IPC de la OCDE empieza en el segundo trimestre de 1955, por lo que para estimar la inflación esperada del primer período del que tenemos datos del tipo de interés libre de riesgo tenemos que empezar a contar desde el segundo trimestre de 1964 (primer periodo para el que tenemos información decenal observada) hasta el cuarto trimestre de 1979. Esto quiere decir que partimos de 59 observaciones, las cuales podemos usar para estimar los parámetros de la siguiente ecuación:

$$\pi_t = \mu + \rho\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Este modelo nos proporcionará los coeficientes estimados para la constante y para la variable retardada, ambos necesarios para calcular la inflación decenal esperada para el primer trimestre de 1980. Por lo tanto, si queremos calcular la inflación decenal esperada del segundo trimestre de 1980, tendríamos que estimar de nuevo la ecuación (28) pero incluyendo una observación más. Para este caso, tendríamos una serie de 60 observaciones (de 1964-Q2 hasta 1980-Q1). El proceso seguiría sucesivamente hasta el final de la serie.

El proceso descrito indica como calcular los coeficientes estimados necesarios para el cálculo de la inflación esperada. Ahora bien, si queremos calcular el valor esperado de la inflación de un periodo hacia delante, sabemos que:

$$\pi_{t+1} = \hat{\mu}_1 + \hat{\rho}_1\pi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (26)$$

Aplicamos la esperanza al modelo,

$$E_t\{\pi_{t+1}\} = E_t\{\hat{\mu}_1 + \hat{\rho}_1\pi_t + \varepsilon_{t+1}\} = E_t\{\hat{\mu}_1 + \hat{\rho}_1\pi_t\} + E_t\{\varepsilon_{t+1}\} \quad (27)$$

Por hipótesis del modelo, sabemos que la esperanza del error es cero, es decir,  $E_t\{\varepsilon_{t+1}\} = 0$  y que los coeficientes son constantes por el cálculo de la esperanza no les afecta, queda el mismo valor. En el momento t, la inflación es conocida, es decir, las expectativas de inflación futura se forman en t, por lo que conocemos la inflación en el momento presente. Aplicando estas hipótesis, la ecuación anterior quedaría como:

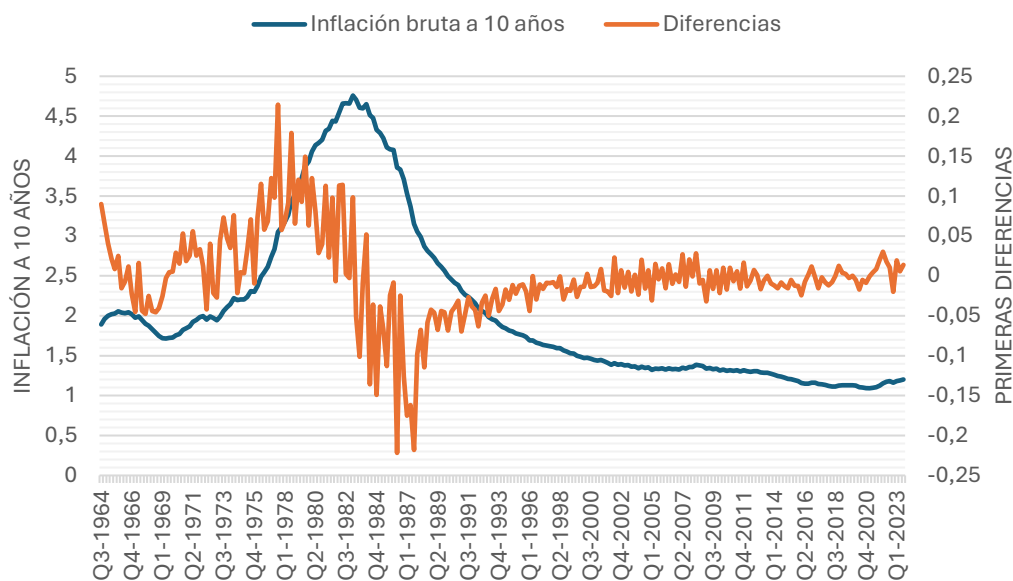
$$E_t\{\pi_{t+1}\} = \hat{\mu}_1 + \hat{\rho}_1\pi_t \quad (28)$$

Esta expresión nos permite calcular la inflación esperada para cada periodo  $t$ .

Es relevante señalar que el desarrollo presentado para pasar de la expresión (25) a la expresión (28) y la aplicabilidad de esta última expresión descansan en el supuesto de que la expectativa de inflación es constante <sup>5</sup>. A pesar de que este supuesto no es del todo realista, creemos que proporciona una primera aproximación razonable para abordar los objetivos de este trabajo<sup>6</sup>.

Puesto que la serie de inflación no es estacionaria, en el análisis planteado hasta hora, estimaremos los parámetros con la serie de inflación en primeras diferencias, que sí es estacionaria. Esto se puede comprobar en la figura 3.

Figura 3: Inflación bruta a 10 años y primeras diferencias de la inflación bruta a 10 años.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos OCDE.

