

UN ANALISIS EMPIRICO DE LA TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ANDALUCIA*

Manuel JAEN y Agustín MOLINA
Universidad de Almería

El presente trabajo estudia tres aspectos importantes de la economía de la vivienda. En primer lugar, conocer la incidencia del tipo de tenencia de vivienda sobre el gasto realizado. En segundo lugar, averiguar la magnitud, si no cuantitativa, al menos cualitativa de los parámetros que determinan la demanda de vivienda en nuestro país. Por último, realizar un experimento de simulación en el que se pueda poner de manifiesto cuál es la influencia de las disposiciones fiscales vigentes en 1981 sobre la cantidad demandada de vivienda.

1. Introducción

Una aproximación al conocimiento de los condicionantes de la elección de tenencia de vivienda así como de los parámetros que determinan el gasto realizado en ella puede proporcionar una base para determinadas actuaciones de política económica. En este sentido, el propósito de este trabajo es analizar la demanda de servicios de vivienda en Andalucía. A tal fin hemos utilizado una muestra procedente de la Encuesta de Presupuestos familiares (EPF) de 1981, que comprende los gastos en vivienda de familias que, o bien son propietarias o bien son arrendatarias de la vivienda que ocupan.

Se plantea un modelo que pretende determinar conjuntamente las decisiones de comprar o no una vivienda y de cuánto gastar en ello, en caso afirmativo. Si sólo se tiene en cuenta el gasto realizado en la vivienda sin considerar la forma de tenencia, una estimación por mínimos cuadrados ordinarios proporcionará estimadores sesgados, en el caso en que exista simultaneidad entre las decisiones de tenencia y gasto. Sólo en ausencia de simultaneidad los estimadores mínimo cuadráticos serán válidos. Ausencia que, naturalmente, es necesario contrastar.

Se pueden resumir, pues, los objetivos de este trabajo en:

1. Analizar la determinación conjunta de si comprar o no la vivienda y cuánto gastar.

* Los autores agradecen a dos evaluadores anónimos y al director de la revista Rafael Repullo sus sugerencias que han sido de gran utilidad en la revisión del trabajo. Los errores, obviamente, sólo son imputables a los mismos.

2. Conocer cuáles son los parámetros, elasticidades precio y renta, de la demanda de vivienda en Andalucía y, por extensión, en España.
3. Conocer cuál es el exceso de gravamen, en este caso subsidio, resultante del actual régimen fiscal.
4. Analizar a través de un experimento de simulación los cambios que se producirían en el gasto en vivienda si cambiase las actuales leyes impositivas.

2. Fundamentos teóricos

Se ha adoptado el modelo desarrollado por Lee y Trost (1978) y perfeccionado por Olsen (1980).

Para la familia j especificamos el modelo como sigue:

$$Q_{0j} = X_{0j}\beta_0 + \varepsilon_{0j} \quad [1]$$

$$Q_{Rj} = X_{Rj}\beta_R + \varepsilon_{Rj} \quad [2]$$

$$I_j^* = \zeta_j\alpha - \varepsilon_j \quad [3]$$

dónde Q_{0j} (Q_{Rj}) es la cantidad de servicios consumidos si la familia es un comprador (inquilino), I_j^* es un indicador inobservable que determina la elección de tenencia y X_{0j} , X_{Rj} y ζ_j son variables independientes en las tres ecuaciones. Puesto que existe separación muestral entre propietarios y arrendatarios de viviendas sólo se observará Q_{0j} (o Q_{Rj}) en un lugar y en un momento en el tiempo. El que la familia compre o alquile y, por tanto, qué relación se observará está determinado por I_j^* .

$$Q_j = Q_{0j} \text{ si y sólo si } I_j^* > 0^1 \quad [4]$$

$$Q_j = Q_{Rj} \text{ en otro caso} \quad [5]$$

En el análisis tradicional de demanda de servicios de vivienda, se ignora la elección de tenencia y propietarios e inquilinos son tratados separadamente, a menudo con especificaciones diferentes de las variables independientes. Sin embargo, a menos que ε_{0j} , ε_{Rj} sean independientes de ε_j , el procedimiento de estimación habitual por mínimos cuadrados produce estimadores sesgados de los parámetros, pues $E(\varepsilon_{0j} | \zeta_j\alpha > \varepsilon_j) \neq 0$, $E(\varepsilon_{Rj} | \zeta_j\alpha < \varepsilon_j) \neq 0$.

