

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

FACULTAD DE ECONOMICAS

Campus de Somosaguas

28223 MADRID

Teléfono 394 26 11 - FAX 294 26 13



W
19
(9810)

Documento de trabajo

**Caracterización de la vivienda y determinación
de su valor corriente (1980-1990)**

Raquel Arévalo Tomé

No. 9810

Mayo 1998

ICAE

Instituto Complutense de Análisis Económico

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

**CARACTERIZACION DE LA VIVIENDA Y
DETERMINACION DE SU VALOR CORRIENTE
(1980-1990)**

Raquel Arévalo Tomé*

Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico II
Universidad Complutense de Madrid
E-mail: arevalo@eco.uc3m.es

ABSTRACT

An interesting point in welfare evaluation is how to consider the house where the family lives. In this paper we construct an index, called Housing Quality Index, that synthesizes the characteristics of a house using Spanish data. In first place, with this index we can show that house quality has improved in Spain during the decade from 1980 to 1990. In second place, using a free market rental price model, with this index and other relevant explanatory variables, allows us to analyze the influence of quality in the determination of housing rental prices. With this estimation we are also able to predict the market price for any 'tenure' housing as well as to approximate the inflation in this sector during the decade.

RESUMEN

Un punto de vista interesante en la evaluación del bienestar es cómo considerar los servicios de la vivienda familiar. En este artículo se construye un índice, llamado Índice de Calidad de la Vivienda, que sintetiza las características de la vivienda principal ocupada en España. En primer lugar se comprueba que, en la década de 1980 a 1990, la calidad de la vivienda ha mejorado en todas las Comunidades Autónomas. En segundo lugar, el índice y otras variables explicativas relevantes nos permiten analizar la influencia de la calidad en la determinación de los precios de alquiler, para ello utilizamos un modelo de precio de alquiler en el mercado libre. Con esta estimación es posible predecir el precio de cualquier vivienda con régimen de tendencia distinto al arrendamiento, así como aproximar la inflación soportada en este sector.

* Deseo agradecer los comentarios y sugerencias de Gregorio R. Serrano, Nestor Arguea y Javier Ruiz-Castillo al realizar este trabajo. No obstante la autora es la única responsable de las deficiencias que en él puedan encontrarse.

n.c.: α-53-314 384-4

N.E.: 534058637

I. INTRODUCCION

La intervención por parte del Estado en el mercado de la vivienda en propiedad y/o en alquiler es una práctica habitual en Europa y Estados Unidos desde la I y II Guerra Mundial respectivamente. Existen numerosos trabajos que tratan de estimar su impacto en el precio a través de modelos de precios hedónicos, utilizando datos de corte transversal. En dichos trabajos se considera la composición y calidad de la vivienda como condicionante del precio. La forma generalizada de hacerlo consiste en introducir variables físicas de la vivienda en el modelo estimado. Por ejemplo, véase Börsch-Supan (1994) para el caso de Alemania, Marks (1984) para la jurisdicción de Vancouver, Peña y Ruiz-Castillo (1984) para España, y Olsen (1990) donde se hace una recopilación crítica de un gran número de trabajos realizados en Estados Unidos. En el presente trabajo, sin embargo, se considera de forma global el conjunto de servicios de cada vivienda a través de la construcción de un índice de calidad, por lo que, a diferencia del tratamiento anterior, el precio no se interpreta como suma de precios marginales de distintas características, sino como una valoración conjunta de todas ellas. Por otra parte, en algunos análisis sobre la evolución de los precios, se hace mención expresa a la importancia de un análisis paralelo, relativo a la evolución de las características físicas de la vivienda, una vez reconocido su papel como condicionante indiscutible de dicho precio, véase Bover (1982). Esta cuestión también es tratada en este artículo al evaluar el cambio producido en la calidad de la vivienda en la década de los ochenta.

En España, los datos disponibles más detallados sobre las características de la vivienda los proporcionan las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF) realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en 1980-81 y 1990-91. Esta información será utilizada para desarrollar el contenido del trabajo. El primer objetivo es construir una medida sintética que refleje de la manera más fiel posible las particularidades relevantes que pueden caracterizar a una vivienda. La técnica multivariante utilizada es el Análisis de Correspondencias Múltiples (ACM), que hace posible adjudicar a cada vivienda una puntuación, combinación lineal de sus características físicas, que puede identificarse con un índice de calidad de la vivienda. Adicionalmente, se proporciona una medida de la pérdida de información que esta agregación trae consigo. Se calculan tres índices de calidad (I80, I90 e I8090) sobre la base de tres agrupaciones de viviendas que justifican su posterior aplicación. Los dos primeros son resultado de aplicar el ACM a cada EPF por separado, por lo que no son directamente comparables. El I8090 procede de la consideración de las dos

muestras conjuntas y se trata, por tanto, de una medida homogénea para las viviendas de ambas encuestas.

El índice I8090 se utiliza para analizar en qué sentido ha variado la calidad de las viviendas principales ocupadas de 1980-81 a 1990-91. Se pretende responder a preguntas como: ¿las características de la vivienda tienen el mismo peso relativo sobre la calidad en ambos períodos?, ¿cuál es la ordenación de Comunidades Autónomas respecto a la calidad de sus viviendas en ambos períodos?, ¿puede decirse que la vivienda en 1990-91 tiene mejor calidad que la de diez años antes?

El segundo objetivo es evaluar en qué medida el alquiler pagado en el mercado no intervenido de arrendamiento refleja del nivel de calidad de la vivienda. Mediante dos modelos de regresión, referidos a los períodos 1980-81 y 1990-91, se estima el efecto sobre el alquiler del índice de calidad, así como de otras variables relevantes.

La exposición del trabajo se divide en los siguientes partes. En el segundo apartado se expone de forma resumida la metodología del ACM. El tercero contiene la aplicación de esta técnica multivariante al sector de la vivienda, así como los resultados que permiten construir e interpretar los índices de calidad. En el cuarto apartado se compara la calidad de las viviendas desglosada por CCAA. En el quinto se estima un modelo para explicar el alquiler corriente de una vivienda a precio de 1980-81 y 1990-91. Para ello, se hace uso del índice de calidad y de la información disponible sobre las viviendas en arrendamiento cuyo alquiler se ha determinado en el mercado libre. Se reserva el último apartado para comentar los resultados más relevantes.

II. METODOLOGIA DEL ANALISIS DE CORRESPONDENCIAS MULTIPLES

El ACM se aplica a Q variables de tipo cualitativo, y posiblemente correladas, referidas a un conjunto de sujetos con el objeto de obtener K variables incorreladas ($K < Q$) que, siendo combinación lineal de las anteriores, pueden ayudar a interpretar los datos observados. El ACM es la generalización más simple del llamado Análisis de Correspondencias Simples (ACS), para el que se utiliza una tabla de contingencia de dos variables (véase Lebart et al., 1984 y Greenacre, 1984). Ambos métodos permiten, además, analizar posibles asociaciones entre variables. Existe una gran variedad de técnicas multivariantes que son matemáticamente equivalentes, en el sentido de reducir el número de variables que proporcionan información de un determinado conjunto de

observaciones. En concreto, el Análisis de Componentes Principales, de aplicación a variables continuas, presenta gran similitud con el ACM (véase Tenenhaus y Young, 1985).