### 5.3. RENDIMIENTO DE LA VIVIENDA

El rendimiento de la vivienda para los tenedores se puede calcular de la siguiente forma:

$$\Phi_t = \frac{R_t + P_t}{P_t} \quad (29)$$

<sup>5</sup> Una alternativa más realista, consistiría en computar hacia delante las expectativas de inflación de cada trimestre. Por lo tanto, admitiríamos que pueden variar de un momento a otro de la serie temporal.

<sup>6</sup> Como apunte importante, haciendo referencia a lo ya mencionado en el planteamiento del modelo autorregresivo, con respecto al número de observaciones empleadas para cada modelo. En la ecuación (28) estamos asumiendo que las expectativas de inflación para el primer trimestre de 1980 se forman antes de conocer la inflación observada de ese período. Una forma alternativa de plantearlo sería asumir que las expectativas se forman conociendo la inflación observada en el momento  $t$ , lo cual añade una observación adicional para la estimación. Sin embargo, el enfoque adoptado resulta más realista.

Es decir, el rendimiento en el momento  $t$  es igual al cociente entre las rentas en  $t$  más el precio en el momento  $t$ .

Los datos que vamos a emplear son el ratio renta-precio ya calculado y los datos del IPC de la vivienda proporcionados por la OCDE. Con estas series de datos y sabiendo que  $R_t$  hace referencia al ratio renta precio y  $P_t$  hace referencia a los datos del IPC de la vivienda, podemos calcular el logaritmo de la tasa de rendimiento:

$$\Phi = \log \left( \frac{R_t}{P_t} * \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) + \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \right) \quad (30)$$

Una vez obtenida la serie del logaritmo de la tasa de rendimiento para cada momento  $t$  de nuestra muestra, debemos anualizarla como hemos hecho con el resto de las variables. De esta forma sabremos la tasa de rendimiento de un activo para el tenedor en el año. Para ello multiplicamos los valores por cuatro.

$$\varphi_t = \log \left( \frac{R_t}{P_t} * \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) + \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \right) * 4 \quad (31)$$

#### 5.4. PRIMA DE RIESGO

Habiendo calculado la serie de rendimiento de la vivienda para tenedores y con la serie de datos del tipo de interés real a diez años calculado a partir del interés de los bonos a 10 años de deuda española. Podemos calcular la prima de riesgo como sigue:

$$\pi_t = \varphi_t - \dot{i}_t \quad (32)$$

#### 5.5. LA TASA DE CRECIMIENTO REAL DEL ALQUILER

Necesitamos construir una serie temporal con los datos de las rentas de las viviendas y el IPC para España, sacados de la base de datos de la OCDE. Entonces, obtenemos una serie temporal con datos trimestrales desde el primer trimestre de 1961 hasta el último trimestre de 2023. El primer paso es calcular los datos de renta trimestral real para cada momento temporal. Para ello dividimos la renta por el IPC. Siendo  $R_t$  la renta nominal bruta y  $R_{t,p}$  la renta real.

$$R_{t,p} = \frac{R_t}{\left( 1 + \left( \frac{IPC_t}{100} \right) \right)} \quad (33)$$

Una vez tenemos los datos reales, mediante logaritmos, calculamos el incremento de un periodo con respecto al anterior, anualizamos los datos y porcentualizamos. Es decir, aplicamos logaritmos a el dato de renta real para cada momento temporal, aplicamos diferencias ( $R_{t,p} - R_{t-1,p}$ ) y las anualizamos multiplicando el dato de diferencia por cuatro. Para porcentualizarlo aplicamos la siguiente expresión:  $\left( (e^{\log R_{t,p}}) - 1 \right)$ .

## 5.6. DATOS MACROECONÓMICOS

La base de datos macroeconómicos ha sido construida a partir de los datos publicados por el Ministerio de Hacienda del gobierno de España. Los cuales a su vez se obtiene a partir de REMSDB (“Rational Expectations Model Simulation Data Base”). Las series cubren desde el primer trimestre de 1980 hasta el tercer trimestre de 2023, con una periodicidad trimestral. En general, estas series están ajustadas por estacionalidad y efectos de calendario. Las estimaciones a precios constantes toman como referencia el año 2015. Se intenta, en la medida de lo posible que los datos provengan de estadísticas oficiales.

Las variables seleccionadas son las mismas que las elegidas por de Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009), el PIB per cápita en términos reales, la población y el número de ocupados. Una vez obtenemos estos datos, debemos obtener la tasa de variación anualizada. Para ello se aplican logaritmos a los valores observados de cada trimestre, se calculan las diferencias y se anualizan, siguiendo el mismo proceso que con la tasa de crecimiento real del alquiler. Para anualizar multiplicamos el dato por cuatro y porcentualizamos aplicando la expresión  $\left( (e^{\log R_{t,p}}) - 1 \right)$ . El proceso aplicado coincide porque queremos que los datos de las tasas de variación estén expresados en los mismos términos.

