

Efectos de las Políticas sobre Viviendas en los Hogares Españoles

Raquel Arévalo Tomé*

Universidade de Vigo

Abstract

El objetivo de este artículo es disponer de una medida objetiva del valor del flujo de servicios de la vivienda para la totalidad de hogares representados en la Encuesta de Presupuesto Familiares de 1980-81 y 1990-91, respectivamente. Su interés radica en que se imputa un alquiler de mercado a la totalidad de las viviendas con independencia del régimen de tenencia: propiedad, arrendamiento o cesión. A partir de este alquiler imputado será posible evaluar el grado de desigualdad y el efecto distributivo de las políticas sobre viviendas en nuestro país.

1 Introducción

La vivienda ha sido objeto de intervención gubernamental en la mayoría de los países desarrollados como un elemento característico del llamado Estado del Bienestar. Existen numerosos trabajos que tratan de estimar su impacto a través de modelos hedónicos utilizando datos de corte transversal, ejemplos concretos pueden ser Börsch-Supan (1994) para el caso de Alemania o Peña y Ruíz-Castillo (1984) para el Área Metropolitana de Madrid. Una recopilación crítica de un gran número de este tipo de trabajos realizados en Estados Unidos se recoge en Olsen (1990). En todos ellos se reconoce la importancia de tratar la vivienda como un bien heterogéneo, la hipótesis que subyace es que la calidad de las viviendas está relacionada con la divergencia de precios observada. En este sentido, la vivienda puede ser reflejo de la desigualdad existente entre determinados hogares.

En España las medidas directas tomadas en el mercado de la vivienda con objeto de buscar una equidad distributiva son dos: el control de alquileres y los sistemas de Protección Oficial establecidos tanto para viviendas en régimen de propiedad como en arrendamiento. El resultado

*E-mail: arevalo@uvigo.es

de ambas políticas ha sido la reducción del precio que se debería pagar por viviendas similares en el mercado libre.

El objetivo de este artículo es estimar una valoración objetiva del flujo de servicios de cualquier vivienda así como el efecto de su localización. Se trata de imputar un alquiler de mercado a toda vivienda ocupada en nuestro país con fines residenciales con objeto de analizar la equidad y, en su caso, el efecto distributivo de las políticas de intervención.

Para llevar a cabo este trabajo empírico se utilizan las Encuestas de Presupuestos Familiares (EPF) de 1980-81 y 1990-91 elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística. En esta base de datos se dispone de información sobre el alquiler pagado por las viviendas en arrendamiento, la calificación legal de las viviendas (libre o PO), así como un gran detalle sobre las características físicas de la vivienda y su localización. En relación a esta información se especifica un modelo de alquiler que permite estimar el efecto de la disponibilidad de servicios y de la localización (provincia y tamaño de municipio) en el precio de mercado. El modelo se estima por Máxima Verosimilitud y tiene en cuenta el posible sesgo de selección muestral que puede suponer disponer del precio de interés sólo para las viviendas en arrendamiento libre. Posteriormente se imputa un alquiler libre a todas y cada una de las viviendas de la EPF de 1980-81 y 1990-91, respectivamente. Este alquiler corriente de mercado representa una medida objetiva que permite comparar el nivel de equidad distributiva de la totalidad de las viviendas en ambos períodos. Así mismo permite aproximar el efecto distributivo de la política de viviendas en relación a las características de los hogares beneficiados.

2 Especificación del modelo

En este apartado se determina el valor del flujo de servicios de la totalidad de viviendas que compone el parque residencial español. Se construye un modelo que explica el alquiler (a) observado en el sector de arrendamientos liberalizado¹ (AL) en la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Se supone que el modelo del alquiler a de los servicios la vivienda en AL en nuestro país sigue la siguiente expresión lineal

$$y = x\beta + \varepsilon , \tag{1}$$

siendo $y = \ln(a)$ el logaritmo del alquiler, x el conjunto de variables explicativas y ε la perturbación aleatoria asociada al modelo.

¹Viviendas en régimen de arrendamiento con calificación legal libre y ocupadas con posterioridad a la entrada en vigor de la Ley de Arrendamientos Urbanos de 1964.

La información sobre a tan solo está disponible para aquellas viviendas en régimen de AL . Si se denota por y_i al valor de y de la vivienda i , siendo $i = 1, 2, \dots, N$, y N el número total de viviendas que compone el parque residencial, la muestra estará dividida en dos grupos de viviendas: 'censuradas' si no se observa y_i , es decir, si $i \notin AL$ y 'no censuradas' en caso contrario. Sea I la variable dicotómica que identifica el régimen de AL frente a los demás regímenes ('Otros' si $i \notin AL$) a través de la siguiente expresión

$$I_i = 1 \iff i \in AL \iff z_i^* = z_i\gamma + u_i \geq 0$$

$$I_i = 0 \iff i \notin AL \iff z_i^* = z_i\gamma + u_i < 0$$

donde z es el conjunto de variables que permite clasificar a la vivienda i por régimen de tenencia: ' AL ' u ' $Otros$ ', z^* es la variable latente que determina la selección muestral (y se observa sólo cuando $z^* \geq 0$), y u la perturbación aleatoria asociada a dicha selección.

En estas circunstancias, la función de densidad condicionada que se puede observar es:

$$f(y, z^*/z^* \geq 0) = \frac{f(y, z^*)}{\Pr(z^* \geq 0)},$$

siendo $f(y, z^*)$ la función de densidad conjunta de las variables aleatorias y y z^* , y $\Pr(z^* \geq 0)$ la probabilidad de pertenecer al conjunto de viviendas AL .

En consecuencia, la estimación del modelo (1) no es válido para estimar el alquiler a de la totalidad de viviendas muestrales en el caso en que las decisiones sobre tenencia y características de la viviendas sean independientes. Por tanto, el truncamiento selectivo de la variable y obliga a reformular el modelo (1) a través de un mecanismo que corrija el posible sesgo producido por las particularidades muestrales de la información disponible cuando el proceso de decisión, sobre tenencia y características, se realiza simultáneamente. De esta forma, la especificación del modelo que permitirá imputar un alquiler de mercado a toda vivienda $i = 1, \dots, N$ se puede expresar de la forma siguiente:

1.- Modelo de regresión

$$y_i = x_i\beta + \varepsilon_i, \text{ observado si } i \in AL$$

donde ε se distribuye como una normal $\varepsilon \sim N(0, \sigma)$.

2.- Mecanismo de selección

$$z_i^* = z_i\gamma + u_i,$$

que, bajo el supuesto de que u se distribuye como una normal $u \sim N(0, 1)$, corresponde al modelo Probit siguiente

$$I_i = 1 \iff z_i^* \geq 0; \text{ y } I_i = 0 \text{ en otro caso}$$

de forma que

$$\begin{aligned}\Pr(i \in AL) &= \Pr(I_i = 1) = \Phi(z_i\gamma), \text{ y} \\ \Pr(i \notin AL) &= \Pr(I_i = 0) = 1 - \Phi(z_i\gamma)\end{aligned}$$

donde Φ es la función de distribución de la normal estándar.

En este contexto, donde ρ es el coeficiente de correlación entre las perturbaciones aleatorias u y ε , la función log-verosimilitud para cada observación muestral i (con factor de elevación poblacional w_i) es

$$l_i = \begin{cases} w_i \ln \Phi \left(\frac{z_i\gamma + (y_i - x_i\beta)\rho/\sigma}{\sqrt{1-\rho^2}} \right) - \frac{w_i}{2} \left(\frac{y_i - x_i\beta}{\sigma} \right)^2 - w_i \ln(\sqrt{2\pi}\sigma), & \text{si } i \in AL \\ w_i \ln \Phi(-z_i\gamma) & \text{si } i \notin AL \end{cases}$$

Dado que las N observaciones son independientes, la función a maximizar es

$$L(\beta, \gamma, \sigma, \rho/y, x, z) = \sum_{i=1}^N l_i. \quad (2)$$

Como este modelo no es lineal en los parámetros, en el proceso de estimación se utilizarán como valores iniciales, las estimaciones consistentes procedentes del método de Heckman (1979) en dos etapas. Con ello se simplifica el procedimiento computacional a la hora de conseguir parámetros consistentes y asintóticamente eficientes en la estimación de (2) por Máxima Verosimilitud (MV). Por otra parte, para asegurar la identificación del modelo a través de restricciones de exclusión se deben seleccionar variables 'z' que no pertenezcan al conjunto de variables 'x'.