II.1. Notación

Se dispone de información sobre Q variables cualitativas referentes a un total de N sujetos objeto de estudio. Sea Z la matriz de datos ($N \times J$) donde J hace referencia al número total de clases o modalidades de las Q variables. Se denota por J_q al número de modalidades de cada variable q ($q=1,2,\dots,Q$). El término general z_{ij} de la matriz Z toma valor uno si el sujeto i tiene la característica j y cero en caso contrario, $i=1,2,\dots,N$, $j=1,2,\dots,J$, siendo $N \times J$. A cada sujeto le corresponde una, y sólo una, de las J_q modalidades de cada variable, de forma que $J = \sum_{q=1}^Q J_q$ y la suma total de modalidades de cada sujeto es Q . La suma de los elementos de la columna j de Z es la frecuencia absoluta de la j -ésima modalidad denotada por N_j , y por construcción, $\text{rango}(Z) \leq J-Q$. Cada variable cumple que $N = \sum_{i,j} z_{ij} N_j$ y, por tanto, $NQ = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^N z_{ij}$.

La matriz de frecuencias relativas es $F=(1/NQ)Z$, y a partir de ella se define el perfil columna j como la j -ésima columna de F expresada en relación al total de sus elementos; esto es, el perfil columna son las frecuencias relativas condicionadas de las columnas. De forma análoga quedaría definido el perfil fila i . Los respectivos perfiles medios son $r=F^T \mathbf{1}_N$ para las columnas donde $r_i=1/N$, y $c=F \mathbf{1}_J$ para las filas, donde cada elemento es $c_j=N_j/NQ$. Las matrices diagonales que contienen estos perfiles medios se denotan D_r y D_c respectivamente.

En este contexto, las similitudes entre dos perfiles se miden a través de su distancia chi-cuadrado, siendo ésta una distancia euclídea ponderada con la métrica definida por D_r^{-1} para los perfiles columna y D_c^{-1} para los perfiles fila. Se define la matriz:

$$E = D_r^{-1/2} (F - r c^T) D_c^{-1/2} \quad (1)$$

de forma que el elemento $e_j^T e_j$ de la diagonal principal de la matriz $E^T E$ es la distancia chi-cuadrado entre el perfil columna j y el perfil medio (r), ponderada por su frecuencia relativa (c_j). De forma análoga puede interpretarse el elemento $e_i^T e_i$ de $E E^T$ para las filas. La suma de estos elementos, la traza de $E^T E$, se denomina *inercia total* (IT), concepto usado en la literatura de análisis de correspondencias, y se asocia con la noción de varianza ponderada. En ACM su valor está determinado por $IT = \text{tr}(E^T E) = \text{tr}(E E^T) = J/Q - 1$.

II.2. Procedimiento del ACM

El ACM implica hallar la descomposición en valores singulares de la matriz E de la ecuación (1), es decir, $E = U D_a V^T$, siendo U y V ortogonales. En la práctica, como $N \times J$ se realiza la descomposición espectral, o en valores propios (DVP), de la matriz simétrica $E^T E$, $E^T E = \Gamma D_\lambda \Gamma^T$, donde $D_\lambda = D_a^2$. Los valores propios contenidos en la matriz diagonal D_λ , indican la inercia proyectada sobre cada uno de los vectores propios asociados (columnas de Γ), los cuales representan direcciones ortogonales de proyección de los perfiles columna centrados. La dirección del primer vector propio (el asociado al mayor de los valores propios) es un eje de proyección óptimo desde el punto de vista de representar la orientación lineal que recoge la máxima disparidad entre los sujetos en lo que a las Q variables se refiere. El segundo vector propio es ortogonal al primero y representa la orientación lineal que captura la máxima disparidad residual, es decir, la no recogida en el primer eje de proyección, y así sucesivamente hasta que la inercia total está contenida en un total de K ejes ortogonales con $K \leq J - Q$, de forma que $IT = \sum_{k=1}^K \lambda_k$. En términos geométricos, esto supone un cambio de base del espacio original de los perfiles, a otro espacio de dimensión reducida K .

Las coordenadas de los J puntos perfiles columna en el k -ésimo eje están contenidos en la columna k de la matriz:

$$M = D_c^{-1/2} \Gamma D_\lambda^{1/2} \quad (2)$$

con elemento genérico m_{ij} . Las K variables indicador w_k ($k=1,2,\dots,K$) se definen como combinaciones lineales de las modalidades de las Q variables observadas, y son las columnas de la matriz $W = ZM$. En concreto, al sujeto i le corresponde un valor del k -ésimo indicador igual a:

$$w_{ik} = \sum_{j=1}^J z_{ij} m_{jk} \quad (3)$$

donde m_{jk} es el peso de la j -ésima modalidad en la nueva variable w_k y z_{ij} toma valor uno (cero) si el i -ésimo sujeto presenta (no presenta) el atributo j .

Teniendo en cuenta que a cada eje le corresponde una inercia proyectada λ_k , y que la suma de todos ellos es la inercia total, es posible hallar el porcentaje de inercia recogido en cada eje o variable indicador, disponiendo así de una medida de su capacidad para resumir la información contenida en E . En el ACM estos porcentajes son siempre muy pequeños y muestran una idea pesimista de la proporción de inercia proyectada (Greenacre, 1990). Esto se debe a la disposición de la matriz de datos Z que, a costa de aumentar artificialmente la dimensión del espacio original,

permite una generalización del ACS cuando $Q > 2$, sin afectar a los resultados óptimos buscados: máxima discriminación de los sujetos respecto a las variables que los definen (véase Greenacre, 1984, págs 131-132). Para conocer la verdadera representatividad de los ejes, Benzécri (1979) propone considerar sólo los P ejes relevantes, esto es, los asociados a los valores propios $\lambda_p > 1/Q$, $p=1,2,\dots,P$ y $P \leq K$. Igualmente propone corregir los valores propios con la transformación $\lambda_p^c = [Q/(Q-1)]^2 [\lambda_p - 1/Q]^2$ y hallar la proporción de inercia explicada en relación a $\sum_{p=1}^P \lambda_p^c$. En la medida en que se consideren P variables indicador en lugar de $J-Q$ modalidades, se reduce la dimensión de la matriz original con la mínima pérdida de información.

La interpretación del p -ésimo indicador debe hacerse en función de: a) la importancia del eje p en relación al porcentaje de inercia corregida proyectada en él, b) la correlación del indicador con las Q variables originales que intervienen en el análisis², y c) las posiciones relativas de las modalidades proyectadas en cada eje de proyección, es decir, las ponderaciones de las modalidades en la nueva variable.

Dado que la matriz sobre la que se aplica la DVP es centrada, el valor w_{ip} corresponde a una medida de la discrepancia entre el i -ésimo sujeto y el sujeto de perfil medio para el que, por construcción, $w_p = 0 \forall p$. Es en relación a este valor medio de referencia respecto al que se pueden realizar comparaciones, lo que resulta especialmente importante en este análisis puesto que las variables indicador son ordinales.