## 6. ESTIMACIÓN DEL MODELO VAR

Como ya se mencionó en el apartado 3 del presente trabajo, se ha usado un modelo vectorial autorregresivo (VAR) para estimar los coeficientes necesarios para computar las expectativas de cada variable. Al vector se le llamó  $Z_t$ , este incluye el tipo de interés libre de riesgo ( $i_t$ ), la prima de riesgo ( $\pi_t$ ), el crecimiento del alquiler ( $\Delta r_t$ ), los cambios en el PIB per cápita ( $\Delta Y_t$ ), las variaciones en la población ( $\Delta L_t$ ) y las variaciones en la población ocupada ( $\Delta N_t$ ). Como los coeficientes que necesitamos estimar son los referidos a las variables de las tres primeras filas de  $\hat{A}$ , lo que analizaremos en esta sección serán los coeficientes estimados de las siguientes tres ecuaciones.

$$i_t = \beta_0 + \beta_i i_{(t-1)} + \beta_\pi \pi_{(t-1)} + \beta_{\Delta r} \Delta r_{(t-1)} + \beta_{\Delta Y} \Delta Y_{(t-1)} + \beta_{\Delta L} \Delta L_{(t-1)} + \beta_{\Delta N} \Delta N_{(t-1)} \quad (34)$$

$$\pi_t = \delta_0 + \delta_i i_{(t-1)} + \delta_\pi \pi_{(t-1)} + \delta_{\Delta r} \Delta r_{(t-1)} + \delta_{\Delta Y} \Delta Y_{(t-1)} + \delta_{\Delta L} \Delta L_{(t-1)} + \delta_{\Delta N} \Delta N_{(t-1)} \quad (35)$$

$$\Delta r_t = \gamma_0 + \gamma_i i_{(t-1)} + \gamma_\pi \pi_{(t-1)} + \gamma_{\Delta r} \Delta r_{(t-1)} + \gamma_{\Delta Y} \Delta Y_{(t-1)} + \gamma_{\Delta L} \Delta L_{(t-1)} + \gamma_{\Delta N} \Delta N_{(t-1)} \quad (36)$$

Tabla 1: Coeficientes estimados del modelo VAR

	$i_{(t-1)}$	$\pi_{(t-1)}$	$\Delta r_{(t-1)}$	$\Delta Y_{(t-1)}$	$\Delta L_{(t-1)}$	$\Delta N_{(t-1)}$
$\hat{I}_t$	0,9612	-0,0005	0,1002	-0,0134	-0,2333	0,0106
$\hat{\pi}_t$	-0,0181	0,9835	0,2085	0,2986	-1,4448	-1,3535
$\hat{G}_t$	0,2279	-0,0029	0,3023	-0,0135	0,8265	0,1280

Fuente: Elaboración propia

Entrando a evaluar los coeficientes estimados y empezando por la ecuación que hace referencia al tipo de interés, podemos observar que, como es lógico, depende de forma cuantitativamente

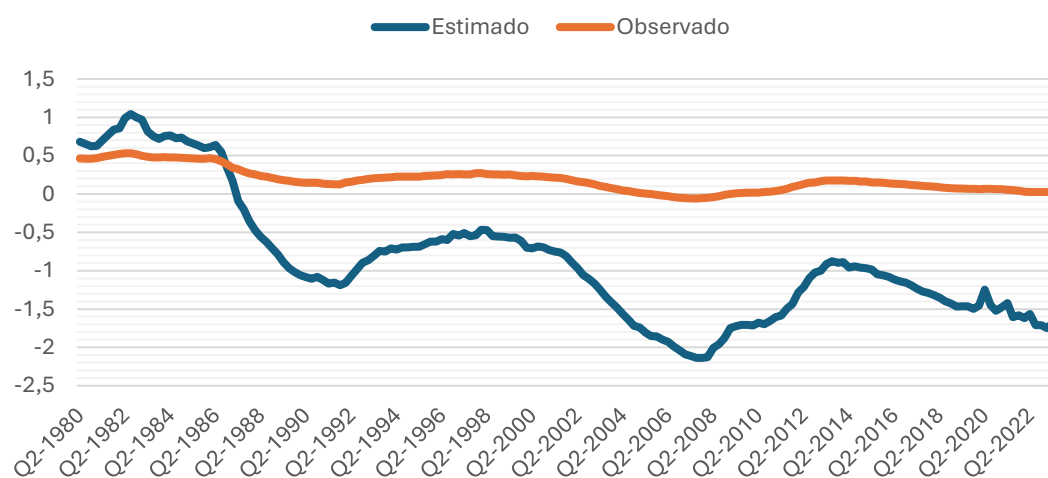
importante de su propio retardo, con signo positivo. A su vez vemos que la variable con la que presenta una mayor sensibilidad es la tasa de variación de la población. Presenta un signo negativo. En general podríamos decir que la sensibilidad del tipo de interés con las variables seleccionadas es baja desde el punto de vista cuantitativo. El análisis cambia para la prima de riesgo según indican los resultados de los coeficientes estimados de la segunda ecuación. La prima de riesgo presenta, como el tipo de interés, una fuerte dependencia con su retardo, pero todavía en mayor medida con dos de las variables macroeconómicas, la tasa de variación de los ocupados y la tasa de variación de la población. A diferencia del tipo de interés, la prima de riesgo sí que presenta una sensibilidad significativa con respecto a las variables seleccionadas. Por último, en lo referente al crecimiento del alquiler, la tasa de variación de la población y el tipo de interés tiene un mayor impacto. Las variables que impactan de forma negativa son dos y sin mucha relevancia cuantitativamente hablando.

