

**Demografía, renta y precios como determinantes del stock de vivienda
en España. Un análisis con técnicas de cointegración para el período
1858-2000**

Versión 17 de noviembre de 2004

César Pérez López

Universidad Complutense de Madrid

Desiderio Romero Jordán

Universidad Rey Juan Carlos

José Felix Sanz Sanz

Universidad Complutense de Madrid

Resumen: El objetivo de este trabajo es analizar el papel que las variables demográficas población y número de matrimonios, renta *per capita* y precio de la vivienda tienen en la formación de stock de vivienda en España. El trabajo está referido al período 1858 a 2000 y se utilizan técnicas de cointegración. Los resultados indican que la variable de mayor peso en la variación del stock de vivienda es la población con una elasticidad de 0,87, seguido de la renta *per capita* (0,60), el número de matrimonios (0,32) y los precios (-0,45).

Palabras clave: stock de vivienda, población, matrimonios, renta *per capita*, precios.

Códigos JEL: R21, R23, J10.

1. Introducción

El efecto que la demografía tiene sobre el mercado de la vivienda ha generado una importante controversia entre los economistas. Especialmente, desde la publicación del trabajo de Mankiw y Weil (1989). Estos autores encontraron evidencia de que la población presiona al alza los precios de la vivienda y por tanto puede tener efectos negativos sobre la demanda de este activo. Sin embargo, otros autores como Hamilton (1991) o Green y Hendershott (1996) han criticado estos resultados debido a la existencia de problemas tanto en la especificación del modelo como en la interpretación de los resultados. No obstante, esta controversia ha estado circunscrita fundamentalmente a Estados Unidos y en menor medida a otros países como Canadá (Engelhard y Poterba, 1991), Japón (Ohtake y Shintani, 1996) o Austria (Lee *et al*, 2001). Parece por tanto interesante extender este tipo de análisis a otros casos como por ejemplo el español.

En este sentido, en los últimos años ha aumentado considerablemente el interés social por el mercado de la vivienda en España por varias razones. Primero, porque el ritmo de construcción ha sido muy intenso desde mediados de los años noventa. Tanto es así, que se han construido más viviendas que en países como Francia o Alemania que tienen mucha mayor población y un mayor crecimiento demográfico (Zoido y Arroyo, 2004; Naredo *et al*, 2004). Segundo, porque el ritmo de crecimiento de los precios ha sido espectacular. En concreto, desde 1976 el precio medio de la vivienda se ha multiplicado por 16 en términos nominales y se ha duplicado en términos reales (Martínez y Maza, 2003). Por esta razón, el patrimonio inmobiliario en vivienda en España duplicó su valor en el período 1994 a 1999 (Naredo *et al*, 2004). Como resultado, en la actualidad el valor de las viviendas supone alrededor de 2/3 de la riqueza total de las familias. Tercero, porque el nivel de endeudamiento de las familias para financiar la vivienda ha crecido de modo intenso en los últimos años. En este sentido, la financiación de este activo suponía en 2001 el 67% del crédito bancario frente al 47% de 1993 (Del Río, 2002). Precisamente, estos altos niveles de endeudamiento están suscitando gran atención por parte de instituciones como el Banco de España o el Fondo Monetario Internacional. Este interés se centra en los posibles efectos que sobre el sistema financiero tendría un *shock* alcista de los tipos de interés.

El objetivo de este trabajo es realizar una exploración de los determinantes históricos del stock de vivienda en España. Al abordar esta cuestión nos enfrentamos básicamente a tres problemas. Primero, el stock de vivienda está influido por múltiples factores de naturaleza muy diversa: culturales, demográficos, financieros, fiscales, socioeconómicos etc. Obviamente, realizar un estudio que incluya todas esas variables es prácticamente inabordable. Por este motivo, el enfoque utilizado ha de ser necesariamente de análisis parcial. Segundo, algunos de los citados factores tuvieron en el pasado mucho menos peso del que pueden tener en la actualidad (y viceversa). Por ello, su inclusión en un modelo ha de hacerse con mucho cuidado. Por ejemplo, en los últimos veinticinco años, los tipos de interés han sido un factor importante en la compra de vivienda. De hecho, las bajadas de tipos de mediados de los años noventa han sido determinantes en el *boom* inmobiliario español que se inició en 1998 (Martínez y Maza, 2003). Sin embargo, si nos remontamos hacia atrás en el tiempo, entre 1940 y 1970 los tipos de interés fueron prácticamente constantes. En consecuencia, los efectos incentivo a la compra de vivienda generados por la evolución de dicha variable debieron ser de una magnitud pequeña. Por este motivo, una posibilidad es concentrarse en aquellos factores que históricamente han podido ejercer una influencia continua en el stock de vivienda. Tercero, los datos disponibles para estudiar el mercado de la vivienda en España son muy escasos. Especialmente, si necesitamos datos de series suficientemente largas que permitan capturar los determinantes históricos del stock de vivienda.

Teniendo en cuenta todas esas consideraciones, en este trabajo se analiza el papel que desempeñan la demografía, la renta *per capita* y los precios en el stock de vivienda. En este sentido, una de las principales novedades que aporta este trabajo es la utilización de series temporales altamente homogéneas que abarcan desde 1858 hasta 2000. Obviamente, el número de series existentes para un período tan prolongado de tiempo es muy reducido. Este hecho ha condicionado de modo particular la utilización de variables que permitan capturar los efectos de la demografía sobre el stock de vivienda.

El trabajo se desarrolla como sigue. En la sección 2 se analiza la evolución experimentada por las variables utilizadas en el modelo. En la sección 3 se presenta el modelo a estimar. El análisis de la estacionariedad, del orden de integración y de la cointegración se realiza en la sección 4. La diagnosis y los resultados del modelo se muestran en la sección 5. En la

sección 6 se presentan las conclusiones del trabajo. Finalmente, se incluye un apéndice en el que se documentan las fuentes estadísticas utilizadas.

2. Stock de vivienda, población, matrimonios, renta *per capita* y precio de la vivienda en el período 1858-2000

El índice cuántico del stock de vivienda empleado en este trabajo está tomado de Prados (2003). Este índice incluye la totalidad de viviendas: principales, secundarias y desocupadas. Tradicionalmente, las viviendas existentes en España han sido fundamentalmente principales. No obstante, el peso de estas viviendas se ha ido reduciendo en las últimas décadas al tiempo que han ido ganando en importancia las secundarias y desocupadas. Así, como se puede ver en la Tabla 1, en los años 60 del pasado siglo casi el 96% de la vivienda era principal frente al 3% de vivienda secundaria y el 0% de desocupada. Sin embargo, en el año 2001 la distribución de viviendas fue de un 68,5% de carácter principal, un 16% secundaria y un 15% desocupadas. Es decir, en los últimos cuarenta años se ha reducido el peso de la vivienda principal en casi 30 puntos. De este modo, desde los años ochenta, aproximadamente el 70% de la vivienda en España es de carácter principal y el 30% restante es secundaria y desocupada (INE, 2004).