III. APLICACION DEL ACM A LA VIVIENDA EN ESPAÑA 1980-1991

En la aplicación del ACM realizada en este trabajo, los sujetos que definen la población de estudio son las viviendas principales ocupadas en España que se investigan en las EPF de 1980-81 y 1990-91. Dichas encuestas se realizan por el INE a nivel nacional y proporcionan información detallada sobre las viviendas en ambos periodos. El tamaño muestral es de 23,971 en 1980-81 y 21,155 en 1990-91, que son representativas de un total de 10,024,166 y 11,298,509 viviendas principales respectivamente.

La selección de variables a incluir en el análisis se realiza en función de su relevancia *a priori* para determinar la calidad de la vivienda. Con el fin de hacer posible su comparación, se renuncia a información que, referida a 1990-91 no está disponible en la EPF 1980-81. Por el mismo motivo se codifican las variables de forma homogénea en ambos periodos. Las variables continuas

consideradas, que se discretizan para ser incluidas en el ACM, son el año de construcción del edificio donde se ubica la vivienda y el número de metros cuadrados construidos. La definición de las $Q=8$ variables disponibles y su división en $J=32$ modalidades se presenta en el Cuadro 1.

(Insertar Cuadro 1)

La aplicación del ACM se realiza sobre tres conjuntos muestrales: a) aquellas viviendas que componen la EPF de 1980-81, b) las que componen la EPF de 1990-91, y c) todas las viviendas consideradas conjuntamente con el fin de disponer de un indicador que permita comparar las viviendas de los dos períodos. En el Cuadro 2 se muestra la descomposición de la inercia total después de haber realizado la corrección de Benzécri (1979), por lo que el porcentaje de inercia recogido en cada eje de proyección muestra la verdadera representatividad del eje.

(Insertar Cuadro 2)

Como se puede apreciar, en ninguna de las muestras la pérdida de información supera el 4%, cuando la reducción de dimensión se limita al plano formado por los dos primeros ejes, ni el 27%, si se reduce a la recta. Por tanto la simplificación que puede conseguirse con este cambio de base ortogonal es muy importante, al pasar de 32 modalidades a tan sólo una o dos variables indicador.

Respecto a las modalidades proyectadas sobre el plano formado por los dos primeros ejes, se observó una disposición parabólica de las modalidades de cada variable, conocida como *efecto Guttman*. Este efecto aparece si existe una estructura de orden entre las modalidades con una asociación respecto a las viviendas, e indica que la relación entre las modalidades se puede resumir en la estructura de orden manifestada por el primer eje, el cual se interpreta globalmente. El segundo eje representa una oposición entre las modalidades extremas (de frecuencias pequeñas) y las modalidades medias (de mayor frecuencia), de una misma variable. Dada esta interpretación del segundo eje, el análisis se limita al primero y, por tanto, a la primera variable indicador de la vivienda, ya que contiene la información esencial de la variación entre viviendas.

III.1. Interpretación de la variable indicador

El indicador obtenido sintetiza las particularidades relevantes que distinguen a una vivienda respecto a las demás en lo que a las características físicas se refiere. Los pesos m_j

obtenidos mediante (2) para cada período, permiten definir los índices I80, I90 e I8090 a través de la ecuación (3). Los dos primeros recogen, respectivamente, el 86.2% y el 73.0% de la variabilidad total de las ocho variables que caracterizan las viviendas ocupadas. Este porcentaje alcanza el 86.7% para el I8090.

III.1.a. Correlaciones entre variables originales e índice

Los pesos de las modalidades proporcionan la máxima correlación lineal posible entre las características físicas y los índices en cuestión. Esta correlación es de 0.57 para I80, de 0.52 para I90 y de 0.58 para I8090. Matemáticamente, la correlación al cuadrado coincide con la media de las correlaciones al cuadrado de las variables, y puede descomponerse en tantas partes como variables se consideran. Cada componente informa del papel jugado por cada variable en la determinación del índice en términos de correlación lineal, por lo que es una información relevante a la hora de interpretar el índice. En el Cuadro 3 se muestran estas correlaciones.

(Insertar Cuadro 3)

Para los tres períodos de análisis, las variables HIG (servicios higiénicos) y AGUA son las más influyentes a la hora de determinar los índices, mientras que LUZ es la que muestra menor correlación. Esta última variable es la que presenta mayor divergencia entre las frecuencias de sus modalidades, sobre todo en 1990-91 (sólo el 0.2% de las viviendas no tienen luz eléctrica). A pesar de las pocas viviendas que no disponen de este atributo, se ha decidido su inclusión en el ACM considerando la relevancia de esta información a la hora de discriminar viviendas respecto a los servicios instalados. Las variables que ganan importancia en la determinación del índice en 1990-91, respecto a la década anterior son: GAR (garaje) y M2V (metros cuadrados construidos). Por otra parte, destaca la pérdida de correlación ocurrida con la variable CALF, cifrada en 0.35 en 1990-91, cuando en 1980-81 era del 0.59. En la definición de la nueva variable índice de vivienda, la calefacción, fija o móvil, tiene menos importancia en 1990-91 que la que tenía diez años antes, mientras que la disponibilidad de garaje y el número de metros cuadrados construidos están más relacionados con la interpretación de 'calidad' que se aplicará al índice.

III.1.b. Pesos de las modalidades sobre el índice

Se debe analizar el peso relativo de las modalidades en cada período de estudio, sin olvidar la contribución de cada variable a la construcción del índice dada por su correlación. Respecto a la comparación entre los tres ACM realizados, se debe tener en cuenta que los pesos de las

modalidades están en una escala de medida distinta en cada período de referencia. Se trata, por tanto, de valores estandarizados y la escala depende directamente de la inercia total explicada por el índice. Así, dicha comparación sólo tiene sentido en términos relativos dentro de cada período.

En el Cuadro 4 se presenta, para cada muestra, la ordenación de modalidades de menor a mayor peso tras haber aplicado una normalización que conserva tanto el signo de cada peso de la modalidad, como el valor cero referido al índice medio en cada conjunto de hogares. Se asigna el valor arbitrario -10 a la modalidad de menor peso y el valor 10 al equivalente valor extremo de signo positivo, conservando los pesos relativos de los servicios que componen la vivienda. Como puede observarse, el valor máximo no aparece en ninguno de los tres períodos, lo cual indica que no hay ninguna modalidad que compense positivamente el valor extremo negativo tomado por la modalidad de peso -10.