La calidad predictiva del modelo viene indicada a través de los resultados proporcionados por los  $\bar{R}^2$  ajustados. El valor que toma el  $\bar{R}^2$  del tipo de interés real es de 0,9868 lo que indica un alto grado de predictibilidad. Además de esto, la variable tipo de interés real se muestra bastante persistente, ya que exceptuando el coeficiente que acompaña a su retardo, el resto de los coeficientes estimados se aproximan a cero o son relativamente bajos. Con respecto a la prima de riesgo su  $\bar{R}^2$  es de 0,9958, lo que implica una muy elevada predictibilidad, en la cual influyen decisivamente las variables macroeconómicas. Por último, en lo referente a la capacidad predictiva del crecimiento de las rentas procedentes de alquileres vemos que presenta un  $\bar{R}^2$  menor a los anteriores, por lo tanto, tiene un grado de predictibilidad menor. El valor es de 0,6759, no es un mal resultado, pero no es tan positivo como con las variables anteriores.

## 7. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIABILIDAD DEL RATIO RENTA-PRECIO

En la sección anterior hemos concluido que el tipo de interés real, el crecimiento del alquiler y la prima de riesgo presentan una capacidad de predicción significativa. En esta sección entraremos a valorar como influye su predicción en la estimación del ratio renta-precio y cómo evoluciona con respecto al ratio renta-precio observado para el mismo periodo.

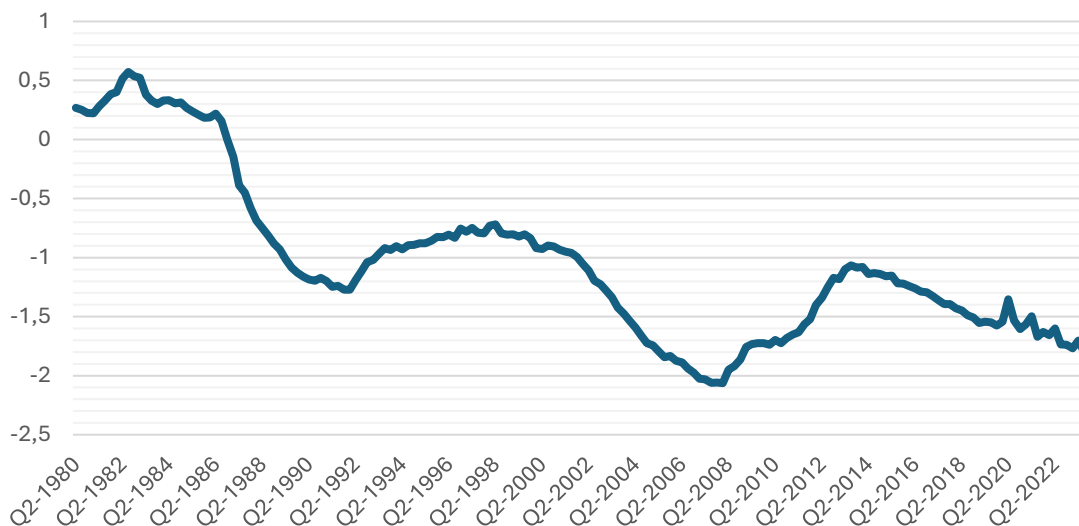
*Figura 4:* Comparación entre el logaritmo del ratio renta-precio estimado y el logaritmo del ratio renta-precio observado.



*Fuente:* Elaboración propia a partir de la estimación de la ecuación (16) y de los cálculos presentados en el apartado 5.1.

En la Figura 4 podemos ver la comparativa de nuestra estimación con los valores observados para todo el periodo. La estimación tiene un comportamiento similar (en lo que respecta a tendencias) durante todo el periodo, pero con una mayor variación. Comparte las mismas variaciones y presenta las subidas y bajadas en los mismos momentos temporales. En mayor desfase se da en los valores. La serie temporal estimada muestra una mayor volatilidad hasta el segundo trimestre de 1987, mientras que la serie observada se mantiene constante. Ambas series presentan una fuerte tendencia bajista desde el segundo trimestre de 1987 hasta el segundo trimestre de 1992, aunque según nuestra estimación la caída debería haber sido mucho más elevada en términos cuantitativos. Hasta el segundo cuatrimestre de 2005, la serie estimada sigue la misma tendencia alcista de la observada, pero infravalorando el nivel positivo (o negativo) de la serie. En el segundo trimestre de 2007, en el que ambas series tiene su mínimo, aunque la estimación implica que el mínimo de la serie tendría que haber sido mucho más fuerte. Posteriormente hubo una recuperación hasta 2013 y una progresiva bajada. De nuevo, la estimación sobredimensiona las fluctuaciones y cambios de tendencia.

Figura 5: Discrepancia entre el logaritmo del ratio renta-precio estimado y el observado.



Fuente: Elaboración propia.