Tabla 1
Distribución de la vivienda en España (%)

Tipo de vivienda	1960	1970	1981	1991	2001
Principal	95,3	79,4	70,7	68,9	68,5
Secundaria	3,1	7,4	12,9	15,3	16,0
Desocupada	0,0	10,6	16,2	13,0	13,9
Otras	1,6	2,5	0,2	2,9	1,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Leal (2004)

Esta distinción entre tipologías de vivienda es relevante debido a su relación con la demografía. En concreto, la vivienda principal está relacionada con la población que reside en un país y que por tanto ocupa las viviendas la mayor parte del tiempo. Hasta principios de los años cincuenta la vivienda en España se ocupaba fundamentalmente en alquiler. Por ejemplo, en ciudades como Madrid o Barcelona menos del 6% de las viviendas era en propiedad (Naredo, 2004). Desde esa fecha, las políticas públicas se han orientado hacia la

compra de vivienda habitual. En la actualidad, el porcentaje de vivienda en propiedad alcanza el 86% (Trilla, 2001).

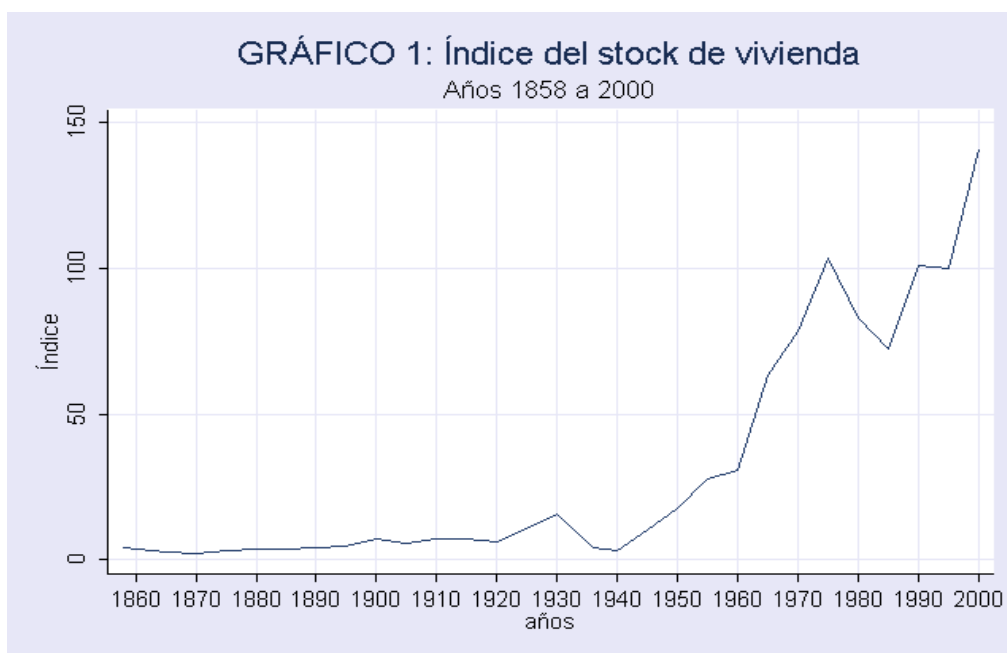
La vivienda secundaria y desocupada puede pertenecer tanto a residentes como a no residentes. Sin embargo, es imposible predecir desde criterios demográficos la evolución del stock de este tipo de vivienda (Cabré, Domingo y Menacho, 2002). En este sentido, la presión ejercida por la compra de vivienda por no residentes con finalidades turístico-especulativas es un fenómeno relativamente reciente. Este proceso de compra de vivienda por no residentes ha ido ganando importancia en las últimas décadas (Naredo, 2004). En concreto, a través de los datos de la Balanza de Pagos, Naredo *et al* (2004) han estimado que el peso de las compras por no residentes entre 1998 y 2003 podría oscilar entre el 12% y el 16% de las compras netas totales de vivienda en España. En todo caso, la mayoría de la vivienda en España ha tenido históricamente carácter principal. Por este motivo, es absolutamente factible estudiar la conexión entre demografía y stock de vivienda total.

En el Gráfico 1 se presenta el índice de stock de vivienda. Como se puede ver, la tendencia de esta variable es claramente creciente. En su evolución pueden distinguirse dos etapas. Una primera etapa que comprende desde 1858 hasta el inicio de la Guerra Civil en 1936. En ese período, el stock de vivienda creció a un ritmo muy lento. La segunda etapa comprende los años 1940 a 2000. El ritmo de crecimiento en esta segunda etapa ha sido de mayor intensidad fundamentalmente por dos motivos. Primero, por el proceso de reconstrucción para satisfacer las necesidades de vivienda en el período de posguerra. En particular, la destrucción que generó la Guerra Civil llevó el stock de vivienda a un nivel similar al existente en 1880. Es decir, la devastación ocasionada por la guerra fue equivalente al stock que se había acumulado en España durante los casi cincuenta años anteriores. Segundo, porque en las últimas décadas se han producido tres *booms* inmobiliarios. Estos tuvieron lugar en los años setenta, ochenta y noventa del pasado siglo.

El primer *boom* inmobiliario se produjo entre finales de los años sesenta y principios de los setenta. En este período se construyeron más de 500.000 viviendas anuales. Como veremos posteriormente, este aumento de la actividad constructora fue paralelo a un fuerte crecimiento en los precios. Este ciclo expansivo en la construcción de vivienda tuvo un fuerte parón como consecuencia de los efectos de la crisis del petróleo de 1973. El segundo de los *booms* inmobiliarios se produjo en la segunda mitad de los años ochenta impulsado

por la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea. Este *boom* fue más intensivo en precios que en construcción de viviendas. En concreto, se construyeron cerca de 400.000 viviendas anuales siendo esta cifra inferior al número de viviendas construidas en la década anterior. El tercero de los *booms* inmobiliarios se inició en 1998 y se ha caracterizado tanto por la intensidad en la construcción como por el fuerte crecimiento de los precios (Naredo, 2004).

Un buen indicador de los resultados generados por los tres *booms* inmobiliarios lo muestra el hecho de que un 42,1% de los hogares españoles compró su vivienda en el decenio 1991-2001, otro 20,9% lo hizo en el período 1981-1990 y un 18,9% adquirió su vivienda entre 1971 y 1980 (INE, 2004). Más aún, del stock de viviendas existente en España en 2001, casi un 25% se construyó entre 1971 y 1980, aproximadamente un 18% se construyó entre 1961 y 1970, alrededor del 16% se edificó en la década 1991 a 2001 y casi el 13% se hizo entre 1981 y 1990 (INE, 2004).