(Insertar Cuadro 4)

Teniendo en cuenta cada variable individualmente, la ordenación de sus modalidades presenta un peso negativo para el caso de su peor característica, signo positivo en su mejor clase, y una gradación acorde con su significado en el caso de existir más de dos modalidades. Este resultado es sistemático en los tres análisis realizados y para todas las variables involucradas. La no posesión de servicios higiénicos, agua y luz, resultan ser las modalidades extremas con influencia negativa. Además, las dos primeras son las más correladas con el índice. Por otro lado, la disponibilidad de garaje y servicios higiénicos con más de un baño completo son las características que, en los tres análisis, se relacionan con los valores positivos extremos. Entre los aspectos más relevantes se observa:

- a) En 1980-81, la existencia de calefacción aporta un peso de 2.79 al índice, mientras que la no calefacción separa en menor medida del hogar medio (-1.73). La correlación de esta variable con el índice es de 0.59 en este año, mientras que en 1990-91 baja a 0.35. Además, en este año su comportamiento se invierte: la inexistencia de calefacción en el hogar resta más peso al índice de la vivienda (-1.63) de lo que suma su posesión (0.20). Esto puede ser debido a que el bien 'calefacción' es menos usual en 1980-81 que en 1990-91, de forma que en el primer período, tenerla destaca en mayor medida mientras que, en el segundo es la 'no calefacción' la que juega un papel más destacado sobre la media de las viviendas.

- b) La variable garaje tiene un comportamiento semejante en ambos años: disponer de garaje tiene un mayor peso absoluto en el índice que lo contrario, aunque la correlación con él es inferior en 1980-81 (0.41 frente a 0.55).
- c) Al teléfono le ocurre lo inverso, la correlación baja de 0.62 en 1980-81 a 0.51 en 1990-91, y se produce un fenómeno similar al comentado para la calefacción: en 1980-81 tener teléfono pondera con mayor peso que su falta. En 1990-91, 'no teléfono' afecta negativamente en mayor medida, en comparación con la ponderación positiva a que da lugar su posesión.

La correlación entre índice y variables, junto con los pesos de las modalidades, permiten interpretar la nueva variable como un *índice de calidad de la vivienda*. Este indicador permite ordenar la totalidad de viviendas en relación a su calidad, la cual representa un valor indicativo de la desviación (positiva o negativa) respecto a una calidad media que toma valor cero. Las modalidades asociadas con la vivienda media en ambos períodos son las siguientes: una antigüedad del edificio entre 20 y 30 años, vivienda con luz, un baño (tal vez no completo), agua caliente, entre 61 y 90 metros cuadrados y sin garaje. La vivienda media en 1980-81 no posee teléfono ni calefacción, mientras que en 1990-91 dispone de ambos.

III.2. Limitaciones del indicador de calidad de la vivienda

Es importante hacer notar que los índices son interpretables en términos de un concepto de calidad restringido a las ocho variables que intervienen en el ACM, con unos únicos pesos de las características físicas para toda vivienda a comparar. En este punto, deben tenerse en cuenta dos limitaciones del índice hallado:

- a) No se han considerado variables que pueden ser relevantes en un concepto más amplio de calidad y que se pueden agrupar en: i) otras características físicas: número de habitaciones, ascensor, etc. y, ii) características del entorno: grado de contaminación, seguridad ciudadana, etc. La no disponibilidad de estas variables impide su utilización, limitando la información contenida en el índice.
- b) No se recoge la posible heterogeneidad en el peso de las modalidades sobre la calidad para distintos segmentos de viviendas. En concreto, es de suponer que la calefacción en

Canarias debería tener menor peso sobre la calidad que en cualquier zona del norte de España. La consideración apropiada de esta circunstancia podría resolverse hallando un índice por cada agrupación de interés, aunque se haría imposible la comparación entre zonas. Dados los objetivos de este trabajo, se ha optado por calcular un único índice de calidad por período muestral.

IV. COMPARACION DE LA CALIDAD DE LA VIVIENDA POR CCAA.

El análisis de correspondencias conjunto de las EPF 1980-81 y 1990-91 permite la comparar ambos períodos. Para ello, una vez construido el índice I8090, se ordenan los hogares de menor a mayor calidad y se dividen en cuartiles. De esta forma, utilizando la distribución de frecuencias de las características en cada cuartil de calidad, es posible identificar una *vivienda tipo* de dicho cuartil. La distribución de frecuencias de las modalidades que caracterizan cada cuartil se presenta en el Cuadro 5. Como se puede observar, en el primero de ellos se encuentra la totalidad de hogares sin servicios higiénicos (4.8% del total de hogares y el 18.3% de los hogares que componen este 25% de viviendas de peor calidad); la totalidad de los que no tienen luz, y prácticamente el 100% de los que no poseen agua corriente. De forma progresiva, en los siguientes cuartiles, se van registrando mayores porcentajes en las modalidades asociadas a un mayor nivel de calidad. Así, en el cuarto cuartil, el 97% de las viviendas tienen calefacción y/o teléfono, el 100% tiene agua caliente; el 67.5% tiene menos de 20 años de antigüedad; el 76.3% tiene más de 90 metros cuadrados y el 63.1% tiene más de un baño. Resulta revelador comprobar la correspondencia de la medida ordinal 'índice de calidad', con las variables que representa y determinan su significado.

(Insertar Cuadro 5)

En el Cuadro 6 se muestra la media del I8090 y su desviación típica, así como la distribución de las viviendas por cuartiles para el total nacional, las 18 CCAA y cada período de análisis. En términos medios, la calidad de la vivienda en 1990-91 ha mejorado de forma significativa respecto a la de 1980-81 para el conjunto total de hogares. La media nacional de la variable I8090 pasa de un valor -0.24 a 0.22. Aunque a distintos niveles, este resultado se obtiene en todas y cada una de las CCAA. Las CCAA que, en media, han experimentado una mejora más significativa son las que presentaban una calidad más baja en 1980-81: Andalucía, Ceuta-Melilla, Galicia, Castilla-La Mancha y Extremadura. En este sentido se puede afirmar que la desigualdad

entre comunidades, en lo referente al acondicionamiento de la vivienda, ha disminuido en la década de estudio. Madrid es la CA que experimenta un menor cambio medio en su índice de calidad pasando, del segundo puesto en 1980-81, al octavo en 1990-91. El fenómeno contrario ocurre en Castilla-La Mancha, que pasa de ocupar la antepenúltima posición en 1980-81, precediendo a Galicia y Extremadura, a situarse en el séptimo lugar.

(Insertar Cuadro 6)

La distribución por cuartiles de los valores del índice de calidad en el total nacional se invierte de 1980-81 a 1990-91, ganando peso los dos cuartiles superiores en detrimento de los inferiores. En 1980-81, el 70.3% de los hogares se corresponden con la calidad representada por el primer y segundo cuartil mientras que, una década después, la mayoría de los hogares (65%) se concentran en los dos últimos cuartiles, lo que permite afirmar que la calidad de la vivienda, en conjunto, ha experimentado una mejoría apreciable. Un comportamiento similar se observa en la mayoría de las CCAA, entre las que destaca Navarra por ser la que tiene mayor porcentaje de viviendas en los dos últimos cuartiles, 32.1% en 1980-81 y 54.6% en 1990-91. En Andalucía y Extremadura también se produce un cambio en el mismo sentido que en el total nacional, pero en menor medida que en la mayoría de las CCAA. Canarias y Ceuta-Melilla difieren del resto de comunidades por acumular tanto en 1980-81 como en 1990-91 más del 50% de viviendas en el primer y segundo cuartil. Puesto que el índice de calidad está determinado por unas ponderaciones únicas asociadas a cada característica, esto puede distorsionar la comparación de calidades entre CCAA en la medida en que existan características con distinta importancia según su localización

V. DETERMINANTES DEL ALQUILER EN EL MERCADO LIBRE

Un segundo uso del índice de calidad construido en el apartado III, consiste en analizar la influencia de la calidad sobre el alquiler mensual pagado por una vivienda. Para este análisis se utiliza la submuestra de viviendas en arrendamiento ocupadas con posterioridad a la Ley de Arrendamientos Urbanos (LAU) de 1964, fecha en que se pone fin a la congelación de alquileres que existía hasta entonces para los nuevos arrendamientos. A partir de ese año, los precios negociados entre propietario e inquilino reflejan las fuerzas del mercado en el momento de realizarse el contrato. La LAU otorga la libertad de fijar el alquiler y la posibilidad de establecer unas cláusulas de actualización anuales sometidas a unos topes máximos fijados por el gobierno.