Si notamos la separación muestral por una variable dicotómica I_j , es decir

$$I_j = 1 \text{ si } \zeta_j\alpha > \varepsilon_j$$

$$I_j = 0 \text{ en otro caso,}$$

¹ $I_j^* > 0$ implica que el individuo espera obtener mayor utilidad al comprar que al alquilar su vivienda.

y suponemos que ε_j está normalmente distribuida, la relación es, de hecho, el siguiente modelo *probit*:

$$I_j^* = \mathcal{Z}_j \alpha - \varepsilon_j$$

con $I_j = 1$ si y sólo si $I_j^* > 0$; $I_j = 0$ en otro caso.

Suponemos que ε_{0j} , ε_{Rj} y ε_j siguen una distribución normal trivariante con media cero y una matriz de covarianzas no singular común para las distintas observaciones².

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_0^2 & \sigma_{0R} & \sigma_{0\varepsilon} \\ \sigma_{R0} & \sigma_R^2 & \sigma_{R\varepsilon} \\ \sigma_{\varepsilon 0} & \sigma_{\varepsilon R} & 1 \end{bmatrix} \quad [6]$$

Con lo que hemos supuesto, como se observa en la matriz, $\sigma_\varepsilon^2 = 1$.

Es fácil demostrar que

$$E(\varepsilon_{0j} | I_j = 1) = E(\varepsilon_{0j} | I_j^* > 0) = E(\varepsilon_{0j} | \mathcal{Z}_j \alpha > \varepsilon_j) = \sigma_{0\varepsilon} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha) \quad [7]$$

donde f y F son, respectivamente, las funciones de densidad y de distribución de la $\mathcal{N}(0,1)$.

$$E(\varepsilon_{0j}^2 | I_j = 1) = \sigma_0^2 - \sigma_{0\varepsilon}^2 [f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha) \{ \mathcal{Z}_j \alpha + f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha) \}] \quad [8]$$

$$E(\varepsilon_{Rj} | I_j = 0) = E(\varepsilon_{Rj} | I_j^* < 0) = E(\varepsilon_{Rj} | \mathcal{Z}_j \alpha < \varepsilon_j) = \sigma_{R\varepsilon} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / 1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha) \quad [9]$$

$$E(\varepsilon_{Rj}^2 | I_j = 0) = \sigma_R^2 + \sigma_{R\varepsilon} [f(\mathcal{Z}_j \alpha) / 1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha) \{ \mathcal{Z}_j \alpha + f(\mathcal{Z}_j \alpha) / 1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha) \}] \quad [10]^3$$

De aquí obtenemos:

$$E(Q_{0j} | I_j = 1) = E(Q_{0j} | \mathcal{Z}_j \alpha > \varepsilon_j) = X_{0j} \beta_0 - \sigma_{0\varepsilon} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha) \quad [11]$$

$$E(Q_{Rj} | I_j = 0) = E(Q_{Rj} | \mathcal{Z}_j \alpha < \varepsilon_j) = X_{Rj} \beta_R + \sigma_{R\varepsilon} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / 1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha) \quad [12]$$

Y, en consecuencia, especificamos las ecuaciones de demanda en la forma:

$$Q_{0j} = X_{0j} \beta_0 - \sigma_{0\varepsilon} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha) + \eta_{0j} \quad [13]$$

$$Q_{Rj} = X_{Rj} \beta_R + \sigma_{R\varepsilon} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / 1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha) + \eta_{Rj} \quad [14]$$

² Olsen (1980) relaja esta suposición considerando únicamente a ε_j distribuida $\mathcal{N}(0,1)$ y suponiendo que las esperanzas condicionadas de los términos de error en las ecuaciones de demanda son funciones lineales de los términos de error en la ecuación de elección de tenencia. Es decir $E(\varepsilon_{0j} | \varepsilon_j) = \rho(\varepsilon_j) \sigma_0 / \sigma_\varepsilon$, donde ρ es el coeficiente de correlación lineal entre ambas variables y σ_0 y σ_ε son, respectivamente las desviaciones standard de ε_{0j} y ε_j . Los resultados que obtiene son iguales a los nuestros.