A continuación, dirigimos nuestra atención a las dos variables demográficas utilizadas en este trabajo. La primera de ellas es la población total. Esta variable incluye el efecto neto de los movimientos migratorios que tuvieron un impacto importante sobre la población española en el último siglo. En concreto, a principios del siglo XX España fue un país de emigrantes. Así, entre 1900 y 1920 abandonaron España más de 2,3 millones de personas. A partir de 1950 la emigración se volvió a intensificar aunque a un ritmo muy inferior al de

principios del siglo pasado. En particular, entre 1960 y 1970 el número de emigrantes fue aproximadamente de 0,9 millones de personas (Delgado, 2004). A partir de este momento se produjeron dos cambios importantes en los movimientos migratorios. Primero, muchos de los emigrantes iniciaron su retorno a España: entre 1981 y 2001 regresaron alrededor de 0,6 millones. Segundo, desde principios de los años noventa España se ha convertido en un país receptor de inmigración (Romero, 2004). En este sentido, el padrón de población de 2004 refleja que había en España cerca de 3 millones de inmigrantes. Dicha cifra representa casi el 7% de la población empadronada.

La utilización de la población como variable exógena presenta algunas limitaciones que no deberían ser soslayadas. Primero, las series de población no recogen en su totalidad al colectivo de inmigrantes sin permiso de residencia. Este es un problema que afecta especialmente a los datos de población referidos a la segunda mitad de la década de los años noventa. No obstante, desde 1996 es obligatorio que los inmigrantes estén empadronados para tener acceso a servicios sociales como sanidad o educación¹. Este requisito asegura que tanto los inmigrantes con permiso de residencia como una parte de la inmigración ilegal se contabilice en las cifras de población². Segundo, la población total no permite recoger el efecto de las migraciones interiores, tanto temporales como definitivas, sobre el stock de vivienda. Es decir, con esta variable no incorporamos en nuestro modelo los efectos generados por la movilidad de los residentes en España y su posible efecto sobre las necesidades de vivienda. En este sentido, se estima que desde finales de los años sesenta hasta la actualidad se han producido más de veinte millones de cambios de residencia entre municipios españoles (Romero, 2004). Desafortunadamente, esta información no está disponible para series tan largas como las empleadas en este trabajo por lo que se ha excluido del modelo a estimar.

La segunda variable de carácter demográfico empleada en este trabajo es el número de matrimonios celebrados cada año. Esta variable se utiliza como *proxy* del número de nuevos hogares creados. Su utilización se justifica porque el matrimonio ha sido tradicionalmente la forma utilizada para formar nuevas familias. Naturalmente, la estructura de los hogares ha sufrido importantes transformaciones en los últimos años en España (Esping-Andersen,

¹ Esto permite conocer que aproximadamente a comienzos de 2004 había 1,7 millones de inmigrantes con permiso de residencia y el resto carecían de permiso.

² No obstante, la reciente modificación en 2000 de la Ley de Extranjería permite a los cuerpos de seguridad del Estado acceder al padrón. Esto podría tener efectos negativos sobre los individuos sin permiso de residencia que se empadronan.

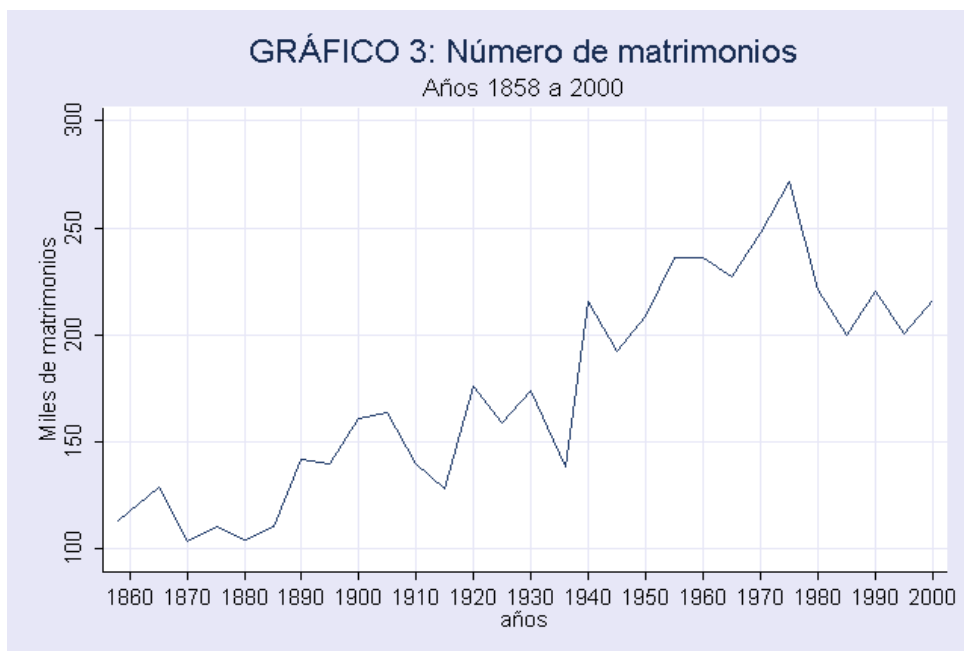
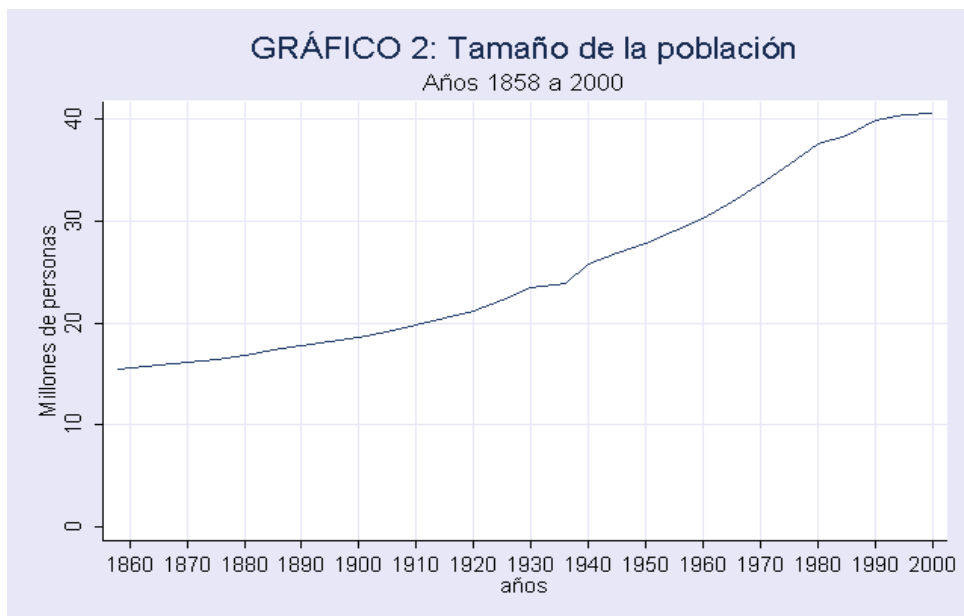
2004). Un indicador, aunque muy imperfecto, del papel que en este proceso desempeñan los matrimonios lo constituye el estado civil de los cónyuges. Así, el porcentaje de matrimonios que están formados por solteros se ha mantenido estable entre 1976 y 2000 por encima del 94% aproximadamente (Arroyo, 2004).