De esta forma, la estimación de los parámetros β , junto con el vector de características x_i , permite aproximar el alquiler corriente de mercado a toda vivienda i .

3 Valoración del parque de viviendas a precios de 1980

En este apartado se analiza sucesivamente: i) la información disponible en las EPF de 1980-81; ii) los resultados de la estimación del modelo (2); y iii) la comparación del alquiler corriente imputado a toda las viviendas de la EPF con el valor observado en dicha encuesta: alquiler realmente pagado en caso de arrendamiento y la autoestimación del mismo realizada por los ocupantes en régimen de propiedad o cesión.

En el Cuadro 1 se presenta la distribución de frecuencias del parque de viviendas principales en 1980-81 según el régimen de tenencia: propiedad, arrendamiento o cesión. A su vez, este régimen aparece clasificado según la calificación legal: libre, protección oficial (PO) o desconocida, de tal forma que en el caso particular del arrendamiento libre se muestra la distinción entre

AL en sentido estricto (ocupación anterior a la Ley de Arrendamientos Urbanos de 1964) y de renta antigua (ocupación anterior a 1965). En la primera columna aparece el número total de observaciones muestrales disponibles en la EPF de 1980-81. Hay 13 viviendas en arrendamiento no incluidas en la desagregación por CL que están identificadas en la EPF como de arrendamiento libre pero sin año de ocupación, lo que impide su posterior clasificación entre *AL* o renta antigua. En las columnas 2 y 3 se muestran, respectivamente, la representación población de cada tipo de vivienda y su peso relativo respecto al total.

Cuadro 1. Distribución del parque residencial en 1980-81

| Régimen de tenencia | Muestral | Poblacional | % |
|--------------------------------------|----------|-------------|-------|
| PROPIEDAD | 16.427 | 6.928.150 | 69,11 |
| Propiedad libre | 9.307 | 4.104.814 | 40,95 |
| Propiedad de PO | 5.316 | 2.048.206 | 20,43 |
| Propiedad sin CL | 1.804 | 775.130 | 7,73 |
| ARRENDAMIENTO | 5.484 | 2.297.105 | 22,92 |
| Arrendamiento libre (<i>AL</i>) | 2.181 | 888.945 | 8,87 |
| Arrendamiento libre de renta antigua | 968 | 405.290 | 4,04 |
| Arrendamiento de PO | 1.787 | 773.164 | 7,71 |
| Arrendamiento sin CL | 535 | 223.795 | 2,23 |
| CESIÓN (gratuita o semigratuita) | 2.060 | 798.911 | 7,97 |
| TOTAL | 23.971 | 10.024.166 | 100 |

3.1 Datos y variables

La identificación de las variables x que mejor explican el alquiler en el régimen de *AL* y de las variables z que permiten la clasificación de viviendas en *AL* y *Otros*, ha requerido el análisis descriptivo previo realizado a partir del máximo nivel de desagregación posible² con objeto de proceder a la agrupación de modalidades más coherente con los datos observados. La información disponible sobre las posibles variables explicativas condiciona el tamaño muestral de las viviendas que se incluyen en el modelo, de tal forma que en la EPF de 1980-81 se dispone de una muestra compuesta por 2.052 viviendas en *AL*³ y 19.470 en *Otros*⁴, representativas de 834.046 y 8.211.540

²Su descripción se encuentra en los documentos Alonso-Colmenares et al. (1994) y los datos están disponibles en la página web <<http://www.eco.uc3m.es/epf80-81.html>>.

³En un principio hay 2.181 viviendas de arrendamiento libre de las que fueron eliminadas 21 por no disponer de año de construcción; 18 por no proporcionan información sobre el alquiler, y 90 se identifican como atípicos al aplicar el método de Peña y Yohai (1995) en el modelo lineal (1) .

⁴En principio hay 21.790 viviendas, de las cuales 548 son de arrendamiento pero no es posible su clasificación entre *AL* o *Otros* (535 no proporcionan la calificación legal: libre frente a protección oficial y en 13 no se facilita el

viviendas al aplicar el correspondiente factor de elevación poblacional.

En el Cuadro 2 se definen las variables x y z del modelo (2) cuyos resultados se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 2. Definición de las variables del modelo para 1980-81

| Variables x | Notación | Definición |
|--------------------------------|---------------|--|
| IC ⁵ de la vivienda | ind6573 | IC si $1965 \leq \text{año de ocupación } (t) \leq 1973$ |
| | ind7480 | IC si $1974 \leq t \leq 1981$ |
| Localización | rloc1-rloc9 | Tamaño de municipio y provincia (Anexo 1) |
| Año de ocupación | a6573 | =1 si $1965 \leq t \leq 1973$; =0 en otro caso |
| | acup6573 | Número de años si $1965 \leq t \leq 1973$ |
| | acup7480 | Número de años si $1974 \leq t \leq 1981$ |
| Variables z | Notación | Definición |
| Condición de migrante | migz | =1 si año de traslado ≥ 1975 ; =0 en otro caso |
| Servicios higiénicos | higz1 | No tiene |
| | higz2 | Menos de un baño completo |
| | higz3 | Más de un baño completo |
| Agua caliente | aguaz | =1 si tiene; =0 en otro caso |
| Garaje en el edificio | garz | =1 si tiene; =0 en otro caso |
| Superficie construida | m2v | Metros cuadrados |
| Teléfono | telz | =1 si tiene; =0 en otro caso |
| Antigüedad del edificio | aconz1 | =1 si es ≤ 10 años; =0 en otro caso |
| | aconz2 | =1 si es entre 11 y 30 años; =0 en otro caso |
| | aconz3 | =1 si es ≥ 31 años |
| Año de ocupación (t) | ocupz | =0 si $t \leq 1964$; = t en otro caso |
| Tamaño de municipio | tmunz1 | Menos de 10.000 habitantes |
| | tmunz2 | Entre 10.001 y 50.000 habitantes |
| | tmunz3 | Más de 50.000 habitantes |
| Provincia | provz1-provz4 | (Anexo 1) |

año de ocupación); y en otros 1.772 casos no se dispone de variables relevantes en el modelo (hay 1.728 viviendas sin 'año de ocupación'; 36 sin año de construcción y 8 sin información en ambas variables).

⁵La variable Índice de Calidad (IC) sintetiza el conjunto de ocho características físicas de la vivienda disponibles en la EPF de 1980-81: disponibilidad de luz, agua caliente, servicios higiénicos, calefacción, teléfono, garaje, antigüedad del edificio y metros cuadrados construidos. La técnica utilizada es el Análisis de Correspondencias Múltiples y su aplicación a la vivienda aparece en Arévalo (1999).

3.2 Resultados de la estimación

En lo que respecta a la influencia de la localización en el alquiler, se puede decir, por ejemplo, que la renta mensual de una vivienda media en las ciudades de Madrid o Barcelona se estima un 135 por ciento superior al alquiler medio del mismo tipo de vivienda localizada en un municipio con menos de 10.000 habitantes en las provincias de Ávila, Soria, Albacete o Badajoz. Dicho incremento se reduciría a un 107 por ciento, si el tamaño de municipio en las provincias de Madrid o Barcelona estuviera comprendido entre 50.000 y 500.000 habitantes, o a un 78 por ciento si el municipio tuviera menos de 10.000 habitantes.