En resumen, el ratio renta-precio computado por nuestro modelo VAR parece hacer un buen trabajo capturando las tendencias y los movimientos que se dan en la serie histórica del ratio renta-precio observado. En este punto, es relevante recordar que el modelo VAR no pretende y no está construido para que los datos de las observaciones del ratio renta-precio se encuadren en él. Sino que está construido para cuadrar los patrones obtenidos a partir de la computación de las tendencias históricas del tipo de interés real, de la prima de riesgo y del crecimiento del alquiler. A diferencia de lo que ocurre en el trabajo de Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009), la estimación parece capturar la caída en el ratio observada entre 1998 y 2007, aunque sobredimensionándolo. Añadiendo al análisis la representación del incremento del ratio hasta 2013, una nueva tendencia a la baja hasta 2020 y la inestabilidad en los años posteriores a la pandemia.

Con respecto al análisis realizado en la sección 1 de este trabajo, sería interesante comprobar si nuestros resultados son coherentes con algunos de los sucesos señalados. Por ejemplo, uno de los factores claves para que tuviese lugar el incremento de demanda, según varios trabajos, fue una coyuntura económica favorable en la que destacan unos tipos de interés bajos con respecto

a etapas anteriores. En el siguiente gráfico podemos comprobar la evolución del tipo de interés real libre de riesgo que hemos calculado (cálculo especificado en el punto 5.2). Como se puede observar, se produjo una tendencia a la baja del tipo de interés real desde el segundo trimestre de 1996, pero sobre todo entre 1998 y 1999 que fue la etapa de entrada de España en la Unión Monetaria Europea. Vemos como en la etapa de mayor impulso de la demanda se mantiene en un intervalo de entre el 4,5% y el 8%, lo cual indica que las expectativas eran generalmente buenas. Hasta que tiene un repunte entre 2009 y 2012, lo que se puede deber a la influencia de la política monetaria restrictiva del Banco Central Europeo, la cual pasó a ser expansiva a partir de 2012 lo que se deja entrever en el gráfico con la progresiva bajada hasta que entre 2019 y 2022 se estabiliza en torno a 0%.

Figura 6: Tipo de interés real esperado.

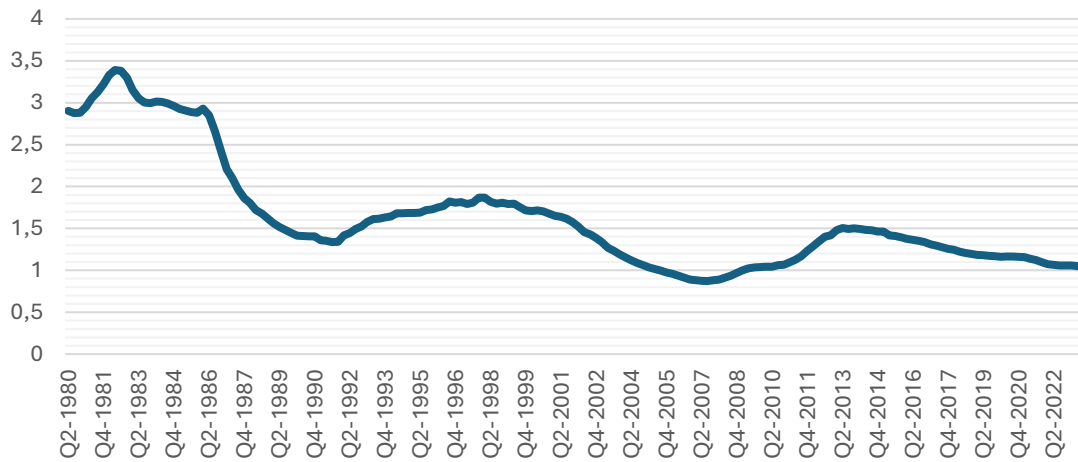


Fuente: Elaboración propia a partir de Reserva Federal de St. Louis (proceso de cálculo descrito en el apartado 5.2).

En la figura 7 presentamos la evolución del ratio renta-precio para nuestro periodo de referencia. El ratio renta precio nos proporciona una medida aproximada de la rentabilidad del alquiler con respecto al posible precio de venta. Tal como hemos construido el ratio, este sería el resultante del cociente entre las rentas medias anuales procedentes del alquiler de un metro cuadrado en un determinado trimestre del año y el precio medio por metro cuadrado que se obtendría con su venta en ese mismo trimestre. Con esta definición en mente, procedemos al análisis gráfico.

Siguiendo la línea del gráfico anterior, a partir de los años noventa, el ratio renta-precio tiene un repunte alcanzado el pico más alto en el periodo entre 1990 y 2023. Los primeros años de la formación de la burbuja se mantiene en los mismos niveles, pero mostrando una tendencia a la baja, esto se puede explicar por un aumento mayor en el precio de venta que el del alquiler ya que como explicamos en el apartado 1, muchas familias buscaban acceso a propiedad. Esta tendencia va en aumento según nos acercamos a los años del inicio de la corrección. A partir de 2007 el ratio renta-precio presenta un atendencia alcista, la cual se debe a la corrección hubo en los precios de la vivienda. Otro de los motivos que puede explicar el lento repunte del ratio y su tendencia a la baja posterior a 2013 es la proporción, todavía pequeña, de la población española que se encuentra en régimen de alquiler (Alves y Urtasun, 2019).

Figura 7: Ratio renta-precio



Fuente: Elaboración propia a partir del proceso descrito en el apartado 5.1. (sin aplicar logaritmo).