Las viviendas ocupadas con anterioridad a 1964 siguen con el alquiler congelado y, por tanto, al margen de la oferta y la demanda.

Para 1980-81 se dispone de una muestra compuesta por 2,132 viviendas en arrendamiento y ocupadas con posterioridad a 1964, representativas de 864,239 viviendas al ser aplicado el correspondiente factor de elevación poblacional. Para 1990 la muestra está formada por 1,026 observaciones, representativas de 586,218 viviendas.

VI.1. Especificación del modelo

El modelo a estimar para cada período considerado es lineal y puede formularse como:

$$\ln lq_i = \alpha + z_i^T \beta + d_i^T \delta + \varepsilon_i \quad (4)$$

siendo,

$\ln lq_i$ Logaritmo del alquiler mensual valorado en pesetas corrientes.

z_i Vector con las siguientes variables de tipo continuo:

I80 (I90): Índice de calidad de vivienda procedente del ACM 1980-81 (1990-91).

AOCUX: Número de años que lleva ocupada la vivienda por el mismo inquilino.

AOCUX2: Variable AOCUX al cuadrado.

d_i Vector con las siguientes variables de tipo cualitativo:

CCAA: Comunidad Autónoma, identificada por sus primeras cuatro letras.

TMUN12: Tamaño de municipio inferior o igual a 10,000 habitantes.

TMUN3: Tamaño de municipio de 10,001 a 50,000 habitantes.

TMUN4: Tamaño de municipio de 50,001 a 500,000 habitantes.

TMUN5: Tamaño de municipio mayor de 500,000 habitantes.

En las estimaciones para ambos años, no se ha agregado ninguna CA para mantener la coherencia con el estudio comparativo anterior y estimar su efecto individualizado en cada período, ya que para la estimación de los parámetros δ , asociados a las variables cualitativas, se ha impuesto la restricción de que la suma de los coeficientes sea igual a cero. Esta parametrización permite estimar el efecto individual de cada variable cualitativa, evitando la interpretación en términos diferenciales respecto a una vivienda tipo omitida. Es decir, es posible hallar el efecto que tiene cada CA, y división en tamaño de municipio, con independencia del resto de variables, sobre un alquiler considerado básico y cuyo valor estimado está asociado a la constante del modelo (Suits, 1982).

Dado que la variable dependiente es el logaritmo del alquiler corriente, la interpretación de los coeficientes estimados es la siguiente. Respecto al término constante, $\exp(\alpha)$ es la estimación del alquiler base en el mercado libre de una vivienda de calidad media (I80=0 ó I90=0) y ocupada por un nuevo inquilino en el año de realización de la encuesta (AOCUX=0). Para los coeficientes asociados a las variables continuas, $100(\beta_j)$ se debe interpretar como la estimación del cambio porcentual que se produce en el alquiler ante una variación unitaria de la j -ésima variable. La estimación del cambio porcentual que la variable ficticia j produce en el alquiler se puede calcular mediante $100(\exp \delta_j - 1)$.

A través del 'número de años de ocupación' se pretende medir el efecto de las cláusulas de actualización anuales en el precio del alquiler, más los posibles descuentos concedidos por el propietario al inquilino permanente. El primer efecto está directamente relacionado con la evolución de la inflación inter anual media en el sector del arrendamiento, y se postula negativo sobre el alquiler (Ruiz-Castillo y Peña, 1984). El segundo se presupone de signo positivo (Börsch-Supan, 1994). Con la información muestral no es posible estimar de forma separada ambos efectos, por lo que debe tenerse en cuenta a la hora de interpretar los resultados. La obtención de un signo negativo en el coeficiente estimado significaría que el efecto inflacionista en el sector superara a la reducción en el alquiler para los antiguos inquilinos. La posible relación no lineal de la variable AOCUX con LALQ se intenta capturar introduciendo la variable tanto en niveles como al cuadrado.

VI.2. Resultados de la estimación

En el Cuadro 7 se muestran los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios una vez calculada la varianza de los estimadores robusta a heterocedasticidad (White). Los modelos estimados para 1980-81 y 1990-91 presentan una bondad de ajuste del 48% y 47%, respectivamente. La consideración del conjunto de variables que intervienen en el análisis resulta claramente significativa, como indican los valores alcanzados por el estadístico F. Además, se ha comprobado una baja correlación lineal de las variables índice de calidad y año de ocupación, así como entre éstas y el resto. Adicionalmente no se rechaza la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros al aplicar la prueba del análisis de varianzas considerando dos muestras aleatorias en cada período.

(Insertar Cuadro 7)

Cada una de las variables explicativas incluidas en el modelo producen un efecto positivo (o negativo) en el precio que incrementa (o reduce) un alquiler mensual base de 7,613 y 19,308 pesetas en 1980-81 y 1990-91, respectivamente.

Los índices de calidad de la vivienda (I80 y I90) tienen una incidencia significativa y positiva en ambos periodos, reflejando que el mercado valora positivamente los niveles de servicios que dichos índices sintetizan. Este resultado, además, apoya la utilización de estos indicadores en lugar de introducir las 32 variables ficticias evitado problemas de mal condicionamiento a la hora de estimar el modelo. Como se comentó en el apartado III, el coste de esta simplificación en la dimensionalidad puede cifrarse en una pérdida del 13.8% de la variabilidad de las características de las viviendas en 1980-81 y del 27% en 1990-91, pero como dicha información está incorrelada con el índice de calidad, resulta beneficioso no considerarla en el modelo.