Por su parte, el efecto en el alquiler de la variable 'número de años de ocupación' es negativo y se estima un cambio estructural en el alquiler medio de la vivienda a partir de 1973. A este efecto se le denomina *tenure discount* y representa el descuento medio que el propietario concede a aquellos inquilinos que renuevan su contrato de arrendamiento en relación al alquiler que aplicarían a un nuevo inquilino por las mismas viviendas. Hay varios trabajos que muestran la importancia de este efecto, así, por ejemplo, en el trabajo de Börsch-Supan (1986) con datos de Estados Unidos y Alemania, se concluye⁶: '*we must...accept the discounts as a universal and independent phenomenon in rental housing markets*'. El *tenure discount* viene a mostrar el hecho de que propietario renuncia al ingreso adicional que le supondría el contrato con un nuevo inquilino en la medida en que este ingreso no compense los costes asociados tanto a la búsqueda de arrendatarios interesados, como a la incertidumbre sobre su comportamiento en relación al pago del alquiler y al mantenimiento de la vivienda en buenas condiciones. La hipótesis de que los propietarios conceden un *tenure discount* con objeto de mantener a los 'buenos' inquilinos se estudia también en Miron (1990), donde se presenta un modelo teórico en el que el descuento también depende del coste de traslado para el inquilino, y en Hubert (1995), donde se analizan los contratos de alquiler en un mercado con asimetría de información sobre el coste que producen los 'malos' inquilinos y la movilidad imperfecta.

La interpretación del efecto interanual estimado del *tenure discount* se puede asociar a la diferencia media interanual entre las tasas aplicadas en las cláusulas de actualización del contrato y las tasas de la inflación experimentadas en el sector, de tal forma que si ambas tasas coincidieran, sería indiferente la renovación del contrato o acudir al mercado de nuevos arrendamientos. En el modelo presentado se estima un descuento interanual de un 4 por ciento en período de ocupación 1965-73, y de un 13,6 por ciento si la vivienda se ocupó entre 1974 y 1980-81. Los datos oficiales proporcionado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) respecto a

⁶Este trabajo trata de diferenciar los efectos de la intervención gubernamental de los efectos de las fricciones intrínsecas al mercado de la vivienda.

la tasa de inflación interanual del alquiler (evolución del IPC con base 1992 de la Rúbrica 33: Alquiler) permiten constatar una evolución similar, incluyendo un cambio estructural en 1973. Según el INE la tasa de variación interanual media en el alquiler es de un 5,8 por ciento en el período 1965-72 y de un 12,5 por ciento en el período 1973-80⁷. La similitud entre el *tenure discount* interanual estimado en el modelo y la evolución de la inflación según el INE, estaría indicando una escasa aplicación de las cláusulas de actualización en la práctica.

Por otra parte, hay evidencia de un efecto cruzado entre las variables físicas de la vivienda y el período de ocupación en relación al alquiler observado. Efectivamente, el efecto diferencial de las variables *'ind6573'* e *'ind7480'* permite interpretar un efecto del *tenure discount* adicional al recogido con las variables de ocupación: *'a6573'*, *'acup6573'* y *'acup7480'*. Así, la estimación del efecto marginal del IC en el alquiler es de un 66,5 por ciento en el primer período y de un 79 por ciento en el segundo.

En relación a las variables *z* se obtiene que los factores con mayor probabilidad estimada de pertenecer al *AL* son: que el sustentador principal resida en el municipio desde hace menos de 5 años; la antigüedad del edificio superior a 11 años y en mayor medida si supera los 30 años; la ocupación más reciente; el mayor tamaño de municipio donde se encuentra la vivienda y su localización, por ejemplo, en Barcelona, Madrid o Baleares frente a su ubicación en provincias como Zamora o Cuenca.

⁷En el estudio elaborado por la Dirección General de Programación y Coordinación Económica sobre la situación del mercado de la vivienda en España a finales de los ochenta (MOPU, 1989, pp.79) se señala que el cambio que se observa a partir de 1973 se puede deber a dos sucesos que afectan al alquiler observado de forma combinada: 1) la gran elevación del nivel general de precios experimentada a partir de la primera crisis del petróleo en esa fecha y, 2) la generalización paulatina de la inclusión de las cláusulas de actualización que se viene a completar en estos años.

Cuadro 3: Resultados del modelo estimado* para 1980-81

| VARIABLES x | Coef. | t-valor | VARIABLES z | Coef. | t-valor |
|---------------|--------|---------|---------------|----------|---------|
| ind6573 | 0,665 | 12,116 | migz | 0.447 | 6.156 |
| ind7480 | 0,792 | 15,617 | higz1 | -0.383 | -4.074 |
| loc2 | 0,163 | 2,329 | higz3 | -0.154 | -2.261 |
| loc3 | 0,431 | 5,825 | aguaz | -0.198 | -3.454 |
| loc4 | 0,574 | 4,858 | garz | -0.231 | -3.222 |
| loc5 | 0,462 | 6,232 | m2v | -0.003 | -4.719 |
| loc6 | 0,702 | 8,143 | telz | -0.398 | -9.129 |
| loc7 | 0,685 | 9,520 | aconz2 | 0.673 | 12.527 |
| loc8 | 0,729 | 9,830 | aconz3 | 1.352 | 23.262 |
| loc9 | 0,854 | 10,215 | ocupz | 0.071 | 15.579 |
| a6573 | -0,474 | -2,434 | tmunz2 | 0.144 | 2.433 |
| acup6573 | -0,040 | -4,060 | tmunz3 | 0.344 | 6.174 |
| acup7480 | -0,136 | -13,213 | provz2 | 0.194 | 3.521 |
| | | | provz3 | 0.480 | 8.504 |
| | | | provz4 | 0.795 | 12.381 |
| constante | 6,579 | 57,998 | constante | -140.748 | -15.695 |

$$\hat{\rho}(\text{Std.err}) = 0,105 (0,080); \hat{\sigma}(\text{Std.err}) = 0,570(0,015)$$

Número de observaciones = 21.522;

$$\chi^2(13) = 1.944; \text{Prob} > \chi^2 = 0.000$$

$$\text{Log-Likelihood} = -2.608.742; \text{Wald test (Ho:}\rho=0\text{)}: \chi^2(1) = 1,67$$

*Estimación robusta con factor de elevación poblacional.

3.3 Comparación del alquiler observado e imputado

En este apartado se compara el alquiler observado en la EPF, real o autoestimación, con el alquiler imputable vía estimación de los efectos de las variables x en el alquiler según el modelo (2). Los resultados de dicha estimación hacen posible la imputación de un alquiler corriente (a precios de 1980) a toda vivienda con información sobre las variables ' x '. En este sentido, sólo las variables 'año de ocupación', y 'antigüedad del edificio' presentan falta de información en 1.755 y 73 viviendas de la EPF de 1980-81 respectivamente.

La primera variable no supone problema. A la hora de imputar un alquiler de mercado, se toma 1980 como 'año de ocupación' ya que es la fecha en que están valorados los alquileres

observados en arrendamiento y, también, es el año de referencia para la pregunta de la EPF sobre alquiler autoestimado en caso de propiedad o cesión. En consecuencia, a la hora de computar el efecto del índice de calidad (IC), el cual depende del período de ocupación estimado con las variables 'ind6573' e 'ind7480' respectivamente, se considera únicamente la segunda variable por recoger el efecto asociado a la ocupación en el año en que se realiza la encuesta.

En cuanto a la antigüedad del edificio, variable que condiciona el IC, en 1980-81 se asigna un 'año de construcción' a aquellas viviendas que no proporcionan tal información. El criterio seguido es asignar el año medio correspondiente a las viviendas de igual régimen de tenencia⁸. Con esta aproximación se consigue disponer de una estimación del valor corriente del flujo de los servicios de la vivienda para todo parque residencial de la EPF. Se trata de un alquiler imputado que representa una estimación objetiva del valor que el mercado libre asignaría a cada vivienda en 1980 en función de la calidad de los servicios que la compone y su localización: tamaño de municipio y provincia.