### 7.1. FUENTES DE VARIABILIDAD DEL RATIO RENTA-PRECIO: 1980-2023

Tabla 2: Proporción de las varianzas en la varianza total

Varianza		Proporción de las varianzas		
$(r_t - p_t)$	$(\widehat{r_t - p_t})$	$var(\hat{I}_t)$	$var(\hat{\Pi}_t)$	$var(\hat{\epsilon}_t)$
0.023	0.023	0,291	25,21	19,65

Fuente: Elaboración propia a partir de computar (20)

Los valores de la tabla 2 hacen referencia a la proporción de varianza atribuible a los tres primeros elementos de la ecuación (20). La proporción se calcula sustituyendo los valores obtenidos directamente por la descomposición de la varianza, en la ecuación (20), dividiendo cada elemento de esta entre la varianza total.

$$var(r_t - p_t) = var(\hat{I}_t) + var(\hat{\Pi}_t) + var(\hat{\epsilon}_t) + 2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t) - 2cov(\hat{I}_t, \hat{\epsilon}_t) - 2cov(\hat{\Pi}_t, \hat{\epsilon}_t)$$

Como se puede comprobar observando los resultados de la tabla, la variación de la prima de riesgo esperada futura es la mayor fuente de variabilidad del ratio renta-precio. Por otro lado, la variación de la tasa de crecimiento del alquiler es la segundo mayor fuente de variabilidad del ratio renta-precio entre las varianzas. Aunque sin llegar al grado de importancia de la prima de riesgo esperada. La importancia de este factor coincide con los resultados obtenidos por Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009), especialmente los correspondientes a su análisis de la descomposición de la varianza del ratio renta-precio entre 1997 y 2007. Esta similitud se debe, al igual que plantean ellos en su trabajo, a que su importancia esté sobredimensionada en el modelo por la discrepancia en la predicción. La variación menos relevante para explicar la varianza  $r_t - p_t$  sería la del tipo de interés libre de riesgo esperado. Con un impacto prácticamente nulo, presenta una importancia menor con los respecto a las otras dos variables en el análisis de la varianza.

Tabla 3: Proporción de las covarianzas en la varianza total

Proporción de las covarianzas		
$cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t)$	$cov(\hat{I}_t, \hat{\varepsilon}_t)$	$cov(\hat{\Pi}_t, \hat{\varepsilon}_t)$
3,968	-3,720	-44,400

Fuente: Elaboración propia a partir de computar (20)

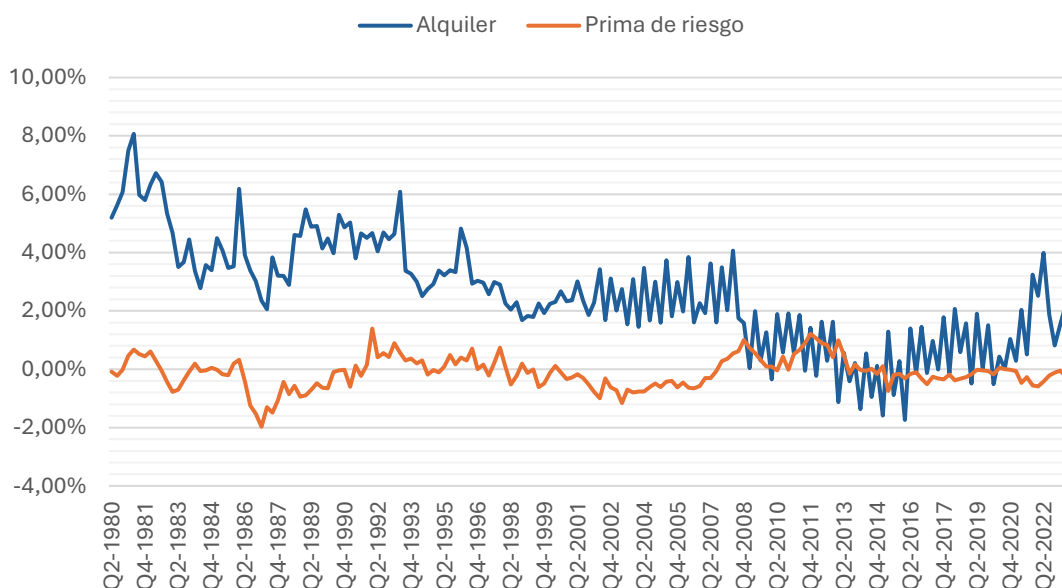
En las columnas de la tabla 3, aparecen los resultados asociados a las covarianzas de  $(\hat{I}_t, \hat{\pi}_t)$ ,  $(\hat{I}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  y  $(\hat{\pi}_t, \hat{\varepsilon}_t)$ . A la hora de analizar estos valores debemos tener en cuenta que si el dato proporcionado mediante la descomposición para la covarianza de  $(\hat{I}_t, \hat{\pi}_t)$  es negativa, implica que las variables correlacionan negativamente, es decir, un cambio en una de las variables ya sea positivo o negativo, se corresponderá con un cambio de signo contrario de la otra variable. Por ejemplo, un cambio positivo en una de ellas implica una variación negativa en la otra variable. En cambio, si el valor asociado para las covarianzas  $(\hat{I}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  y  $(\hat{\pi}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  es negativo, implica que las variables están correlacionadas de forma positiva<sup>7</sup>. Por lo tanto, un cambio en una de ellas se corresponderá con un cambio del mismo signo en la otra variable. Teniendo esto en cuenta, según los valores presentados en la tabla, la prima de riesgo esperada y la tasa esperada de crecimiento del alquiler son las variables que muestran una correlación más fuerte y que impacta más en la variación del ratio renta-precio. De hecho, la variación de este valor es la segunda mayor fuente de variabilidad de la ecuación. Como el valor es positivo, la covarianza entre  $(\hat{\pi}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  es negativa, lo cual no coincide con los resultados de la descomposición de la varianza para el periodo de 1975-1996 y 1997-2007, presentados por de Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009). Esta diferencia indica, probablemente, que las características del mercado inmobiliario español son muy diferentes a las del mercado estadounidense.