La utilización del número de matrimonios como variable explicativa en nuestro modelo presenta dos inconvenientes. Primero, no tiene en cuenta los nuevos hogares que se forman al margen del matrimonio, bien sea por vivir en pareja o solo. En este sentido, durante los últimos treinta años ha crecido considerablemente el porcentaje de hogares unipersonales: desde el 7,5% en 1970 al 20,3% en 2001 (INE, 2004). No obstante, el grupo más numeroso se corresponde con personas de más de 65 años. Por el contrario, el grupo menos numeroso es el formado por individuos que tienen entre 16 y 34 años. Este último colectivo lo forman personas que potencialmente tienen mayores necesidades de vivienda para emanciparse y crear nuevos hogares. Segundo, tampoco recoge los efectos sobre las necesidades de vivienda que generan la separación o el divorcio en el matrimonio. Este fenómeno es relativamente reciente en España ya que la legalización del divorcio se llevó a efecto en 1981. En todo caso su importancia es creciente. Por ejemplo, en 2001 se produjeron en España alrededor de 40.000 divorcios y 67.000 separaciones (Arroyo, 2004).

En los Gráficos 2 y 3 se representan las series de población y matrimonios. Visualmente en la serie población se pueden identificar dos rasgos destacables. Primero, el *shock* en términos de población que originó la Guerra Civil. Segundo, desde los años ochenta la población presenta síntomas de estancamiento. Se puede ver fácilmente que la línea de población tiene su máxima pendiente en el periodo 1940 a 1980 por dos razones. Primero, por la recuperación de la población después de los efectos causados por la Guerra Civil. Segundo, porque entre finales de los años cincuenta y 1975 se produjo el *baby boom* español alcanzándose un record histórico en el número de nacimientos. A partir de los años ochenta el crecimiento en la población se ralentiza progresivamente hasta finales de los años noventa.

Por su parte, la serie de matrimonios mantiene una tendencia de crecimiento suave a lo largo de todo el periodo analizado. Los máximos históricos en la celebración de matrimonios se produjeron aproximadamente entre 1945 y 1980. El máximo absoluto se produjo en 1975 con casi 272.000 nuevos matrimonios. Precisamente, durante el *baby boom*

la población española creció en media en más de 350.000 habitantes alcanzando el record en 1975 con un aumento de 512.000 personas. Desde 1980 el número de matrimonios parece haberse estancado alrededor de 200.000 matrimonios anuales.



Por lo que respecta a la renta *per capita*, se ha tomado como variable *proxy* el PIB *per capita*. El deflactor de la Formación Bruta de Capital Fijo en viviendas ha sido utilizado como variable *proxy* del precio de las viviendas. Estas dos variables se presentan en los Gráficos 4 y 5. En dichos gráficos se recogen los cambios absolutos en cada una de esas variables. Como se puede ver, la renta *per capita* presenta un perfil creciente a lo largo de toda la serie. No obstante, se distinguen claramente tres fases. Una fase de crecimiento muy moderado entre los años 1858 a 1900. Una segunda etapa de crecimiento moderado entre 1920 y 1940. Finalmente, desde 1940 la renta *per capita* presenta un ritmo de crecimiento muy superior al de las anteriores etapas. Por su parte, el precio de la vivienda presenta también una clara tendencia creciente. En particular, debe destacarse el fuerte crecimiento de los precios de la vivienda coincidiendo con los tres últimos *booms* inmobiliarios: finales de los años setenta, segunda parte de los años ochenta y desde 1998. Como se puede ver en el Gráfico 5, el crecimiento más intenso en precios coincide con el *boom* inmobiliario que se inició a finales de la década de los años noventa. Le siguen en importancia los cambios en precios acontecidos en la última parte de la década de los años setenta y en el periodo comprendido entre finales de los ochenta y principio de los años noventa.