La información que se muestra en el Cuadro 4 hace referencia al alquiler medio observado en la EPF 1980-81 y a la correspondiente imputación de mercado estimada a precios corrientes. El conjunto de viviendas presentado está restringido a la disponibilidad de información sobre el alquiler observado, real en caso de arrendamiento, o autoestimación en otro régimen⁹. Esto permite que la comparación, alquiler observado-alquiler imputado, sea relevante ya que está referida al mismo conjunto de viviendas. En la primera columna del cuadro se presenta la distribución porcentual de las viviendas según el régimen de tenencia y la CL conocida (un total de 21.556 observaciones muestrales representativas de 8.991.308 a nivel poblacional). En la columna 2 se muestra el alquiler medio observado (desviación típica, DT) mientras que en la columna 3 se muestran los respectivos valores imputados. En la columna 4 se presenta la diferencia entre el alquiler medio observado e imputado expresada en términos porcentuales respecto al valor imputado. Obsérvese que, en términos estimados, el signo negativo en el régimen de propiedad (cesión) muestra que el propietario (el beneficiario de la cesión) infravalora el alquiler que debería de pagar en el mercado libre en 1980 por la vivienda que ocupa. Sin embargo, el signo negativo en el arrendamiento de renta antigua y PO representa el descuento medio que el inquilino obtiene por no arrendar su vivienda en el mercado libre en 1980; mientras

⁸La asignación del 'año de construcción' es de: 1932 a propiedad libre (13 casos); 1966 a propiedad de Protección Oficial (3 casos); 1924 a propiedad sin calificación legal (3 casos); 1910 a arrendamiento libre con ocupación previa a la 1965 (7 casos); 1937 a arrendamiento libre con ocupación posterior a 1964 (21 casos); 1928 a arrendamiento de Protección Oficial (13 casos); 1927 a arrendamiento sin calificación legal (8 casos) y 1931 a algún tipo de cesión (5 casos).

⁹Hay 63 viviendas que no muestran información sobre la variable alquiler: 2 casos en propiedad de PO, 18 casos en AL, 30 en arrendamiento de renta antigua, 2 en arrendamientos de PO y 11 en régimen de cesión.

que, en el caso de *AL* representa la estimación del denominado *tenure discount*, descuento medio derivado de la renovación del contrato en lugar de acudir al mercado de nuevos arrendamientos.

Cuadro 4: Alquiler medio a precios corrientes de 1980-81

| Régimen de tenencia | %(¹) | Observado | Imputado | Diferencia |
|-----------------------|-------------------|---------------|----------------|-------------------|
| | | Medio (D.T) | Medio (D.T) | %(²) |
| Propiedad libre | 45,65 | 8.631 (7.519) | 9.915 (5.903) | -12,95 |
| Propiedad de PO | 22,77 | 9.613 (5.891) | 12.672 (4.711) | -24,14 |
| Arrend. libre | 9,77 | 5.620 (5.753) | 9.683 (4.904) | -41,96 |
| Arrend. renta antigua | 4,37 | 2.046 (2.475) | 9.229 (4.698) | -77,83 |
| Arrend. de PO | 8,59 | 4.273 (4.403) | 11.665 (4.416) | -63,37 |
| Cesión | 8,84 | 6.902 (5.703) | 8.352 (4.614) | -17,36 |

(1) Distribución porcentual de 8.991.308 viviendas. (2) Diferencia porcentual entre el alquiler medio observado e imputado respecto al valor imputado.

Como era de esperar, el inquilino que habita una vivienda de renta antigua, y en menor medida si es de PO, realiza unos pagos corrientes muy por debajo de lo que se estima que correspondería en el mercado libre; los descuentos medios suponen un 78 y un 63 por ciento respectivamente. Por su parte, la estimación del *tenure discount* es considerablemente menor, un 42 por ciento. También la autoestimación media de los propietarios, tanto en régimen libre como de PO, y de los ocupantes de una vivienda en cesión está por debajo de la valoración de mercado. La mayor infravaloración se obtiene entre los propietarios de viviendas de PO, donde, por otra parte, el valor medio observado es superior al de la propiedad libre y, a su vez, éste superior al de la vivienda cedida. En este punto cabría hacerse la siguiente pregunta: ¿qué influencia puede tener la posible asociación entre niveles de calidad de la vivienda y el régimen de tenencia en este dato medio?, es decir, ¿qué papel juega la calidad en la diferencia observada en los precios por régimen de tenencia? En el Cuadro 5 se presenta la distribución porcentual del nivel de calidad de la vivienda de cada régimen de tenencia según las cuatro particiones de la distribución del IC definidas por los valores cuartiles de dicha variable¹⁰. Así, se observa que el arrendamiento de renta antigua es el régimen de tenencia que presenta el mayor porcentaje de viviendas con peor calidad (un 41,49 por ciento de este tipo de viviendas se corresponde con el primer cuartil) mientras que el régimen de propiedad de PO ocuparía la situación opuesta (sólo un 5,41 por ciento de estas viviendas está en el primer cuartil). Por su parte, la vivienda en propiedad adquirida en el mercado libre muestra de calidad más equitativamente distribuida por cuartiles, mientras que la PO resulta ser el régimen de tenencia con una mayor concentración

¹⁰Los cuartiles están determinados en relación a la distribución del IC del parque compuesto por la totalidad de viviendas principales de la EPF de 1980-81.

de viviendas en el tercer y cuarto cuartil, aproximadamente el 76 por ciento del total. La PO también tiene esta característica en el arrendamiento, aunque en menor medida puesto que la correspondiente acumulación de viviendas de mayor calidad es del 54,70 por ciento frente al 37,89 por ciento del arrendamiento libre en sentido estricto (*AL*) y al 28,45 por ciento si es de renta antigua. Esto puede ser debido a que, como se sabe, existe el requerimiento de unas condiciones mínimas para que una vivienda sea considerada en el sistema de PO¹¹, las cuales no tienen porqué cumplir las viviendas adquiridas en el mercado libre.

La vivienda arrendada de renta antigua se identifica con el régimen de peor acondicionamiento, el 71,55 por ciento de este tipo de viviendas dispone de un índice de calidad inferior a la mediana de la totalidad del parque residencial.

Cuadro 5: Distribución⁽¹⁾ del IC en cada régimen de tenencia en 1980-81

| Régimen de tenencia | Particiones cuartílicas de la distribución de IC | | | | Total |
|-----------------------|--|-------|-------|-------|-------|
| | I | II | III | IV | |
| Propiedad libre | 28,02 | 24,95 | 22,44 | 24,59 | 100 |
| Propieda de PO | 5,41 | 18,97 | 32,80 | 42,82 | 100 |
| Arrend. libre | 31,68 | 30,43 | 23,07 | 14,82 | 100 |
| Arrend. renta antigua | 41,49 | 30,06 | 18,35 | 10,10 | 100 |
| Arrend. de PO | 15,05 | 30,25 | 33,59 | 21,11 | 100 |
| Cesión | 36,14 | 27,84 | 19,98 | 16,04 | 100 |

(1) Porcentaje de viviendas de cada cuartil en cada régimen de tenencia.

4 Valoración del parque de viviendas a precios de 1990

Como en el apartado correspondiente a 1980-81, comenzamos por analizar la información disponible en la EPF de 1990-91. Posteriormente se presenta el resultado de estimar el modelo (2) corregido por sesgo de selección muestral para, finalmente, realizar la comparación entre el alquiler medio de mercado imputable en 1990 y los distintos alquileres medios, reales o autoestimados, proporcionados por la EPF de 1990-91 según el régimen de tenencia. En el Cuadro 6 se muestra la distribución de frecuencias del parque de viviendas principales según el régimen de tenencia y su correspondiente clasificación por CL. La distribución de las observaciones muestrales disponibles aparece en la primera columna mientras que la distribución de la representación poblacional y el porcentaje de viviendas de cada régimen sobre el total aparecen en la segunda y tercera columna

¹¹Estas condiciones aparecen recogidas en el Real Decreto Ley 31/1978 para la vivienda de Protección Oficial en período que nos ocupa.

respectivamente.