³ La demostración puede verse en el apéndice.

con

$$E(\eta_{0j} | I_j = 1) = 0 \quad [15]$$

$$E(\eta_{Rj} | I_j = 0) = 0 \quad [16]$$

Con estas dos ecuaciones podemos aplicar el procedimiento de estimación en dos etapas. En la primera necesitamos estimar un modelo *probit* donde

$$pr(I_j = 1) = F(\mathcal{Z}_j \alpha) + U_j \quad [17]$$

con U_j término de error, para obtener estimadores consistentes $\hat{\alpha}$ de α . Puesto que la función *probit* es cóncava, los estimadores máximo verosímiles se obtienen fácilmente.

En la segunda etapa sustituimos $\hat{\alpha}$ en las dos ecuaciones no lineales:

$$Q_{0j} = X_{0j} \beta_0 - \sigma_{0e} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha) + \eta_{0j} \quad [18]$$

$$Q_{Rj} = X_{Rj} \beta_R + \sigma_{Re} f(\mathcal{Z}_j \alpha) / 1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha) + \eta_{Rj} \quad [19]$$

Con las observaciones muestrales para vivienda en propiedad podemos estimar β_0 y σ_{0e} . Análogamente, podemos estimar β_R y σ_{Re} con las observaciones muestrales para vivienda en alquiler. Los estimadores obtenidos son consistentes [ver Lee y Trost (1978) pp. 377 y siguientes].

3. El modelo empírico y su estimación

Para realizar la estimación del modelo expuesto en el apartado anterior, es necesario especificar tanto la forma funcional de la ecuación de elección de tenencia como la de las ecuaciones de demanda.

Los diversos autores que han estudiado este análisis conjunto⁴ [Lee y Trost (1978), Rosen (1979), Gillingham y Hageman (1983) y Horioka (1988)] han especificado ambas ecuaciones en forma logarítmico lineal o translogarítmica incluyendo como variables exógenas en la ecuación de elección de tenencia la renta, los índices de precios de propiedad y alquiler y diversas variables demográficas; mientras que en las ecuaciones de demanda las variables exógenas son la renta, el índice de precios de alquiler o propiedad según fuese la ecuación de demanda estudiada y diversas variables demográficas.

En consecuencia parece adecuado escribir la ecuación de elección de tenencia en la forma:

$$I_j^* = \Phi_0 + \Phi_1 \ln Y_j + \Phi_2 \ln(P_{0j}/P_{xj}) + \Phi_3 \ln(P_{Rj}/P_{xj}) + \sum \Phi_{3+i} \mathcal{Z}_{ij} + \varepsilon_j \quad [20]$$

⁴ Todos ellos hablan de la determinación simultánea de si comprar o no y cuánto gastar, aunque King (1980) y Henderson e Ioannides (1986) argumentan que para que exista esa simultaneidad, ambas decisiones, discreta y continua, deben ser derivadas de la misma ordenación de preferencias, lo que implica restricciones en los parámetros y en la forma funcional de las ecuaciones.

dónde Y_j es la renta, P_{0j}/P_{xj} es el índice, relativo, de precios de vivienda en propiedad⁵, P_{Rj}/P_{xj} es el índice, relativo, de precios de vivienda en alquiler⁶ y Z_{ij} es un conjunto de variables demográficas que serán definidas posteriormente. El término de perturbación, ε_j , se supone normalmente distribuido con media cero y varianza uno.

Para las ecuaciones de demanda hemos adoptado la misma forma logarítmico-lineal con lo que tenemos:

$$\ln Q_{0j} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_j + \beta_2 \ln(P_{0j}/P_{xj}) + \sum \beta_{2+i} Z_{ij} + \varepsilon_{0j} \quad [21]$$

$$\ln Q_{Rj} = \beta'_0 + \beta'_1 \ln Y_j + \beta'_2 \ln(P_{Rj}/P_{xj}) + \sum \beta'_{2+i} Z_{ij} + \varepsilon_{Rj} \quad [22]$$

dónde la variable endógena Q_{0j} (Q_{Rj}) mide la cantidad demandada de servicios de vivienda.

Como se ha mencionado anteriormente, suponemos que ε_{0j} , ε_{Rj} y ε_j siguen una distribución normal trivariante con media cero y la matriz de covarianzas [6] o, alternativamente, y como un supuesto menos restrictivo, que ε_j sigue una $N(0,1)$ y que las esperanzas condicionadas de los términos de error en las ecuaciones de demanda, ε_{0j} y ε_{Rj} , dada la ecuación de elección de tenencia, son funciones lineales de los términos de error en dicha ecuación de elección de tenencia, es decir $E(\varepsilon_{0j}/\varepsilon_j) = \rho\varepsilon_j\sigma_0/\sigma_\varepsilon$ ⁷.