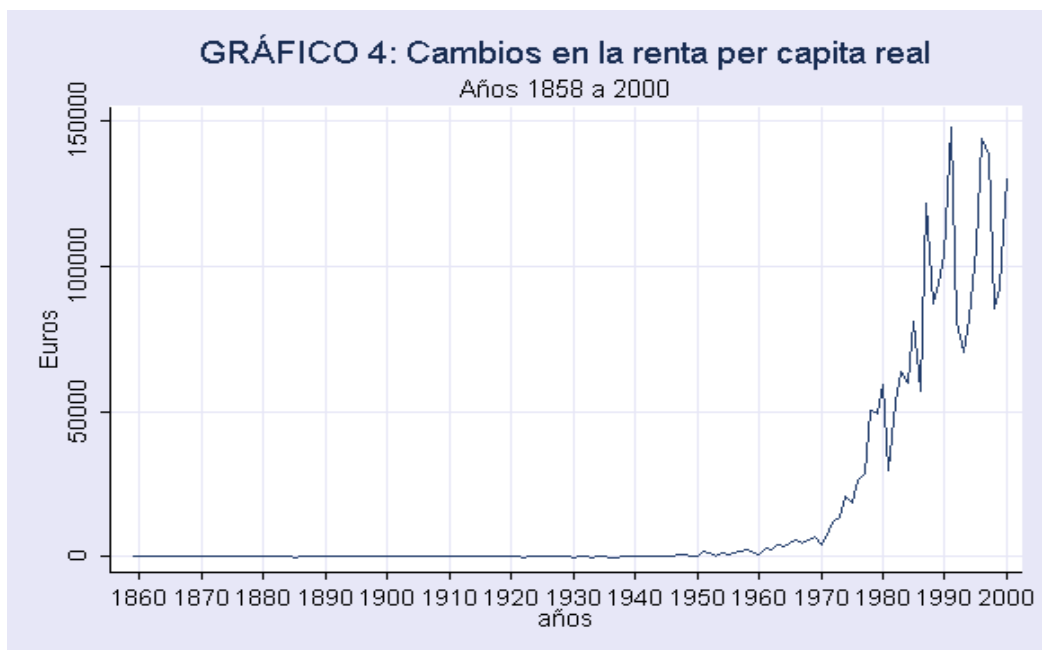
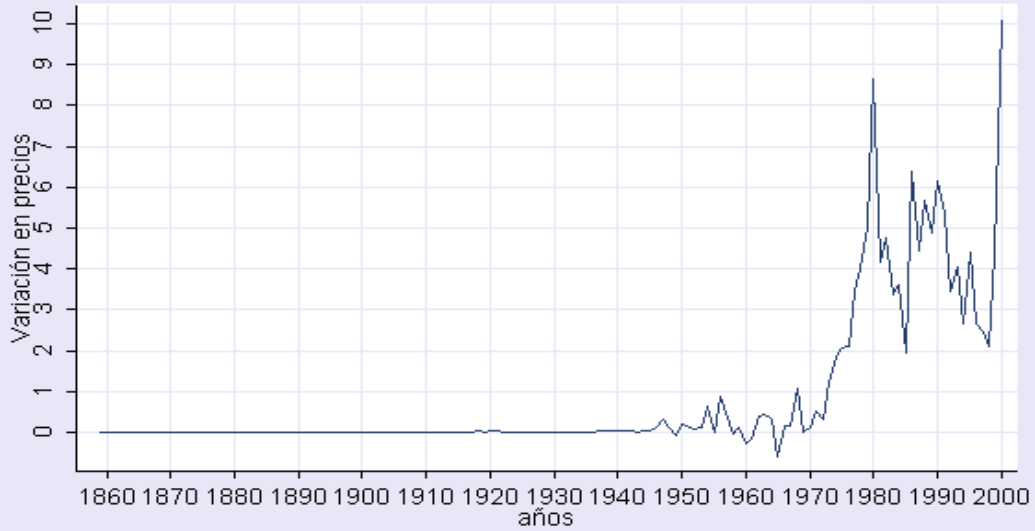


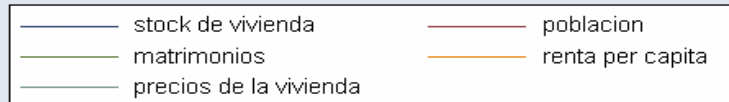
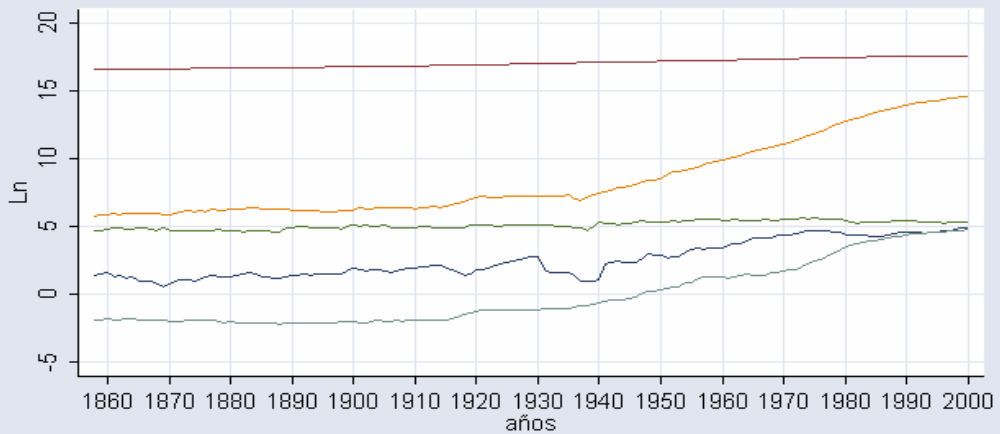
GRÁFICO 5: Cambios en el índice de precios de la vivienda

Años 1858 a 2000



A efectos ilustrativos, en la figura 6 se presentan de forma conjunta las series estudiadas en logaritmos. Una de las principales conclusiones que puede extraerse de dicho gráfico es que estas variables parecen estar positivamente correlacionadas.

GRÁFICO 6



3. El modelo

El punto de partida del modelo utilizado en este trabajo es una función lineal del tipo:

$$H_t = f[pop_t, mar_t, Y_t, pr_t] \quad [1]$$

donde H_t es el stock de vivienda, pop_t es la población total, mar_t es el número de matrimonios celebrados cada año, Y_t es la renta *per capita* y pr_t es el índice de precios de la vivienda. La especificación utilizada es una típica función lineal con un conjunto de variables explicativas y un error aleatorio. El modelo estimado en este trabajo es el siguiente:

$$\ln H_t = \alpha + \beta \cdot \ln(pop_t) + \gamma \cdot \ln(mar_t) + \delta \cdot \ln(Y_t) + \gamma \cdot \ln(pr_t) + e_t \quad [2]$$

El modelo ha sido considerado en logaritmos por dos razones. Primero, para evitar problemas de estacionariedad en la varianza. Segundo, porque los coeficientes estimados pueden ser interpretados como elasticidades. Los datos utilizados en el modelo están referidos al período 1858 a 2000. Es decir, se han empleado un total de 143 observaciones. El origen de estos datos se detalla en el Apéndice.

4. Estacionariedad, orden de integración y cointegración de las series analizadas

El primer paso antes de estimar el modelo es analizar las propiedades de estacionariedad para evitar el problema de asociación espúrea entre variables. El objetivo es evitar la estimación de una regresión estática entre series económicas que están afectadas por tendencias comunes que nos lleve a encontrar erróneamente una medida de ajuste global. Es decir, tratamos de evitar la obtención de una relación causa efecto en el corto plazo sin que realmente exista una relación causa efecto en el largo plazo. Este problema ocurre de forma muy frecuente cuando las variables del modelo son no estacionarias. A continuación, el segundo paso antes de la estimación del modelo es el análisis del orden de integración y la posterior aplicación del test de cointegración propuesto por Engle y Granger (1987).

4.1. Estacionariedad y orden de integración

El estudio de la estacionariedad y del orden de integración de todas las variables utilizadas en el modelo se realiza a través del contraste de raíces unitarias de Phillips-Perron (1988). En primer lugar, se analizan las series originales en logaritmos con el objeto de estudiar la integrabilidad de orden cero (estacionariedad). Los resultados de este análisis se muestran en la Tabla 2. Como se puede ver, los p-valores obtenidos para todas las variables del modelo son superiores a 0,05. Esto indica que las series en logaritmos de stock de vivienda, población, número de matrimonios, renta *per capita* y precios de la vivienda son no estacionarias al 95% de nivel de confianza. Este resultado es válido tanto si se consideran modelos autoregresivos de orden uno sin constante, con constante y con constante y tendencia para cada serie.