En 1980-81 se paga un menor alquiler a medida que se mantiene la ocupación por el mismo inquilino a lo largo de los años, pero esta reducción porcentual se produce en menor cuantía a medida que nos alejamos de 1980-81. Una década después se obtiene que, aunque también existe una reducción en el alquiler para los antiguos inquilinos, la cuantía porcentual es menor que antes. Se debe tener en cuenta que en este periodo (1990-91) se cuenta con 5 años de experiencia tras el Decreto-Ley del 30 abril 1985, popularmente denominado 'Decreto Boyer', que supone la liberalización total del sector. Efectivamente, mientras que en la muestra 1980-81 los contratos de arrendamiento permiten la inclusión de cláusulas contractuales de actualización restringidas a topes máximos, en la muestra de 1990-91 coexiste este tipo de contrato con el fijado por inquilino y propietario sin ningún tipo restricción sobre el proceso de actualización. De la estimación de los coeficientes de 'años de ocupación', parece deducirse que los inquilinos veteranos se ven favorecidos en mayor medida en 1980-81 que en 1990-91. A título de ejemplo, para una vivienda alquilada por segundo año consecutivo al mismo arrendatario, en 1980-81 el descuento provocado por este hecho se estima en un 15% sobre el precio que debe pagar un nuevo inquilino, mientras que en 1990-91 el descuento es sólo de un 3.5%.

Como era de esperar, el alquiler estimado es mayor cuanto mayor es el tamaño del municipio donde se localiza la vivienda. Comparativamente, esta diferencia es más relevante en 1990-91, con un menor precio, *ceteris paribus*, en las localidades de menos de 10,000 habitantes. También en 1990-91 se refleja una considerable diferencia entre los municipios TMUN12 y

TMUN3 en cuanto al porcentaje de reducción del alquiler (33.5% y 9.2% respectivamente), mientras que en 1980-81 el efecto y significatividad de los municipios con menos de 50,000 habitantes es similar para ambos tramos citados, suponiendo una reducción sobre el alquiler en torno a un 20%.

Respecto a la situación geográfica y una vez descontado el efecto del tamaño de municipio, en 1990-91 el mayor alquiler se paga en Canarias, con un incremento del precio estimado en un 70%, seguido de Asturias (51%), Cataluña (42%), Madrid (25%) y Galicia (22%). Por contra se obtienen reducciones significativas en Murcia, Aragón y Ceuta-Melilla del orden de 44 y 33% respectivamente. Las correspondientes variaciones del alquiler en 1980-81 son, incrementos del 26% sobre el alquiler base en Baleares y Galicia, en torno al 21% en Canarias y Galicia, y del 9% en Madrid. Las reducciones se estiman entre el 16 y 20% en Castilla-León, Aragón y Valencia, del 12% en Castilla la Mancha y del 9% en Andalucía.

El análisis realizado permite imputar un alquiler mensual de mercado a cualquier vivienda en régimen distinto al arrendamiento, a precios corrientes de 1980-81 y de 1990-91. Una extensión de este trabajo puede dar lugar a la consideración de una dimensión más en los estudios realizados hasta ahora sobre desigualdad y bienestar en España, con referencia a gastos, o ingresos, de las familias que componen ambas EPF. Dicha dimensión será: la valoración corriente de mercado de la vivienda habitada por cada familia. Así, por ejemplo, el alquiler de una vivienda de calidad media, localizada en la provincia de Madrid, donde el tamaño de municipio es superior a 500,000 habitantes y cuando el contrato se realiza en el año de realización de la encuesta (AOCUX=0), se estima en 10,564 pesetas mensuales en 1980-81 y en 33,027 en 1990-91, lo que supone una inflación estimada próxima al 213% en 10 años. A efectos comparativos, según el INE, la inflación del alquiler de la vivienda entre abril de 1980 y marzo de 1991 (primer y último mes en la recogida de datos de las EPF), fue del 141% para el agregado nacional. La ventaja del análisis realizado es que frente a este dato agregado, se puede estimar su desagregación condicionada a los distintos tipos de vivienda según su calidad, localización, y año de ocupación, frente al dato agregado proporcionado por el INE.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo se aplica la técnica multivariante de Análisis de Correspondencias Múltiples para construir tres indicadores (I80, I90 e I8090) del nivel de acondicionamiento físico

de la vivienda en España usando los datos sobre viviendas principales de las EPF de 1980-81 y 1990-91. Cada indicador es una variable ordinal que refleja un nivel de calidad relativo a la vivienda media del período de referencia. Una vez comprobada su validez como indicador de calidad, los índices obtenidos se utilizan en dos aplicaciones: a) comparar la calidad de la vivienda principal en las distintas Comunidades Autónomas en los períodos 1980-81 y 1990-91, y b) valorar el efecto sobre el alquiler pagado por una vivienda en régimen de arrendamiento de variables como: acondicionamiento físico, número de años del alquiler por el mismo inquilino, tamaño del municipio y Comunidad Autónoma de localización. Las conclusiones más importantes son las siguientes:

- Los tres índices de calidad calculados son tales que su correlación lineal media con las características que lo determinan es superior al 0.51. La pérdida de información que supone considerar la variable índice de calidad en lugar de las variables que representa, es inferior al 27% en los tres análisis realizados y por construcción está incorrelada con la calidad.
- Las variables físicas más correladas con el índice de calidad son los servicios higiénicos y el agua corriente. Las variables metros cuadrados y garaje influyen en mayor medida en la 'calidad' definida en 1990-91 que en 1980-81. Por el contrario, las variables calefacción, antigüedad del edificio, teléfono y agua influyen menos en 1990-91. La vivienda principal ocupada en 1990-91 posee mayor calidad que en 1980-81, tanto a nivel nacional como por Comunidades Autónomas. Aunque este resultado se mantiene para todas las Comunidades, se observa un comportamiento heterogéneo entre ellas. Navarra destaca por tener la mayor concentración de viviendas de mejor calidad en 1990-91 mientras que, Ceuta-Melilla ocupa la peor situación.
- En el sector de la vivienda en arrendamiento posterior a 1964, fecha en que se liberalizan los alquileres, el mercado responde de forma positiva a la variable calidad de la vivienda. Por tanto, el índice de calidad resulta ser una medida adecuada del acondicionamiento de las distintas viviendas españolas que, en gran parte, justifica la diferencia de alquileres observados en el mercado libre. También se ha comprobado que la permanencia de los mismos inquilinos en la vivienda arrendada tiene un efecto significativo sobre el precio. Aunque no es posible distinguir la parte debida a las cláusulas de actualización (una *proxy* de la inflación en el sector) y la parte debida al descuento que otorga el propietario, se

obtiene que el primer efecto es mayor que el segundo. Además, al inquilino que repite un año el arrendamiento se le rebaja el alquiler en mayor medida en 1980-81 (15% respecto al de nuevo contrato) que en 1990-91 (3.5%).

Cuadro 1: Definición de variables y distribución de frecuencias de modalidades en relación a cada variable.