La estimación la realizamos por el procedimiento bietápico ya considerado. En la primera etapa estimamos la ecuación de elección. Los parámetros estimados son utilizados para construir estimadores de la variable $\Lambda_0 = f(\hat{I}_j^*)/F(\hat{I}_j^*)$ donde $f(\cdot)$ y $F(\cdot)$ son, respectivamente, las funciones de densidad y de distribución de la $N(0,1)$ e \hat{I}_j^* es el valor estimado en la ecuación de elección de tenencia. Alternativamente, para la ecuación de demanda de vivienda en alquiler la variable a añadir sería $\Lambda_R = -f(\hat{I}_j^*)/1-F(\hat{I}_j^*)$ ⁸. Como ha puesto de manifiesto Olsen (1980), dada la ecuación *probit* y la linealidad de las esperanzas condicionadas de ε_{0j} y ε_{Rj} dada ε_j , estas variables son iguales a los errores esperados en la ecuación *probit* y, por tanto, proporcionales a los errores esperados en las ecuaciones de demanda de propiedad y alquiler cuando estas ecuaciones se estiman en las submuestras de propiedad y alquiler. Incluyendo estas variables en la ecuación de demanda, podemos explicar el impacto de la correlación entre los errores

⁵ Siendo P_{0j} el índice de precios de vivienda en propiedad, calculado como se especifica en el apartado 4, y P_{xj} el índice de precios al consumo.

⁶ Análogamente al anterior P_{Rj} es el índice de precios de alquiler.

⁷ Este último supuesto no se puede adoptar en el caso de una estimación por el método de máxima verosimilitud, que está basado en la suposición de una distribución trivariante específica para los errores de las tres ecuaciones del modelo. En consecuencia, el procedimiento en dos etapas que hemos estudiado y vamos a aplicar en la estimación está basado en un conjunto menos restrictivo de suposiciones que el de máxima verosimilitud.

⁸ El cambio de signo con respecto a los valores del modelo teórico es debido al programa econométrico utilizado.

en las ecuaciones de demanda y el error en la ecuación de elección de tenencia. En la segunda etapa, en consecuencia, estimamos las ecuaciones de demanda de propiedad y alquiler, añadiendo, respectivamente, Λ_0 y Λ_R a cada una de ellas. Como hemos visto en el apartado dos, al realizar la estimación de estas ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios, los estimadores obtenidos son insesgados y consistentes. Además podemos usar un t-test sobre los coeficientes de Λ_0 y Λ_R , que son las respectivas covarianzas, cambiadas de signo, entre los términos de error, para probar si hay correlación estadísticamente significativa entre los errores en las dos etapas.

4. Datos y definición de variables

Los datos han sido extraídos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1981. Nuestra muestra consiste en 3997 familias de todas las provincias andaluzas obtenidas considerando las 4231 familias encuestadas y eliminando aquellas con forma de tenencia distinta al alquiler o la propiedad, es decir, aquellas formas de ocupación de viviendas cedidas gratuitamente por razón del trabajo o por instituciones públicas o privadas y cualquier otra forma de tenencia.

Dicha encuesta incluye como datos los gastos de la vivienda, en el año en curso, sea en propiedad o alquiler incluyendo en ellos el alquiler mensual bruto en vivienda semejante en el primer caso y el alquiler mensual en el segundo caso. Asimismo, el apartado de viviendas en propiedad incluye el coste total de la vivienda pagada al contado y el año de su adquisición.

Tanto para viviendas en propiedad como en alquiler se dispone de los ingresos totales del hogar, así como el sexo, edad y nivel de educación del cabeza de familia.

Las variables utilizadas las hemos definido de la siguiente forma:

1. Q_{oj} , cantidad de servicios de vivienda para propietarios ocupantes. En los diversos estudios realizados existe poco consenso acerca de qué concepto debe utilizarse. Algunos autores hablan genéricamente de valor de la vivienda sin especificar qué se quiere significar exactamente con ello [Rosen (1979)]. La opción más utilizada es la que considera el coste de uso de la vivienda. Se han hecho algunas aproximaciones a este concepto. Por ejemplo, Maisel y otros (1971) definen el gasto de vivienda como el pago del préstamo hipotecario (principal más intereses), mantenimiento y reparaciones, gastos generales de la vivienda e impuestos sobre la propiedad. Polinsky y Elwood (1979) definen el gasto en vivienda como el producto de la cantidad de servicios de vivienda consumidos por el índice de precios de los servicios de vivienda (que varía con cada observación), aunque a efectos prácticos utilizan el coste de la vivienda como gasto en la misma. Carliner (1973) usa el valor de la casa deflactado por el índice de precios. Horioka (1988) la define como el cociente entre el valor actual de mercado de cada vivienda y el precio unitario de vivienda ocupada por su