El análisis de los resultados nos permite discernir varias cuestiones. Algunos analistas han planteado que una gran parte de la formación de la burbuja inmobiliaria se debió a la disminución del tipo de interés real (ver figura 6). Sin embargo, como hemos comprobado las fluctuaciones en los tipos de interés han ido acompañados por cambios de signo opuesto en la prima de riesgo. Por lo que no está claro que las fluctuaciones en el tipo de interés real influyan de forma decisiva en la varianza del ratio renta-precio. De hecho, el valor que acompaña a la covarianza de  $(\hat{I}_t, \hat{\pi}_t)$ , es cercano a cero. En lo que respecta a la relación entre la prima de riesgo esperada y la tasa de crecimiento del alquiler, vimos que presentan correlación negativa. Profundizando en las diferencias identificadas entre los resultados de nuestro análisis de descomposición de varianza con los resultados obtenidos por de Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009), una posible explicación del signo negativo de la covarianza entre  $(\hat{\pi}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  es que los precios aumentasen en una cuantía elevada durante etapas de aumento en el crecimiento de la renta proporcionada por el alquiler y que ello, lleve a que no aumente la prima de riesgo. Para corroborar esta hipótesis, podemos comparar la evolución de la tasas de variación del alquiler y de la prima de riesgo obtenidas a partir de las series de datos observados para cada trimestre. Como queda patente en la figura 7, un aumento en la tasa de crecimiento de las rentas procedentes del alquiler no va acompañado de un cambio en el mismo signo de la tasa de

<sup>7</sup> Los resultados proporcionados por la tabla 3 hacen referencia a  $2cov(\hat{I}_t, \hat{\Pi}_t)$ ,  $-2cov(\hat{I}_t, \hat{\varepsilon}_t)$  y  $-2cov(\hat{\Pi}_t, \hat{\varepsilon}_t)$ , es decir, el signo que acompaña a cada elemento es el de la ecuación.

variación de la prima de riesgo. Tomando como referencia el periodo de formación de la burbuja entre 1998 y 2005 vemos como la tasa de variación del alquiler parece aumentar, aunque con bastante volatilidad, mientras que la tasa de variación de la prima de riesgo presenta una tendencia a la baja. Esta diferencia resulta todavía más llamativa entre 2015 y 2022. Recordemos que ambas tasas están anualizadas. El motivo que se esconde detrás del signo de estas covarianzas probablemente se pueda encontrar en las expectativas de los agentes y en como las forman. Esta cuestión no es objeto de este trabajo, pero plantea una interesante línea de investigación.

Figura 8: Comparativa entre el logaritmo de la tasa de variación del alquiler y de la prima de riesgo.



Fuente: Elaboración propia a partir de los cálculos especificados en los apartados 5.4. y 5.5.

## 8. CONCLUSIÓN

En este trabajo hemos aplicado la versión dinámica del modelo de crecimiento de Gordon para estudiar las principales fuentes de variabilidad del ratio renta-precio para España entre 1980 y 2023 siguiendo análisis de Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009). Este modelo nos ha permitido llevar a cabo la descomposición de la varianza del ratio renta-precio. Para ello estimamos un modelo VAR que nos proporcionase los coeficientes necesarios para computar las expectativas sobre el comportamiento futuro del tipo de interés real libre de riesgo, la prima de riesgo y la tasa de variación de las rentas procedentes del alquiler. Nuestro modelo ha presentado buenos resultados en las mediciones que evalúan su capacidad de predicción. Por lo tanto, nuestro acercamiento a la modelización de las expectativas a través del VAR muestra una buena capacidad predictiva para los tres componentes del ratio renta-precio.

Posteriormente, al comparar el ratio renta-precio estimado por el modelo y el ratio renta-precio observado, hemos comprobado que nuestra estimación reproduce adecuadamente la tendencia de la serie observada para el periodo seleccionado. Este análisis permitió la comparación de algunas conclusiones obtenidas a partir del análisis descriptivo de la evolución reciente del mercado inmobiliario español, con la evolución de algunas de las variables construidas para nuestro modelo.