Variables y modalidades	EPF	EPF
	1980-81	1990-91
ACON: Años de antigüedad del edificio desde su construcción		
antig0: diez o menos	25.9	17.9
antig1: entre 11 y 20	27.4	32.9
antig2: entre 21 y 30	11.4	23.8
antig3: entre 31 y 50	10.9	12.9
antig4: más de 50	24.5	12.5
HIG: Servicios higiénicos		
hig0: no tiene o compartido con otras viviendas	7.6	1.9
hig1: un baño completo o menos (aseos o retretes)	76.8	73.4
hig2: más de un baño completo	15.6	24.7
M2V: Número de metros cuadrados de superficie total construida		
metros0: menos de 61	23.0	9.4
metros1: entre 61 y 90	48.4	37.7
metros2: entre 91 y 130	21.5	37.2
metros3: más de 130	7.0	15.7
AGUA: Agua corriente		
agua0: no tiene	3.8	0.4
agua1: sólo fría	19.5	5.2
agua2: fría y caliente	76.7	94.4
TEL: Teléfono		
telef0: no tiene	49.3	23.1
telef1: si tiene	50.7	76.9
CALF: Calefacción		
calef0: no tiene	61.7	11.1
calef1: si tiene, individual o colectiva, y/o aparatos móviles	38.3	88.9
GAR: Garaje		
garaj0: no tiene	83.7	72.5
garaj1: si tiene	16.3	27.5
LUZ: Luz eléctrica		
luz0: no tiene	0.9	0.2
luz1: si tiene	99.1	99.8

Cuadro 2: Descomposición de la varianza total de las viviendas

Factores relevantes	EPF 1980-81		EPF 1990-91		Ambas EPF	
	λ^c	%	λ^c	%	λ^c	%
1°	0.0544	86.22	0.0279	73.04	0.0561	87.92
2°	0.0076	12.03	0.0095	24.84	0.0076	11.85
3°,4°y 5°	0.0011	1.75	0.0008	2.12	0.0002	0.23
Total	0.0631	100.0	0.0382	100.0	0.0639	100.0

Cuadro 3: Correlaciones lineales entre variables e índices

Variables	Índices	I80	I90	I8090
Año de construcción del edificio (ACON)		0.60	0.48	0.53
Servicios higiénicos (HIG)		0.76	0.76	0.74
Metros cuadrados construidos (M2V)		0.40	0.49	0.49
Posesión de agua corriente (AGUA)		0.75	0.66	0.75
Posesión de teléfono (TEL)		0.62	0.51	0.63
Posesión de calefacción (CALF)		0.59	0.35	0.61
Posesión de garaje (GAR)		0.41	0.55	0.43
Posesión de energía eléctrica (LUZ)		0.26	0.24	0.26

Cuadro 4: Pesos de las modalidades en cada índice ordenados

I80		I90		I8090	
luz0	-10.0	agua0	-10.0	luz0	-10.0
agua0	-8.41	luz0	-9.43	agua0	-8.72
hig0	-8.09	hig0	-6.82	hig1	-7.89
agua1	-4.21	agua1	-3.65	agua1	-4.38
antig4	-3.25	metros0	-2.02	antig4	-2.89
metros0	-2.59	calef0	-1.63	metros0	-2.75
telef0	-0.17	antig4	-1.53	telef0	-2.38
calef0	-1.73	telef0	-1.52	calef0	-2.36
antig3	-1.49	antig3	-0.61	antig3	-0.76
garaj0	-0.68	garaj0	-0.50	garaj0	-0.66
antig2	-0.22	metros1	-0.34	hig1	-0.24
hig1	-0.07	hig1	-0.33	metros1	-0.19
luz1	0.09	antig2	-0.24	luz1	0.05
metros1	0.36	luz1	0.02	antig2	0.35
antig1	1.08	calef1	0.20	agua2	0.81
metros2	1.43	agua2	0.25	antig1	0.83
agua2	1.49	antig1	0.45	metros2	1.11
metros3	1.65	telef1	0.46	calef1	1.26
telef1	2.29	metros2	0.49	telef1	1.31
antig0	2.67	metros3	0.85	antig0	1.39
calef1	2.79	antig0	1.00	metros3	1.58
garaj1	3.47	garaj1	1.32	garaj1	2.32
hig2	4.34	hig2	1.50	hig2	2.67

Cuadro 5: Identificación de características físicas correspondientes a cada cuartil y expresada en términos porcentuales respecto a cada variable.

EPF 1980-81 Y 1990-91	TOTAL	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4	
ACON	antig0	21.6	9.6	19.1	19.6	38.3
	antig1	30.3	16.3	32.1	33.6	39.2
	antig2	18.0	12.6	17.8	27.4	14.0
	antig3	12.0	16.3	10.7	13.6	7.3
	antig4	18.1	45.2	20.3	5.8	1.2
HIG	hig0	4.6	18.3	-	-	-
	hig1	75.0	80.3	95.4	87.3	36.9
	hig2	20.4	1.3	4.5	12.7	63.1
M2V	metros0	15.8	35.7	25.3	2.3	0.1
	metros1	42.7	45.7	40.5	61.5	23.6
	metros2	29.8	14.1	25.4	28.7	51.2
	metros3	11.6	4.8	8.8	7.6	25.1
AGUA	agua0	2.0	8.0	0.1	-	100
	agua1	11.9	45.0	2.4	0.3	
	agua2	86.1	47.0	97.5	99.7	
TEL	telef0	35.4	85.6	41.8	11.3	2.9
	telef1	64.6	14.4	58.2	88.7	97.1
CALF	calef0	34.9	82.8	42.3	11.5	2.9
	calef1	65.1	17.2	57.7	88.5	97.1
GAR	garaj0	77.8	96.3	92.5	84.8	37.5
	garaj1	22.2	3.7	7.5	15.2	62.5
LUZZ	luz0	0.5	2.0	100	100	100
	luz1	99.5	98.0			

Cuadro 6: Comparación de la calidad entre 1980-81 y 1990-91, medida a través de la media del índice y la distribución de las viviendas por cuartiles en la muestra conjunta de ambas EPF.

	Media de I8090 (Desv. típica)		Proporción de viviendas en cada cuartil		
	EPF-80	EPF-90	CUARTIL	EPF-80	EPF-90
TOTAL NACIONAL	-0.245 (0.004)	0.217 (0.003)	1	42.3	9.7
			2	28.0	22.3
			3	16.0	33.0
			4	13.7	35.0
PAIS VASCO	0.073 (0.013)	0.266 (0.008)	1	17.4	4.6
			2	29.1	18.5
			3	30.3	41.8
			4	23.2	35.1
MADRID	0.027 (0.013)	0.248 (0.015)	1	18.4	2.8
			2	37.7	21.8
			3	25.0	47.0
			4	18.9	28.4
NAVARRA	0.018 (0.025)	0.400 (0.015)	1	29.0	2.3
			2	21.6	11.0
			3	24.3	32.1
			4	25.0	54.6
ARAGON	-0.091 (0.016)	0.281 (0.011)	1	30.8	5.8
			2	27.9	16.3
			3	21.8	36.5
			4	19.4	41.4
CATALUÑA	-0.100 (0.010)	0.321 (0.008)	1	35.3	3.6
			2	32.9	16.9
			3	15.7	39.4
			4	16.1	40.1
MURCIA	-0.120 (0.023)	0.235 (0.020)	1	33.2	10.4
			2	37.5	23.2
			3	14.4	22.3
			4	14.9	44.1
VALENCIA	-0.134 (0.012)	0.294 (0.008)	1	39.0	5.7
			2	27.5	20.5
			3	18.9	32.3
			4	14.5	41.5
LA RIOJA	-0.182 (0.028)	0.329 (0.019)	1	46.3	6.4
			2	19.3	18.4
			3	20.8	27.5
			4	13.7	47.7
CANTABRIA	-0.236 (0.027)	0.181 (0.022)	1	38.6	8.4
			2	33.5	24.8
			3	14.9	33.2
			4	13.0	33.7