propietario. Gillingham y Hageman (1983) utilizan como estimador del coste de uso el alquiler estimado en el mercado por el propietario de la vivienda. La EPF (1983) ofrece datos con respecto al coste de la vivienda y el año en que se compró, así como sobre los gastos anuales en vivienda. En el primer caso no se especifica a qué corresponde el coste de la vivienda, con lo que se puede suponer que es el pago total realizado en el momento de la compra. La heterogeneidad del dato hace necesario renunciar a su utilización; por ello consideramos como variable los gastos anuales en vivienda en los cuales se incluyen tanto pagos de intereses y amortizaciones de préstamos como alquileres imputados y demás gastos en servicios de vivienda.

Q_{Rjt} , cantidad de servicios de vivienda para inquilinos. Se mide, al igual que la anterior, por el total de gastos anuales en vivienda de dichos arrendatarios, que incluyen el alquiler pagado anualmente.

2. Y_j , la renta, es la segunda variable a considerar. Debido a los costes de construcción y la larga duración de la vivienda, los gastos de vivienda representan una gran fracción de la renta y es muy costoso para muchas familias cambiar la configuración de los servicios de vivienda recibidos (modificando la unidad actual de vivienda o buscando y moviéndose a otra unidad). Así, el concepto apropiado de renta es bastante menos claro que en el estudio de muchos productos. La larga duración de la vivienda y los altos costes de transacción implican que la noción relevante de renta para analizar la elección del consumidor es una renta a largo plazo o «normal», en oposición a la renta anual. Esto hace que la mayoría de los estudios realizados utilicen la renta permanente⁹.

En nuestro caso, y debido a los datos disponibles, hemos utilizado como aproximación la renta disponible, definida como suma de la renta bruta menos los impuestos más las transferencias y el alquiler imputado neto.

Una cuestión importante es el conocimiento del grado en que los estimadores de las elasticidades es probable que estén sesgados como resultado de usar renta actual en vez de renta permanente. Las elasticidades de renta actual estarán sesgadas hacia abajo en proporción al ratio de varianzas de renta permanente a renta actual. Así, si una ecuación de demanda es estimada usando renta actual, el límite en probabilidad de la elasticidad de renta estimada, $\hat{\mu}_y$, estará relacionada con la elasticidad verdadera de la renta permanente μ_y por

$$\text{plim } \hat{\mu}_y = \mu_y C_y$$

dónde C_y es el ratio de la varianza de la renta permanente a la actual:

$$C_y = \sigma_{y^p}^2 / \sigma_y^2 = \sigma_{y^p}^2 / \sigma_{y^p}^2 + \sigma_{y^t}^2 \quad [23]$$

dónde la renta permanente, Y_p , y la transitoria, Y_t , no están correlaciona-

⁹ La renta permanente se calcula, habitualmente, como un promedio, ponderado o no, de las rentas familiares de los últimos cuatro años.

das, con lo que la varianza de la renta actual, Y , es igual a la suma de las varianzas de la renta permanente y transitoria. Está claro que, si la varianza de la renta transitoria es pequeña en relación a la de la renta permanente, el sesgo del estimador de la elasticidad de la renta actual será pequeño.

3. P_{0j} y P_{Rj} , la tercera variable a considerar es el precio de la vivienda. En el mercado de vivienda los precios no son nunca directamente observables. Las transacciones de mercado producen alquileres mensuales para flujos de servicio de vivienda o valores de mercado para stocks de capital vivienda. Ninguno de ellos es un precio. Se expresan en unidades de precio por cantidad.

El problema se resuelve habitualmente utilizando índices de precios de vivienda que pueden servir como una aproximación al verdadero indicador del precio de la vivienda. En nuestro caso le hemos dado la siguiente solución:

El precio relativo de viviendas de alquiler, P_{Rj}/P_{xj} , se calcula tomando el índice de precios de viviendas de alquiler (P_{Rj}) para la provincia a la que pertenece la vivienda que estemos considerando y dividiéndolo por el índice de precios de consumo (P_{xj}). De esta forma, para cada provincia, el precio de los servicios de vivienda es invariante entre individuos y niveles de consumo de vivienda.