Tabla 2
Integrabilidad de orden cero

Variables	Modelo sin constante	Modelo con constante	Modelo con constante y tendencia
Ln(H _t)	0,9470 *	0,9370 *	0,3070 *
Ln(pop _t)	0,9990 *	0,9990 *	0,3020 *
Ln(mar _t)	0,8550 *	0,4180 *	0,0570 *
Ln(Y _t)	0,9990 *	0,9990 *	0,9840 *
Ln(pr _t)	0,9990 *	0,9990 *	0,3020 *

(*) Rechazo de la hipótesis de estacionariedad al 95%

Una vez contrastada la no integrabilidad de orden cero de las variables originales en logaritmos, se contrasta la integrabilidad de orden uno. Es decir, el segundo paso es estudiar la estacionariedad o no integrabilidad de orden cero de las series en primeras diferencias. Los resultados se presentan en la Tabla 3. Como se puede ver, ahora los p-valores de todas las variables del modelo son inferiores a 0,05. Esto indica que las primeras diferencias de las series en logaritmos de stock de vivienda, población, número de matrimonios, renta *per capita* y precios de la vivienda son estacionarias al 95% de nivel de confianza. El resultado es válido tanto si se consideran modelos autoregresivos de orden uno sin constante, con constante y con constante y tendencia para cada serie. En consecuencia, podemos aceptar con un nivel de confianza muy elevado la integrabilidad de orden uno de las series del modelo.

Tabla 3
Integrabilidad de orden uno

Variables	Modelo sin constante	Modelo con constante	Modelo con constante y tendencia
Ln(H _t)	0,0010	0,0010	0,0010
Ln(pop _t)	0,0010	0,0010	0,0010
Ln(mar _t)	0,0010	0,0010	0,0010
Ln(Y _t)	0,0010	0,0010	0,0010
Ln(pr _t)	0,0010	0,0010	0,0010

(*) Rechazo de la hipótesis de estacionariedad al 95%

Los resultados que se derivan de la aplicación del contraste de Phillips-Perron indican que las series incluidas en el modelo son no estacionarias (no son $I(0)$) e integradas de orden uno ($I(1)$) con un nivel de confianza del 95%. El número de retardos considerados para las series en estos contrastes es solamente uno, ya que no existen problemas de autocorrelación residual en los ajustes al realizar los contrastes de Phillips-Perron. Asimismo, la consideración de un único retardo en las variables es perfectamente consistente con el hecho de que todas las series sean modelizables según un proceso Autoregresivo de orden uno $AR(1)$ según la metodología de Box y Jenkins para el análisis de series temporales.

4.2. Análisis de la cointegración

Una vez verificado que todas las series son integradas de orden uno $I(1)$ procedemos al análisis de la cointegración. Este proceso permitirá detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones de los parámetros que estén libres de resultados espúreos. Es decir, si un conjunto de variables no estacionarias está cointegrado es posible plantear un modelo estático estable (de las variables en niveles, sin retardos) tanto en el corto como en el largo plazo. Para ello utilizaremos el contraste propuesto por Phillips-Ouliaris (1990). Los resultados obtenidos para los estadísticos ρ y τ de Phillips-Ouliaris sobre la cointegración se recogen en la Tabla 4. Como se puede ver, los valores de esos estadísticos Rho y Tau son inferiores en todos los casos a su valor crítico $(-2,76)$. Esto indica el rechazo al 95% de la hipótesis nula de no cointegración de las variables. Por lo tanto estamos ante un modelo con variables cointegradas. En consecuencia, estos resultados indican que la relación entre las variables utilizadas en el modelo es una relación de equilibrio a largo plazo.

Tabla 3
Test de cointegración de Phillips-Ouliaris

Retardos	<i>Rbo</i>	<i>Tau</i>
1	-50,61	-5,63

5. Diagnósis y resultados del modelo

Dada la gran longitud de las series empleadas en este trabajo es conveniente realizar un análisis previo para detectar cambios estructurales en el transcurso del tiempo. A tal efecto utilizamos el test de Chow. Los resultados obtenidos indican que los cambios se encuentran en los puntos 83 y 121 correspondientes a los años 1940 y 1978. Estos años se corresponden con el período de reconstrucción tras la Guerra Civil y con los años posteriores a la crisis del petróleo y el inicio de la democracia en España. Estas dos fases coinciden aproximadamente con las encontradas por Prados (2003) para el período 1850 a 2000. En concreto, los cambios estructurales obtenidos en dicho trabajo se sitúan en los años 1950 y 1974. Para recoger esos cambios estructurales incluimos dos variables *dummy* (D1 y D2) en el modelo. En consecuencia, el modelo a estimar pasa a ser:

$$\ln H_t = \alpha + \beta \cdot \ln(\text{pop}_t) + \gamma \cdot \ln(\text{mar}_t) + \delta \cdot \ln(Y_t) + \gamma \cdot \ln(pr_t) + \psi \cdot D1 + \phi \cdot D2 + e_t \quad [3]$$

Por otra parte, dado que es difícil sostener la hipótesis de varianza constante a lo largo de un período de tiempo tan largo, es necesario realizar también un análisis de heterocedasticidad. Los resultados del contraste ARCH para la heterocedasticidad se recogen en la Tabla 5. Como se puede ver, los p-valores son en casi todos los casos menores que 0,01. Por tanto, podemos decir que existe heterocedasticidad en el modelo.

Tabla 5
Test Q y Lm para errores GARCH

Orden	Q	p-valor	LM	p-valor
1	15.9062	<0.0001	15.2851	<0.0001
2	16.7850	0.0002	15.5230	0.0004 *
3	17.7927	0.0005	16.0847	0.0011 *
4	17.8100	0.0013	16.3743	0.0026 *
5	18.9831	0.0019	17.7229	0.0033 *
6	19.3863	0.0036	17.7888	0.0068 *
7	19.8995	0.0058	18.1403	0.0114
8	25.8786	0.0011	21.5758	0.0058 *
9	33.6963	0.0001	23.3936	0.0054 *

10	38.6460	<.0001	23.9257	0.0078 *
11	40.4308	<.0001	23.9434	0.0130
12	40.8488	<.0001	23.9490	0.0207