Cuadro 6. Distribución del parque residencial en 1990-91

| Régimen de tenencia | Muestral | Poblacional | % |
|--------------------------------------|----------|-------------|-------|
| PROPIEDAD | 16.623 | 8.789.287 | 77,79 |
| Propiedad libre | 9.132 | 4.883.659 | 43,22 |
| Propiedad de PO | 5.222 | 2.676.098 | 23,69 |
| Propiedad sin CL | 2.269 | 1.229.530 | 10,88 |
| ARRENDAMIENTO | 2.975 | 1.694.184 | 15,00 |
| Arrendamiento libre (<i>AL</i>) | 1.061 | 601.970 | 5,33 |
| Arrendamiento libre de renta antigua | 229 | 129.968 | 1,15 |
| Arrendamiento de PO | 771 | 426.875 | 3,78 |
| Arrendamiento sin CL | 914 | 535.371 | 4,74 |
| CESIÓN (gratuita o semigratuita) | 1.557 | 815.038 | 7,21 |
| TOTAL | 21.155 | 11.298.509 | 100 |

Al comparar la distribución de las viviendas de la EPF de 1990-91 con la distribución equivalente de la EPF de 1980-81 (Cuadro 1), se observa que: i) el régimen de arrendamiento tiene un menor peso relativo (un 15 por ciento frente a un 22,92), y ii) se incrementa el peso de la falta de información sobre la CL (un 15,62 por ciento frente a un 9,96). Tal y como se hizo en la valoración del parque de viviendas en 1980-81, en 1990-91 tampoco se incluirán las viviendas en arrendamiento sin CL conocida (914 casos). Seguidamente se concreta la disponibilidad de las observaciones y variables x e z que permitirán estimar el modelo corregido de sesgo de selección para 1990-91.

4.1 Datos y variables¹²

Para estimar el modelo (2) para 1990-91 se dispone de 982 viviendas en *AL*¹³, representativas de 562.013 viviendas al aplicar el factor poblacional del INE, y 17.5800 en *Otros*¹⁴, representativas

¹²La descripción de las variables en su máximo nivel de desagregación se encuentra en los documentos Arévalo et al. (1995) y los datos están disponibles en la página web <<http://www.eco.uc3m.es/epf90-91.html>>.

¹³Aunque en un principio se dispone de 1.061 viviendas en *AL*, es preciso eliminar 79 de ellas: 19 no tienen información sobre el alquiler, 7 no proporcionan el año de construcción (variable que determina el valor del IC) y 53 se identifican con observaciones atípicos en el modelo de alquiler (1) al aplicar el método de Peña y Yohai (1995).

¹⁴En principio habría 19.180 viviendas en el régimen '*Otros*', sin embargo, se eliminan 1.600 por no disponer de alguna de las variables explicativas del modelo (2): hay 1.557 viviendas sin 'año de ocupación', 30 sin 'año de construcción', y 13 sin 'metros cuadrados construidos'.

de 9.325.481 viviendas. En el Cuadro 8 se define tanto el conjunto de variables x y z que se utilizan para estimar el modelo (2) cuyos resultados se muestran en el Cuadro 9.

Cuadro 7. Definición de las variables del modelo para 1990-91

| VARIABLES X | Notación | Definición |
|---------------------------------|---------------|--|
| IC ¹⁵ de la vivienda | ind6575 | IC si $1965 \leq \text{año de ocupación } (t) \leq 1975$ |
| | ind7682 | IC si $1976 \leq t \leq 1982$ |
| | ind8390 | IC si $1983 \leq t \leq 1991$ |
| Localización | rloc1-rloc5 | Tamaño de municipio y provincia (Anexo 1) |
| Año de ocupación (t) | a6575 | =1 si $1965 \leq t \leq 1975$; =0 en otro caso |
| | a7682 | =1 si $1976 \leq t \leq 1982$; =0 en otro caso |
| | acup6575 | Número de años si $1965 \leq t \leq 1975$ |
| | acup7682 | Número de años si $1976 \leq t \leq 1982$ |
| | acup8390 | Número de años si $1983 \leq t \leq 1991$ |
| VARIABLES Z | Notación | Definición |
| Condición de migrante | migz | =1 si año de traslado ≥ 1986 ; =0 en otro caso |
| Servicios higiénicos | higz1 | Menos de un baño completo |
| | higz2 | Un baño completo |
| | higz3 | Más de un baño completo |
| Garaje en el edificio | garz | =1 si tiene; =0 en otro caso |
| Superficie construida | m2v1 | =1 si metros cuadrados ≤ 60 ; =0 en otro caso |
| Teléfono | telz | =1 si tiene; =0 en otro caso |
| Tipo de edificio | tipedz | =1 si es una sola planta; =0 en otro caso |
| Jardín | jarz | =1 si tiene; =0 en otro caso |
| Antigüedad del edificio | aconz | Año de construcción |
| Año de ocupación (t) | ocupz | =0 si $t \leq 1964$; = t en otro caso |
| Tamaño de municipio | tmunz1 | Menos de 10.000 habitantes |
| | tmunz2 | Más de 10.000 habitantes |
| Provincia | provz1-provz4 | (Anexo 1) |

¹⁵La variable Índice de Calidad (IC) de la EPF de 1990-91 sintetiza el conjunto de dieciocho características de la vivienda: disponibilidad de luz, agua caliente, servicios higiénicos, calefacción, teléfono, garaje, antigüedad del edificio y metros cuadrados construidos, aire acondicionado, ascenso, jardín, piscina, zona deportiva, otros servicios comunitarios, tipo de edificio, tipo de energía o combustible para la cocina, para calentar el agua y para la calefacción.

Cuadro 8: Resultados del modelo estimado⁽¹⁾ para 1990-91

| VARIABLES x | Coef. | t-valor | VARIABLES z | Coef. | t-valor |
|---------------|--------|---------|---------------|---------|---------|
| ind6575 | 0,114 | 8,645 | migz | 0,374 | 4,688 |
| ind7682 | 0,090 | 4,568 | higz2 | -0,256 | -1,947 |
| ind8390 | 0,061 | 7,329 | higz3 | -0,401 | -2,792 |
| loc2 | 0,394 | 2,044 | garz | -0,109 | -1,903 |
| loc3 | 0,632 | 3,300 | m2v1 | 0,244 | 3,147 |
| loc4 | 0,846 | 4,174 | telz | -0,501 | -9,004 |
| loc5 | 0,934 | 4,723 | tipedz | -0,396 | -5,907 |
| a6575 | -0,773 | -1,923 | jarz | -0,157 | -3,121 |
| acup6575 | -0,071 | -3,732 | aconz | -0,011 | -10,794 |
| a7682 | -0,633 | -1,665 | ocupz | 0,028 | 7,530 |
| acup7682 | -0,042 | -1,662 | tmunz2 | 0,396 | 6,613 |
| acup8390 | -0,030 | -2,194 | provz2 | 0,733 | 11,578 |
| | | | provz3 | 1,259 | 15,519 |
| | | | provz4 | 0,157 | 2,477 |
| constante | 8,264 | 36,220 | constante | -36,098 | -4,814 |

$\hat{\rho}(\text{Std.err}) = 0,114 (0,093)$; $\hat{\sigma}(\text{Std.err}) = 0,623 (0,023)$
 Número de observaciones = 18.562;
 $\chi^2(12) = 899$; $\text{Prob} > \chi^2 = 0,000$
 Log-Likelihood = -2.210.958; Wald test (Ho: $\rho=0$): $\chi^2(1) = 1,48$

(1) Estimación robusta con factor de elevación poblacional.

4.2 Resultados de la estimación

Las variables más asociadas con el régimen de *AL* son: fecha de residencia del sustentador principal en el municipio posterior a 1985, menos de 61 metros cuadrados construidos, reciente ocupación de la vivienda, ubicación de la vivienda en municipios con más de 10.000 habitantes y en provincias como Madrid, Barcelona, Baleares o Valencia. Por su parte, las variables asociadas positivamente con el régimen '*Otros*' son: el año de construcción del edificio, disponer de un baño completo o más, ubicación de la vivienda en edificios de una sola planta, garaje dentro del edificio, teléfono y jardín.

Los efectos que producen en el alquiler de 1990-91 la variación en las variables x son los siguientes.. La localización de la vivienda tiene un efecto que depende tanto de la provincia

como del tamaño del municipio, lo que permite los dos tipos de comparaciones. Así, en la provincia de Madrid, por ejemplo, el alquiler esperado de una vivienda se incrementa en un 17,3 por ciento si el municipio tiene más de 50.000 habitantes. Por otra parte, si se considera como referencia el alquiler medio en municipios con menos de 10.000 habitantes de, por ejemplo, Ceuta, la localización en Sevilla o Valencia incrementa el alquiler medio en un 46,7 por ciento mientras que si la provincia es Madrid el incremento estimado es de un 83,4 por ciento.