En lo que refiere a los resultados, hemos encontrado que la variación en la prima de riesgo fue la principal fuente de la variabilidad del ratio renta-precio en el periodo abordado. Junto a esta variable, la tasa de crecimiento de las rentas procedentes del alquiler también presentó una fuerte influencia. Sin embargo, esta puede estar sobredimensionada debido a la discrepancia en la predicción, que hemos sumado a la variable tasa de crecimiento de las rentas de alquiler. Con respecto a el tipo de interés real libre riesgo, la proporción de la varianza total explicada es cercana a cero. Esto nos lleva a aseverar que el tipo de interés real no tiene tanta influencia en las fluctuaciones en el precio de la vivienda como tradicionalmente se ha afirmado.

Por otro lado, hemos encontrado que la correlación entre la prima de riesgo y la tasa de variación de las rentas de alquiler es negativa, lo cual diverge de los resultados obtenidos por Campbell, Davis, Gallin y Martin (2009) para Estados Unidos. Nuestra hipótesis propuesta para explicar este fenómeno consiste en que los precios aumentan en una cuantía elevada durante etapas de aumento en el crecimiento de la renta proporcionada por el alquiler y que ello lleve a que no aumente la prima de riesgo. Presentamos evidencia a partir de las series temporales observadas de que esto podría ser así. A su vez, nuestros resultados con respecto al signo negativo de la covarianza entre el tipo de interés y la prima de riesgo sí coinciden con la evidencia estadounidense.

En definitiva, la aplicación de la versión dinámica del modelo de crecimiento de Gordon nos ha proporcionado nueva información sobre las variables fundamentales que nos ayudan a explicar las fluctuaciones en los precios de la vivienda en contextos de fuerte volatilidad. Estos hallazgos no solo proporcionan una comprensión más matizada de los factores que influyen en el ratio renta-precio en España, sino que también abren nuevas líneas de investigación para explorar las peculiaridades de los mercados inmobiliarios en diferentes contextos económicos y geográficos.

## 9. BIBLIOGRAFÍA

- (1) Alves, P. y Urtasun, A. (2019). Evolución reciente del mercado de la vivienda en España. *Boletín Económico/Banco de España [Artículos](2)*, pp. 1-13.
- (2) Ayuso, J. y Restoy, F. (2006). House prices and rents: An equilibrium asset pricing approach. *Journal of Empirical Finance* 13, pp. 371-388. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2005.10.004>
- (3) Bernardos Domínguez, G. (2009). *Creación y destrucción de la burbuja inmobiliaria en España. Revista de Economía ICE(850)*, pp. 23-40.
- (4) Campbell, J. Y., Lo, A. W. y MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- (5) Campbell, J. y Shiller, R., (1988a). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies* 1 (3), pp. 195-228.
- (6) Campbell, J. y Shiller, R. (1988b). Stock prices, earnings and expected dividends. *Journal of Finance* 43 (3), pp. 661-676. <https://doi.org/10.2307/2328190>

- (7) Campbell, S., Davis, M., Gallin, J. y Martin, R. (2009). What moves housing markets: A variance decomposition of the rent–price ratio. *Journal of Urban Economics*, 66, pp. 90–102. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2009.06.002>
- (8) Copelovitch, M., Frieden, J. y Walter, S. (2016). The Political Economy of the Euro Crisis. *Comparative Political Studies* 49 (7), pp. 811-840. <https://doi.org/10.1177/0010414016633227>
- (9) Hyndman, R. J. y Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting: Principles and Practice*. (2nd ed.) OTexts.
- (10) García Montalvo, J. (2013). Mercado de la vivienda en España: ¿Se ha completado el ajuste? *Cuadernos de Información*(236), pp. 19-30.
- (11) Instituto Nacional de Estadística (INE). *Índice de Precios de Vivienda (IPV). Base 2015*. <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=25171>
- (12) FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis. Interest Rate: long-term Government Bond Yield: 10-Years: Main for Spain, 1980-2023. <https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01ESM156N#0>
- (13) Ministerio de Hacienda. *Secretaría de Estado de Presupuestos y gastos: Base de datos trimestral de la economía española REMSDB, 1980-2023*. <https://www.sepg.pap.hacienda.gob.es/sitios/sepg/es-ES/Presupuestos/DocumentacionEstadisticas/Documentacion/paginas/basedatosmodelorems.aspx>
- (14) Ministerio de Transportes y Movilidad Sostenible. *Valor tasado de la vivienda: valor tasado de la vivienda libre*. <https://apps.fomento.gob.es/BoletinOnline2/?nivel=2&orden=35000000>
- (15) Ministerio de Vivienda y Agencia Urbana. *Encuesta sobre la vivienda en alquiler de los hogares en España 2006*. Madrid, 27 de Junio de 2007.
- (16) OCDE Data. *Housing Prices: Price to rent ratio*. <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm>
- (17) OCDE Data. *OCDE Economic Outlook: Statistics and projections. Current account balance forecast as percentage of GDP, 1999-2013*. <https://data.oecd.org/trade/current-account-balance-forecast.htm#indicator-chart>
- (18) OCDE Statistics. *Price and Purchasing Power Parities: Analytical house price indicators: Price to rent ratio, 1971-2023*. <https://stats.oecd.org/index.aspx?lang=en#>
- (19) OCDE Statistics. *Price and Purchasing Power Parities: Consumer price indices (CPIs)- Complete dataset: Consumer price Index, 1954-2023*. <https://stats.oecd.org/index.aspx?lang=en#>