(*) Rechazo de la hipótesis de homocedasticidad al 99%

Como solución al problema de la heterocedasticidad ajustamos el modelo con un GARCH(1,1). Los resultados de la estimación del modelo se muestran en la Tabla 6. Como se puede ver, la mayoría de los parámetros presentan una alta significatividad. En concreto, el primer cambio estructural es significativo a más del 99% y el segundo casi al 90%. El resto de las variables del modelo tienen una significatividad superior al 95%. Superada la fase de diagnóstico, podemos concluir que el modelo ajustado es el siguiente:

$$\begin{aligned} \ln H_t = & -18,804 + 0,8734 \cdot \ln(\text{pop}_t) + 0,3279 \cdot \ln(\text{mar}_t) + 0,6038 \cdot \ln(Y_t) \\ & - 0,4594 \cdot \ln(\text{pr}_t) - 0,5313 \cdot D1 + 0,0899 \cdot D2 + e_t \end{aligned}$$

Como se puede ver en la Tabla 6 los parámetros estimados tienen los signos esperados. Es decir, la población, el número de matrimonios y la renta *per capita* tienen efectos positivos sobre el stock de vivienda. Por su parte, los precios afectan negativamente a dicho stock. El valor del R-cuadrado junto a la elevada significatividad de los parámetros indica que el ajuste es muy bueno. Por tanto, el modelo tiene una buena capacidad para efectuar predicciones.

La variable de mayor peso en la variación del stock de vivienda es el tamaño de la población, seguido de la renta *per capita*, los precios y los matrimonios. En concreto, los resultados indican que un aumento de un 1% en la población elevaría el stock de vivienda un 0,87%. Es decir, casi existe paridad en los porcentajes de variación de población y de stock de vivienda en España. En segundo orden de importancia se encuentra la renta *per capita*. En este sentido, los resultados indican que un aumento de un 1% en dicha renta elevaría el stock de vivienda un 0,60%. El número de matrimonios ejerce un efecto positivo sobre el stock de vivienda aunque de menor entidad al presentar una elasticidad de 0,32. Finalmente, la elasticidad de los precios es de -0,45. Es decir, el crecimiento en los precios de la vivienda tiene efectos negativos sobre el stock de vivienda. No obstante, su importancia relativa es inferior a la de las variables población y renta *per capita*.

Tabla 6
Resultados de la estimación del modelo

Variable	Grados de libertad	Parámetro	p-valor
Constante	1	-18,8041	0,0078 *
Ln(mar _t)	1	0,3279	0,0156 *
Ln(pop _t)	1	0,8734	0,0498 *
Ln(Y _t)	1	0,6038	<,0001*
Ln(pr _t)	1	-0,4594	0,0004 *
D1	1	-0,5313	0,0001 *
D2	1	0,0899	0,1776
AR1	1	-0,9976	<,0001 *
AR2	1	0,2389	0,0293 *
ARCH0	1	0,000433	0,3620
ARCH1	1	0,3627	0,0484 *
GARCH1	1	0,6706	<,0001
R ² ajustado		0,9811	

(*) Rechazo de la hipótesis de no significatividad al 95%

6. Conclusiones finales

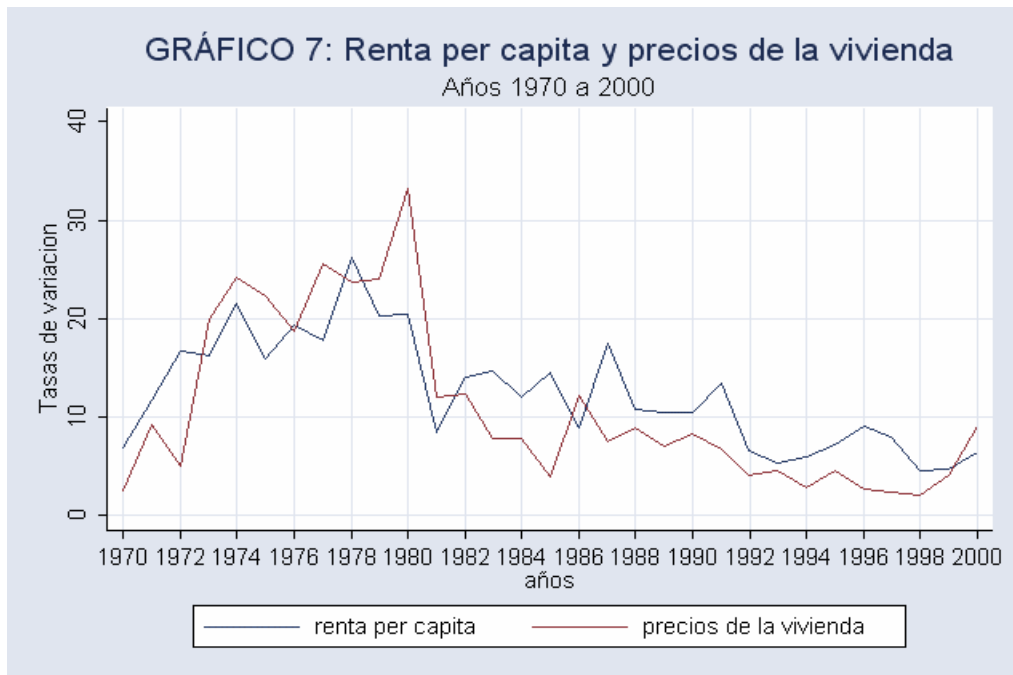
En este trabajo se analizan algunos de los posibles determinantes que influyen en el stock de vivienda en España en el largo plazo. En concreto, se explora el papel que la población total, el número de matrimonios por año, la renta *per capita* y los precios de la vivienda han tenido en la evolución de la formación bruta de capital residencial. Para ello se estima un modelo mediante técnicas de cointegración sobre una base de datos referida al período 1858 a 2000. Los diferentes test realizados confirman la validez del modelo estimado. En consecuencia, los resultados obtenidos pueden utilizarse para realizar predicciones sobre la evolución del stock de vivienda en España.

De las variables demográficas utilizadas, la que tiene una mayor elasticidad es la población con un valor de 0,87. A partir de las proyecciones realizadas por el INE (2004) sabemos que la población podría crecer anualmente en España entre el 0,8% y el 1,18% en el período 2005 a 2010. En este escenario, *ceteris paribus*, el stock de vivienda podría aumentar hasta un 4%. Es decir, al menos por lo que respecta a la presión que ejerce la población sobre el stock de vivienda, es de esperar que el fuerte crecimiento del stock residencial iniciado en España en 1998 durante el último *boom* inmobiliario tenga continuidad en el medio plazo. Por su parte, el papel que el número de matrimonios tienen en el stock de vivienda es mucho menos importante que la población por dos razones. Primero, porque

su elasticidad es mucho más reducida al tener un valor de 0,32. Segundo, porque la tasa media de crecimiento del número de matrimonios en los últimos años tiene un valor positivo aunque cercano a cero.