El efecto medio de cada año de ocupación se refleja tanto en un efecto marginal distinto como en un efecto fijo que afecta al alquiler medio estimado en los períodos: 1965-75, 1976-82 y 1983-90. En cuanto al primero tipo de efectos, se observa que los inquilinos que han renovado su contrato de arrendamiento desde antes de 1976 obtienen un descuento estimado de un 7 por ciento por año de ocupación, un 4,2 por ciento si el período es entre 1976-82, y un 3 por ciento entre 1983-90. Como se puede observar, el orden de magnitud de estos efectos interanuales, a diferencia de lo que ocurría en 1980-81¹⁶, se reduce en el tiempo.

Los datos oficiales del INE sobre la evolución de la inflación interanual del alquiler muestran un comportamiento homogéneo en tres períodos: entre 1965-72 el incremento medio interanual del alquiler es de 5,8 por ciento; entre 1973-1982 es de un 12,5 por ciento, y entre 1983-90 este incremento se reduce a un 7,2 por ciento. Por tanto, a la vista de los efectos de la ocupación estimados con las dos EPF, se obtiene que el primer cambio estructural es recogido por ambos modelos, con un año de retraso en el modelo para 1980-81 y con tres años de retraso en el modelo para 1990-91, mientras que el cambio producido en 1983 es recogido en este mismo año por el segundo de los modelos. En cuanto a los efectos interanuales, en el modelo de 1990-91, a diferencia del de 1980-81, se refleja un uso más generalizado de las cláusulas de actualización del alquiler, lo que permite interpretar con mayor nitidez el *tenure discount* como el resultado de un descuento concedido por el propietario con objeto de retener a los buenos inquilinos, de tal forma que, se estima un mayor descuento interanual a los inquilinos más antiguos. Por su parte, los incrementos marginales en el alquiler derivado del nivel de calidad de la vivienda se estiman en: un 11,4 por ciento en el período 1965-75; un 9 por ciento en 1976-82, y un 6 por ciento en 1983-90.

4.3 Comparación del alquiler medio observado e imputado

El modelo corregido de sesgo de selección permite imputar un alquiler corriente de mercado a toda vivienda con información sobre el nivel de calidad de la vivienda, *IC*, y su localización ya

¹⁶En 1980-81 se obtenía un descuento interanual aproximado de un 4 por ciento en 1965-73 y cercano al 13 por ciento en 1974-80.

que en todos los casos se considera como 'año de ocupación' 1990. En este sentido, en la EPF de 1990-91 hay 289 hogares que no proporcionan el 'año de construcción del edificio' y 67 que no proporcionan los 'metros cuadrados construidos'. En ambos casos se asigna el valor medio que presentan estas variables en las viviendas con el mismo régimen de tenencia¹⁷, con ello es posible disponer de un valor estimado del *IC* que hace posible imputar un alquiler corriente a la totalidad del parque residencial representado en la EPF de 1990-91. En este apartado, al igual que en el apartado equivalente para los datos 1980-81, se realiza la comparación de las imputaciones vía estimación del modelo (2) con los alquileres, real o procedente de la autoestimación del encuestado, que directamente proporciona la EPF de 1990-91. Así, en el Cuadro 9 se muestran ambos alquileres medios según el régimen de tenencia y CL conocida para el conjunto de viviendas con información al respecto¹⁸. En la primera columna del cuadro se muestra la distribución porcentual de las viviendas (17.909 observaciones muestrales representativas de 9.500.423 a nivel poblacional); en la segunda columna aparece el alquiler medio (desviación típica, DT) proporcionado directamente en la EPF; en la tercera columna se muestra el alquiler medio (desviación típica, DT) imputado mientras que en la cuarta columna representa la diferencia entre dichos valores medios expresada en relación al valor imputado.

Cuadro 9: Alquiler medio a precios corrientes de 1990-91

| Régimen de tenencia | %(1) | Observado | Imputado | Diferencia |
|-----------------------|-------|-----------------|-----------------|------------|
| | | Medio (D.T) | Medio (D.T) | %(2) |
| Propiedad libre | 51,40 | 30.743 (27.618) | 24.105 (11.790) | 27,54 |
| Propiedad de PO | 28,15 | 32.597 (20.376) | 30.666 (10.667) | 6,30 |
| Arrend. libre | 6,25 | 17.079 (15.885) | 25.831 (10.340) | -33,88 |
| Arrend. renta antigua | 1,29 | 4.434 (5.320) | 23.611 (8.245) | -81,22 |
| Arrend. de PO | 4,33 | 11.590 (13.107) | 28.134 (8.936) | -58,81 |
| Cesión | 8,57 | 24.933 (21.310) | 22.755 (9.927) | 9,57 |

(1) Distribución porcentual de 9.500.423 viviendas. (2) Diferencia porcentual entre el alquiler medio observado e imputado respecto al valor imputado.

¹⁷En concreto, se asignan los siguientes valores medios: i) para el 'año de construcción': 1963 a propiedad libre (3 casos); 1951 a *AL* (7 casos); 1925 a arrendamiento de renta antigua (16 casos); 1964 a arrendamiento de PO (11 casos); 1946 a arrendamiento sin CL (22 casos); 1960 a la vivienda en cesión (230 casos), y ii) para 'metros cuadrados construidos' se asigna: 115 a propiedad libre (7 casos); 93 a propiedad de PO (1 caso); 103 a la propiedad sin CL (2 casos); 90 al arrendamiento de renta antigua (1 caso); 87 al arrendamiento sin CL (2 casos); 92 al arrendamiento sin CL (2 casos), y 97 a algún tipo de cesión (52 casos).

¹⁸No se consideran 75 viviendas por no disponer de la variable alquiler en la EPF de 1990-91: 3 casos en propiedad de PO, 19 casos en *AL*, 11 en arrendamiento de renta antigua, 29 en arrendamientos de PO y 12 en arrendamiento sin CL y 1 en régimen de cesión.

En términos medios se puede observar que, a diferencia de lo que ocurre en 1980-81, tanto los propietarios como los beneficiarios de las viviendas en cesión, sobrevaloran el alquiler de mercado que deberían pagar en 1990-91 por la vivienda que ocupan. No obstante, en ambos períodos se mantiene la ordenación de los distintos regímenes de tenencia según la diferencia porcentual entre alquiler imputado y observado. Así, la ordenación del arrendamiento de mayor a menor descuento en el pago del alquiler realmente pagado respecto al estimado en el mercado es: renta antigua, PO y AL. Por su parte, los regímenes de propiedad de PO, cesión y propiedad libre son los que presentan, de menor a mayor valor, una sobrevaloración de dicho alquiler de mercado.

La justificación de por qué la autoestimación del ocupante de una viviendas en 1980-81 está por debajo del valor corriente imputado, mientras que en 1990-91 está por encima, puede venir de los resultados obtenidos en los modelos estimados. Efectivamente, es lógico pensar que la referencia de que dispone el ocupante para estimar el alquiler que debería pagar en el mercado libre por su vivienda, la encuentre en la comparación con el alquiler real observado en viviendas con características similares. Pues bien, con independencia de que el régimen de arrendamiento libre se reduce en algo más de un 32 por ciento en 1990-91 respecto a 1980-81¹⁹, se ha mostrado evidencia empírica de que las cláusulas de actualización del alquiler apenas se utilizaban en 1980, mientras que su uso se generaliza en 1990. Así, mientras que el descuento estimado por año de ocupación en el AL es de un 13 por ciento en 1980-81, apenas supone un 3 por ciento en 1990-91²⁰. Por tanto, en la medida en la que los alquileres observados en el AL sirven de referencia para la autoestimación del alquiler en 1980 y 1990 respectivamente (suponiendo el primer contrato de arrendamiento y, por tanto, sin efecto *tenure discount*), resulta más razonable el resultado obtenido: a principios de los ochenta este valor se subestima y a principios de los noventa se sobrestima.