	Media de 18090 (Desv. típica)		Proporción de viviendas en cada cuartil		
	EPF-80	EPF-90	CUARTIL	EPF-80	EPF-90
ASTURIAS	-0.253 (0.024)	0.153 (0.024)	1	46.3	17.7
			2	23.4	18.7
			3	14.7	26.7
			4	15.6	36.9
BALEARES	-0.267 (0.030)	0.326 (0.019)	1	46.0	7.1
			2	23.4	14.8
			3	15.3	30.0
			4	15.2	48.1
CASTILLA-LEON	-0.355 (0.012)	0.237 (0.008)	1	48.5	10.4
			2	21.4	19.2
			3	15.3	28.7
			4	14.7	41.7
CANARIAS	-0.414 (0.021)	-0.093 (0.015)	1	55.0	31.0
			2	28.5	37.2
			3	9.3	20.1
			4	7.2	11.7
ANDALUCIA	-0.449 (0.010)	0.130 (0.007)	1	56.9	13.9
			2	27.2	30.7
			3	10.1	28.1
			4	5.8	27.3
CEUTA Y MELILLA	-0.483 (0.031)	-0.151 (0.029)	1	66.6	32.6
			2	22.0	41.2
			3	7.6	17.8
			4	3.8	8.3
CASTILLA-LA MANCHA	-0.511 (0.018)	0.256 (0.010)	1	58.2	9.0
			2	21.7	21.9
			3	10.6	27.9
			4	9.5	41.2
GALICIA	-0.578 (0.020)	0.090 (0.014)	1	62.4	20.5
			2	16.7	22.7
			3	7.9	22.7
			4	10.0	34.1
EXTREMADURA	-0.740 (0.023)	0.085 (0.017)	1	74.7	18.1
			2	14.0	27.6
			3	5.9	27.1
			4	5.4	27.2

Cuadro 7: Resultados de la regresión estimada para las viviendas arrendadas con posterioridad a 1964. Variable dependiente: logaritmo del alquiler mensual a precio corriente.

EPF 1980-81			EPF 1990-91		
Variable	Coficiente	test t	Variable	Coficiente	test t
Constante	8.94	(215.8)	Constante	9.87	(113.9)
I80	0.76	(23.7)	I90	0.66	(11.8)
AOCUX	-0.16	(-13.4)	AOCUX	-0.03	(-2.4)
AOCUX2	0.005	(5.7)	AOCUX2	-0.002	(-3.4)
TMUN12	-0.18	(-5.4)	TMUN12	-0.29	(-5.4)
TMUN3	-0.19	(-6.4)	TMUN3	-0.09	(-1.9)
TMUN4	0.13	(5.0)	TMUN4	0.06	(1.5)
TMUN5	0.24	(6.2)	TMUN5	0.31	(4.1)
ANDA	-0.09	(-1.8)	ANDA	-0.05	(-1.9)
ARAG	-0.16	(-2.3)	ARAG	-0.29	(-1.6)
ASTU	0.04	(0.4)	ASTU	0.41	(3.1)
BALE	0.23	(4.0)	BALE	0.07	(0.6)
CANA	0.20	(2.4)	CANA	0.53	(5.0)
CANT	0.02	(0.1)	CANT	0.35	(1.4)
CASL	-0.15	(-3.4)	CASL	0.01	(0.2)
CASM	-0.12	(-1.8)	CASM	0.12	(1.1)
CATA	0.28	(4.4)	CATA	0.12	(1.3)
VALE	-0.19	(-2.6)	VALE	-0.04	(-0.3)
EXTR	-0.08	(-1.2)	EXTR	0.02	(0.1)
GALI	0.24	(4.2)	GALI	0.21	(2.3)
MADR	0.09	(1.3)	MADR	0.22	(1.5)
MURC	-0.04	(-0.3)	MURC	-0.37	(-2.0)
NAVA	-0.20	(-1.0)	NAVA	-1.06	(-1.0)
PVAS	0.20	(0.3)	PVAS	0.17	(1.2)
RIOJ	-0.01	(-0.1)	RIOJ	-0.20	(-0.8)
CEUT	-0.02	(-0.2)	CEUT	-0.23	(-1.4)
R ² ajustado: 0.48			R ² ajustado: 0.47		
Test F: 88			Test F: 40		
Nº de observaciones: 2,132			Nº de observaciones: 1,026		

Nota: Varianza de los estimadores robusta a heterocedasticidad (White).

NOTAS

1. La ortogonalidad de los ejes implica independencia lineal entre las variables asociadas a cada uno de ellos.
2. Esta correlación se halla utilizando la contribución absoluta (CA) de cada modalidad j al eje p , y viene dada por la expresión $CA_{jp} = (N_j/NQ) m_{jp}^2$, $p=1,2,\dots, P$ (véase Greenacre, 1984).

REFERENCIAS

- Benzécri, J.-P. (1979). "Sur le calcul des taux d'inertie dans l'analyse d'un questionnaire. Addendum et erratum à [BIN.MULT.]". *Cahiers de l'Analyse des Données*, 4, 377-378.
- Bösch-Supan, A. (1994). "On the West German Tenants Protection Legislation". *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Jun-1994, 411-418.
- Bover, O. (1992). "Un Modelo Empírico de la Evolución de los Precios de la Vivienda en España (1967-1991)", Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo 9217.
- Greenacre, M.J (1990). "Some Limitations of Multiple Correspondence Analysis". *Computational Statistics Quarterly*, 3, 249-256.
- Greenacre, M.J (1984). *Theory and Applications of Correspondence Analysis*. London: Academic Press.
- Lebart, L., Morineau, A. y Warwick, K.M.(1984). *Multivariate Descriptive Statistical Analysis*. Chichester, UK: Wiley.
- Marks, D. (1984). "The Effect of Rent Control on the Price of Rental Housing: an Hedonic Approach", *Land Economics*, 60, 81-94.
- Olsen, E.O. (1990). "What is Know about the Effects of Rent Controls?", *Consulting Report for U.S. Department of Housing and Urban Development*.
- Peña, D. y Ruiz-Castillo, J. (1984). "Distributional Aspects of Public Rental Housing and Rent Control Policies in Spain", *Journal of Urban Economics*, 15, 350-370.
- Peña, D. y Ruiz-Castillo, J. (1984). "Robust Methods of Building Regression Models: an Application to the Housing Sector", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2, 1, 10-20.
- Suits, D. B. (1982). "Dummy Variables: Mechanics v. Interpretation", *The Review of Economics and Statistics*, 66, 177-180.
- Tenenhaus, M. y Young, F. W. (1985). "An Analysis and Synthesis of Multiple Correspondence Analysis, Optimal Scaling, Dual Scaling, Homogeneity Analysis and Other Methods for Quantifying Categorical Multivariate Data", *Psychometrika*, 50, 1, 91-119.