Las dos variables económicas utilizadas en este trabajo para estimar el stock de vivienda han sido la renta *per capita* y los precios de la vivienda. Las elasticidades estimadas para dichas variables son respectivamente de 0,6 y $-0,45$. Es decir, el crecimiento de los precios ejerce un contrapeso importante sobre el efecto positivo que la renta tiene en el crecimiento del stock en vivienda. Por ejemplo, los datos utilizados en este trabajo indican que los precios de la vivienda crecieron en el año 2000 un 9,06% mientras que la renta *per capita* aumentó en ese periodo un 6,38%. Por tanto, en 2000 el efecto negativo del crecimiento de los precios sobre el stock de vivienda prácticamente compensó el efecto positivo del crecimiento de la renta *per capita* sobre dicho stock.

En este sentido, en los últimos treinta años el crecimiento en los precios de la vivienda y de la renta *per capita* han seguido tendencias similares. Sin embargo, como se puede ver en el Gráfico 7, los ritmos de crecimiento en ambas variables han sido distintos. En concreto, entre 1970 y 1973 y durante los años 1982 a 1999 los precios de la vivienda han crecido a menor ritmo que la renta *per capita*. En esos años, *ceteris paribus*, el efecto neto de ambas variables sobre el stock de vivienda fue positivo. Por el contrario, entre 1973 y 1982 y desde 1999 los precios de la vivienda han crecido a mayor ritmo que la renta *per capita*. A pesar de ello, el efecto neto de ambas variables fue también positivo aunque con valores próximos a cero.



En la actualidad, el mercado de la vivienda en España se ha caracterizado por un fuerte crecimiento en los precios con tasas de variación situadas en media en los últimos años alrededor del 15%. Con estas tasas de variación, el efecto neto de precios y renta *per capita* podría llegar incluso a ser muy próximo a cero. Por ello, en este contexto, el papel que el crecimiento de la población ejerce sobre el stock de vivienda podría adquirir mayor relevancia a medio plazo. Especialmente, si se cumplen las previsiones oficiales sobre el crecimiento que seguirá experimentando la población española en los próximos años por el efecto de la inmigración.

Apéndice: datos

- Índices cuánticos de stock de vivienda para el período 1858 a 2000 (base 1995). Fuente: Prados (1993).
- Población para el período 1858 a 1983. Fuente: Barciela *et al* (1989).
- Población para el período 1984 a 2000. Fuente: Base de datos *Tempus* del Instituto Nacional de Estadística (www.ine.es).
- Número de matrimonios para el período 1858 a 1983. Fuente: Barciela *et al* (1989).
- Número de matrimonios para el período 1984 a 2000. Fuente: Base de datos *Tempus* del Instituto Nacional de Estadística (www.ine.es).
- Producto Interior Bruto a coste de los factores del período 1858 a 2000. Fuente: Prados (1993).
- Deflactor de la formación bruta de capital fijo en vivienda para el período 1858 a 2000 (base 1995). Fuente: Prados (1993).

Referencias bibliográficas

Arroyo, A. (2004). “Nupcialidad”. En *Tendencias Demográficas durante el siglo XX en España*, pp. 164-206. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.

Barciela, C; Carreras, A.; Comín, F; Gómez, A.; Maluquer, J.; Martín Aceña, P; Nicolau, R.; Tafunell, X. y Tena, X. (1989). *Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX – XX*. Madrid: Fundación Banco Exterior.

Confederación Española de Cajas de Ahorro (1975). *Estadísticas Básicas de España 1900-1970*. Madrid: CECA.

Cabré, A.; Domingo, A. y Menacho, T. (2002). “Demografía y crecimiento de la población española durante el siglo XX”. En Pimentel, M. (coord.), *Procesos migratorios, economía y personas*, pp. 121-138. Almería: Cajamar.

Del Río, A. (2002). “El endeudamiento de los hogares españoles”. Documentos de Trabajo del Banco de España, número 0228.

- Delgado, M. (2004). “La evolución demográfica en España en el contexto internacional”. *Información Comercial Española*, 815, pp. 13-29.
- Engel, R.C. y Granger, C.W. (1987). “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Engelhardt, G.V. y Poterba, J.M. (1991). “House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence”. *Regional Science and Urban Economics*, 21, pp. 539-546.
- Esping-Andersen, G. (2004). “La política familiar y la nueva demografía”. *Información Comercial Española*, 815, pp. 45-60.
- Green, R. y Hendershott, P.H. (1996). “Age, Housing Demand, and Real House Prices”. *Regional Science and Urban Economics*, 26, pp. 468-480.
- Hamilton, B.W.(1991). “The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market. A second look”. *Regional Science and Urban Economics*, 21, pp. 547-552.
- INE (2004). *Censo de población y viviendas 2001*. Madrid: INE.
- Leal, J. (2004). “Housing problems & policy in Southern Europe”. *Paper presented at the ENHR Conference*, July 2nd – 6th, Cambridge, U.K.
- Lee, G. S.; Schmidt-Dengler, P.; Felderer, B. y Helmenstein, C. (2001). “Austrian Demography and Housing Demand. Is There a Connection”. *Empirica*, 28, 259-276.
- Mankiw, N.G. y Weil, D.N. (1989). “The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market”. *Regional Science and Urban Economics*, 19, pp. 235-258.
- Martínez, J. y Maza, L.A. (2003). “Análisis del precio de la vivienda en España”. Documentos de Trabajo del Banco de España, número 0307.
- Naredo, J.M. (2004). “Perspectivas de la vivienda”. *Información Comercial Española*, 815, pp. 143-154.

Naredo, J.M.; Marcos, C. y Carpintero, O. (2004). “El patrimonio financiero-inmobiliario de los hogares españoles”. *Bolsa de Madrid*, 127, pp. 12-20.

Ohtake, F. y Shintani, M. (1996). “The Effects of Demographics on the Japanese Housing Market”. *Regional Science and Urban Economics*, 26, pp. 189-200.

Phillips, P.C.B. (1986): “Understanding spurious regressions in econometrics”. *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340.

Phillips, P.C.B. y Ouliaris, S. (1990): “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”. *Econometrica*, 58, pp. 165-193.

Phillips, P.C.B y Perron, P. (1988): “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrika*, 75, pp. 345-346.

Prados, L. (2003). *El progreso económico de España (1850-2000)*. Madrid: Fundación BBVA.

Romero, A. (2004). “Migraciones”. En *Tendencias Demográficas durante el siglo XX en España*, pp. 207-253. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.

Trilla, C., 2001. *La política de vivienda en una perspectiva europea*. Colección Estudios Sociales, 9. Barcelona: Fundación La Caixa.

Zoido, F. y Arroyo, A. (2004). “La población de España”. En *Tendencias Demográficas durante el siglo XX en España*, pp. 19-75. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.