También en 1990-91, la propiedad de PO destaca por ser el tipo de viviendas que presenta un mayor alquiler medio tanto autoestimado como imputado, lo que, como se verá más adelante, se puede justificar por una diferenciación en la calidad a favor a este tipo de viviendas.

Con objeto de analizar la relación entre el nivel de calidad y el tipo de tenencia, tal y como se hizo en 1980-81, en el Cuadro 10 se presenta la distribución de las viviendas de cada régimen de tenencia según las cuatro particiones identificadas con según los cuartiles de la variable

¹⁹En la EPF de 1980-81 hay 888.945 (Cuadro 1) viviendas en AL, mientras que en la EPF de 1990-91 hay 601.970 (Cuadro 7).

²⁰Ambos descuentos interanuales por ocupación (estimación del *tenure discount*) se refieren a los períodos más próximos al año de valoración del alquiler: ocupación entre 1974 y 1980 para el AL de 1980-81 y entre 1983 y 1990 para el AL de 1990-91.

IC²¹. Aunque el IC que se construye en 1990-91 sintetiza un mayor número de variables que el construido en 1980-81, el análisis pormenorizado de la distribución de la calidad muestra unos resultados muy similares en ambos períodos: i) el tipo de vivienda con peor calidad es el arrendamiento de renta antigua, con un 69 por ciento de viviendas acumuladas en el primer y segundo cuartil, seguido de la cesión, con un 63 por ciento en 1990-91 (un 64 por ciento en 1980-81); ii) el tipo de viviendas con mejor calidad es la propiedad de PO con menos de un 10 por ciento de las viviendas en el primer cuartil en 1990-91 (un 5,4 por ciento en 1980-81); iii) la propiedad libre junto con el régimen de arrendamiento libre, muestran las distribuciones más uniforme por cuartiles. En relación a los niveles de calidad propios de cada período, el arrendamiento mejora su posición relativa al resto de regímenes de tenencia en 1990-91 respecto a 1980-81 mientras que la propiedad y la cesión empeoran, está última en menor medida. No obstante, la calidad media de todos los regímenes de tenencia en 1990-91 es superior a la observada en 1980-81 tal y como indica el IC que permite comparar el nivel de servicios de ambos períodos (véase Arévalo, 1999).

Cuadro 10: Distribución⁽¹⁾ del IC en cada régimen de tenencia en 1990-91

| Régimen de tenencia | Particiones cuartílicas de la distribución de IC | | | | Total |
|-----------------------|--|-------|-------|-------|-------|
| | I | II | III | IV | |
| Propiedad libre | 30,82 | 26,78 | 21,25 | 21,15 | 100 |
| Propieda de PO | 6,51 | 17,15 | 34,98 | 41,36 | 100 |
| Arrend. libre | 29,03 | 28,58 | 21,75 | 20,64 | 100 |
| Arrend. renta antigua | 40,49 | 28,39 | 20,87 | 10,25 | 100 |
| Arrend. de PO | 9,69 | 31,22 | 35,17 | 23,92 | 100 |
| Cesión | 35,19 | 27,85 | 21,56 | 15,40 | 100 |

(1) Porcentaje de viviendas de cada cuartil en cada régimen de tenencia.

5 Conclusiones

En este artículo se especifica un modelo que permite estimar el efecto de los determinantes del alquiler de mercado libre observado en la EPF de 1980-81 y 1990-91, respectivamente. El modelo considera la posible relación entre el régimen de tenencia y las características de la vivienda que determinan su precio en el mercado. En ambos periodos se identifica el mismo tipo de factores asociados al régimen de arrendamiento libre, frente a otros regímenes: i) las características de la vivienda, ii) el tamaño de municipio, ii) la provincia, iii) año de ocupación y iv) la condición

²¹Estos cuartiles están definidos en relación a la distribución de la variable IC del total de viviendas de la EPF de 1990-91.

de emigrante del sustentador principal del hogar. Por su parte, las variables condicionantes de alquiler son: i) la calidad de la vivienda con un efecto marginal que depende del año de ocupación, ii) la localización en referencia a un efecto cruzado entre el tamaño de municipio y la provincia, y iii) el *tenure discount*, o descuento concedido por el propietario al inquilino que renueva su contrato de arrendamiento, según el año de ocupación.

La estimación de los determinantes del alquiler permiten imputar un alquiler corriente, a precios de 1980-81, y 1990-91 respectivamente, a toda vivienda de la EPF una vez descontado el efecto del *tenure discount*. Se trata de un alquiler estimado con criterios objetivos que se compara, en términos medios, con el alquiler, real y autoestimado, proporcionado en las EPF para los distintos regímenes de tenencia: propiedad libre, propiedad de protección oficial (PO), arrendamiento contratado en el mercado libre pero de renta antigua (ocupación anterior a la Ley de Arrendamientos Urbanos de 1964), arrendamiento libre en sentido estricto (AL, ocupación posterior a 1964), arrendamiento de PO y régimen de cesión gratuita o semigratuita. Esta comparación revela información como: a) la utilización de la cláusulas de actualización en los contratos de arrendamiento es paulatina y con discontinuidades en el tiempo; b) existe una asociación entre calidad de la vivienda y régimen de tenencia, así, la peor calidad se asocia con arrendamiento de renta antigua, la mayor calidad con la propiedad de protección oficial, mientras que la propiedad libre es la que presenta una distribución de calidades más uniforme; c) la reducción del alquiler en relación a su valor de mercado es superior en el arrendamiento de renta antigua que en la arrendamiento de protección oficial; ...

Una extensión interesante, y factible de analizar en la EPF, podría ser identificar el grado de equidad distributiva de la política de intervención al considerar las características socio-económicas de los hogares beneficiados.

6 Referencias bibliográficas

- Alonso-Colmenares, M.D., Lara, A., Arévalo, R., y Ruiz-Castillo, J. (1994). "La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81", Documento de Trabajo 94-12, Serie de Economía 05, Universidad Carlos III de Madrid.
- Arévalo, R., Cardelus, M.T y Ruiz-Castillo, J. (1995). "La Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91", Documento de Trabajo 95-07, Serie de Economía 05, Universidad Carlos III de Madrid.
- Arévalo, R. (1999). "Construcción de un índice de calidad de la vivienda", *Investigaciones Económicas*, Vol XXIII (2) Mayo.

- Bösch-Supan, A. (1986). "On the West German Tenants Protection Legislation". *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 142, N°2, 380-404.
- Heckman, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica* Vol. 47, 1, 153-161.
- Hubert, F. (1995). "Contracting with costly tenants". *Regional Science and Urban Economics* 25, 631-654.
- Ministerio de Obras Públicas y Transportes (1998), "Situación de la Vivienda en alquiler". Subdirección General de Estadística y Estudios Económicos. Dirección General de Programación y Coordinación Económica.
- Miron, J.R. (1990), "Security of tenure, costly tenants and rent regulation", *Urban Studies*, 27, N°2, 167-184.
- 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 Ruíz-Castillo, J. (1984). "Distributional Aspects of Público Rentar Housing and Rent Control Policies in Spain", *Journal of Urban Economics*, 15, 350-370.

ANEXO I

| DEFINICION DE LAS VARIABLES DEL MODELO PARA 1980-81 | | | | DEFINICION DE LAS VARIABLES DEL MODELO PARA 1990-91 | | | |
|---|--------|----------------------------|--------|---|--------|----------------------------|--------|
| VARIABLES X | | VARIABLES Z | | VARIABLES X | | VARIABLES Z | |
| Tamaño de municipio | | Tamaño de municipio | | Tamaño de municipio | | Tamaño de municipio | |
| Menos de 10.000 habitantes | rtmun1 | menos 2.000 habitantes | tmunz1 | Menos de 10.000 habitantes | rtmun1 | Menos de 10.000 habitantes | tmunz1 |
| 10.001-50.000 habitantes | rtmun2 | 2.001-10.000 habitantes | tmunz1 | 10.001-50.000 habitantes | rtmun2 | 10.001-50.000 habitantes | tmunz2 |
| 50.001-500.000 habitantes | rtmun3 | 10.001-50.000 habitantes | tmunz2 | 50.001-500.000 habitantes | rtmun3 | 50.001-100.000 habitantes | tmunz2 |
| Más de 500.000 habitantes | rtmun4 | 50.001-500.000 habitantes | tmunz3 | Más de 500.000 habitantes | rtmun4 | 100.001-500.000 habitantes | tmunz2 |
| | | mas de 500.000 habitantes | tmunz3 | | | Más de 500.000 habitantes | tmunz2 |
| Provincia | | Provincia | | Provincia | | Provincia | |
| Albacete | rpro1 | Alava | provz1 | Alava | rpro1 | Alava | provz1 |
| Alicante | rpro1 | Castellón | provz1 | Badajoz | rpro1 | Albacete | provz1 |
| Almeria | rpro1 | Córdoba | provz1 | Huesca | rpro1 | Avila | provz1 |
| Avila | rpro1 | Cuenca | provz1 | Jaén | rpro1 | Badajoz | provz1 |
| Badajoz | rpro1 | Guadalajara | provz1 | Murcia | rpro1 | Castellón | provz1 |
| Cáceres | rpro1 | Murcia | provz1 | Navarra | rpro1 | Córdoba | provz1 |
| Ciudad Real | rpro1 | Navarra | provz1 | Teruel | rpro1 | Huelva | provz1 |
| Córdoba | rpro1 | Orense | provz1 | Ceuta | rpro1 | Huesca | provz1 |
| Jaén | rpro1 | Las Palmas | provz1 | Albacete | rpro2 | Lugo | provz1 |
| Soria | rpro1 | Valencia | provz1 | Almeria | rpro2 | Málaga | provz1 |
| Teruel | rpro1 | Vizcaya | provz1 | Avila | rpro2 | Navarra | provz1 |
| Burgos | rpro2 | Zamora | provz1 | Burgos | rpro2 | Salamanca | provz1 |
| Cadiz | rpro2 | Albacete | provz2 | Cáceres | rpro2 | Teruel | provz1 |
| Cuenca | rpro2 | Avila | provz2 | Cadiz | rpro2 | Toledo | provz1 |
| Huesca | rpro2 | Badajoz | provz2 | Huelva | rpro2 | Vizcaya | provz1 |
| León | rpro2 | Burgos | provz2 | León | rpro2 | Zaragoza | provz1 |
| La Rioja | rpro2 | Ciudad Real | provz2 | Lérida | rpro2 | Alicante | provz2 |
| Navarra | rpro2 | Granada | provz2 | La Rioja | rpro2 | Almeria | provz2 |
| Palencia | rpro2 | Guipuzcoa | provz2 | Palencia | rpro2 | Burgos | provz2 |
| Salamanca | rpro2 | Jaén | provz2 | Salamanca | rpro2 | Cáceres | provz2 |
| Segovia | rpro2 | La Rioja | provz2 | Sevilla | rpro2 | Ciudad Real | provz2 |
| Tarragona | rpro2 | Lugo | provz2 | Toledo | rpro2 | La Coruña | provz2 |
| Toledo | rpro2 | Málaga | provz2 | Melilla | rpro2 | Cuenca | provz2 |
| Valencia | rpro2 | Salamanca | provz2 | Alicante | rpro3 | Granada | provz2 |
| Vizcaya | rpro2 | Cantabria | provz2 | Baleares | rpro3 | Guadalajara | provz2 |
| Ceuta | rpro2 | Sevilla | provz2 | Barcelona | rpro3 | Guipuzcoa | provz2 |
| Castellón | rpro3 | Soria | provz2 | Castellón | rpro3 | Jaén | provz2 |
| La Coruña | rpro3 | Teruel | provz2 | Córdoba | rpro3 | La Rioja | provz2 |
| Gerona | rpro3 | Toledo | provz2 | Cuenca | rpro3 | Murcia | provz2 |
| Granada | rpro3 | Valladolid | provz2 | Gerona | rpro3 | Palencia | provz2 |
| Guadalajara | rpro3 | Zaragoza | provz2 | Guadalajara | rpro3 | Cantabria | provz2 |
| Guipuzcoa | rpro3 | Alicante | provz3 | Guipuzcoa | rpro3 | Segovia | provz2 |
| Huelva | rpro3 | Almeria | provz3 | Lugo | rpro3 | Sevilla | provz2 |
| Lérida | rpro3 | Cáceres | provz3 | Málaga | rpro3 | Soria | provz2 |
| Lugo | rpro3 | Cadiz | provz3 | Cantabria | rpro3 | Valencia | provz2 |
| Málaga | rpro3 | La Coruña | provz3 | Segovia | rpro3 | Valladolid | provz2 |
| Orense | rpro3 | Huelva | provz3 | Soria | rpro3 | Barcelona | provz3 |
| Asturias | rpro3 | Huesca | provz3 | Tarragona | rpro3 | Cadiz | provz3 |
| Cantabria | rpro3 | Madrid | provz3 | Valencia | rpro3 | Gerona | provz3 |
| Sevilla | rpro3 | Asturias | provz3 | Valladolid | rpro3 | León | provz3 |
| Valladolid | rpro3 | Palencia | provz3 | Vizcaya | rpro3 | Lérida | provz3 |
| Zamora | rpro3 | Pontevedra | provz3 | Zamora | rpro3 | Madrid | provz3 |
| Zaragoza | rpro3 | Santa Cruz Tenerife | provz3 | Zaragoza | rpro3 | Orense | provz3 |
| Melilla | rpro3 | Segovia | provz3 | Ciudad Real | rpro4 | Asturias | provz3 |
| Alava | rpro4 | Baleares | provz4 | La Coruña | rpro4 | Pontevedra | provz3 |
| Baleares | rpro4 | Barcelona | provz4 | Granada | rpro4 | Santa Cruz Tenerife | provz3 |
| Barcelona | rpro4 | Gerona | provz4 | Madrid | rpro4 | Tarragona | provz3 |
| Madrid | rpro4 | León | provz4 | Orense | rpro4 | Zamora | provz3 |
| Murcia | rpro4 | Lérida | provz4 | Asturias | rpro4 | Ceuta | provz4 |
| Las Palmas | rpro4 | Tarragona | provz4 | Las Palmas | rpro4 | Baleares | provz4 |
| Pontevedra | rpro4 | Ceuta | provz4 | Pontevedra | rpro4 | Las Palmas | provz4 |
| Santa Cruz Tenerife | rpro4 | Melilla | provz4 | Santa Cruz Tenerife | rpro4 | Melilla | provz4 |
| Efecto cruzado' (municipio, provincia) | | | | Efecto cruzado' (municipio, provincia) | | | |
| rtmun1, rpro1 | rloc1 | | | rtmun1, rpro1 | rloc1 | | |
| rtmun1, rpro2 | rloc2 | | | rtmun2, rpro1 | rloc1 | | |
| rtmun2, rpro1 | rloc2 | | | rtmun2, rpro2 | rloc2 | | |
| rtmun2, rpro2 | rloc2 | | | rtmun1, rpro2 | rloc2 | | |
| rtmun1, rpro3 | rloc3 | | | rtmun3, rpro1 | rloc2 | | |
| rtmun2, rpro3 | rloc3 | | | rtmun1, rpro3 | rloc2 | | |
| rtmun1, rpro4 | rloc4 | | | rtmun3, rpro2 | rloc3 | | |
| rtmun3, rpro1 | rloc5 | | | rtmun3, rpro3 | rloc3 | | |
| rtmun3, rpro2 | rloc5 | | | rtmun2, rpro3 | rloc3 | | |
| rtmun4, rpro2 | rloc5 | | | rtmun2, rpro4 | rloc3 | | |
| rtmun2, rpro4 | rloc6 | | | rtmun1, rpro4 | rloc3 | | |
| rtmun3, rpro3 | rloc7 | | | rtmun4, rpro2 | rloc4 | | |
| rtmun4, rpro3 | rloc7 | | | rtmun4, rpro3 | rloc4 | | |
| rtmun3, rpro4 | rloc8 | | | rtmun4, rpro4 | rloc4 | | |
| rtmun4, rpro4 | rloc9 | | | rtmun3, rpro4 | rloc5 | | |