Para propietarios ocupantes de su vivienda, la suposición anterior no es válida. El coste neto de los servicios de vivienda para ellos es una función del gasto imputado y de su renta gravable. Puesto que el tipo impositivo marginal varía con la renta gravable, el precio marginal de los servicios de vivienda no es constante. Usaremos un índice del precio marginal como variable precio, obtenido a partir del índice de precios de vivienda para arrendatarios en la siguiente forma:

$$P_{0j} = P_R(1 - t_j \delta) \quad [24]$$

donde P_R es el índice de precios de alquiler correspondiente a la provincia considerada, t_j es el tipo marginal del impuesto sobre la renta correspondiente al individuo j , (este tipo ha sido calculado teniendo en cuenta que en España, además de los intereses, es deducible el 15 % del capital invertido cada año en vivienda)¹⁰, δ es el porcentaje de cada peseta gastada en servicios de vivienda que es deducible.

δ se calcula mediante la relación

$$\delta = \frac{(r-1)V}{(r-1)V + D + M} \quad [25]$$

¹⁰ La renta considerada ha sido la renta familiar. A esta cantidad se le han deducido los intereses pagados por la compra de la vivienda y el 15% del capital invertido en dicha compra con lo que se ha obtenido una base sobre la que se ha calculado el tipo correspondiente según las tablas del IRPF de 1981. Téngase en cuenta que en el año 1981, según la legislación del IRPF, las declaraciones obligatoriamente debían realizarse de manera conjunta por todos los componentes de la unidad familiar.

donde V es el valor de la casa, D el gasto en depreciación y M el gasto en mantenimiento.

La deducción de esta ecuación se realiza teniendo en cuenta el especial tratamiento impositivo que reciben los propietarios de viviendas.

Si los propietarios estuviesen gravados como otros inversores se consideraría como ingreso la renta bruta o alquiler bruto imputado de su vivienda. Y, al igual que a otros inversores, les estarían permitidas deducciones para mantenimiento, depreciación, intereses e impuestos sobre la propiedad como gastos en los que se ha incurrido para obtener esa renta. La diferencia entre la renta bruta imputada y estos gastos, la renta neta, sería incluida en la renta gravable si la vivienda ocupada por su propietario fuese tratada como otras inversiones.

Sin embargo, los propietarios ocupantes de su vivienda no incluyen el alquiler imputado bruto en su renta gravable, aunque sí le están permitidas deducciones por intereses hipotecarios. De esta forma cuanto mayor sea el tipo impositivo marginal mayor será el ahorro impositivo asociado con esta reducción en la renta gravable.

Si denominamos NI = alquiler neto imputado, GI = alquiler bruto, MI = intereses hipotecarios y, al igual que anteriormente, M = mantenimiento y D = depreciación, entonces

$$NI = GI - M - D - MI \quad [26]$$

Si el tipo impositivo marginal del propietario ocupante es t , con una base extensiva (en el sentido Haig-Simons), el pago impositivo del alquiler imputado neto sería $t(NI)$. Sin embargo, bajo el régimen impositivo en el período que estudiamos, el individuo «paga» en impuestos¹¹

$$-t_j(MI) + (1\%V)t_j = (1\%V - MI)t_j \quad [27]$$

donde V es el valor de la casa.

Con ello el ahorro impositivo del propietario ocupante es

$$t_j(NI + MI) - (1\%V)t_j = t_j(NI + MI - 0,01V) \quad [28]$$

En consecuencia, y suponiendo que la tasa de rendimiento del capital del individuo, r , y el tipo hipotecario son iguales, la proporción del coste de la vivienda que no está gravada puede escribirse como

$$\delta = \frac{(r-1)V}{(r-1)V + D + M} \quad [29]$$

¹¹ Se considera como ingreso a efectos fiscales el 2% del valor de la vivienda considerado como base en la Contribución Territorial Urbana, actualmente Impuesto sobre Bienes Inmuebles; esta base supone aproximadamente un 50% del valor de la vivienda.

Alternativamente, el subsidio implícito aminora el precio de 1 peseta de servicios de vivienda a $(1 - t_j\delta)$ pesetas.

Siguiendo las hipótesis de Laidler (1969), Aaron (1972) y White y White (1977) tomamos la depreciación y el mantenimiento, respectivamente, como 2,25% y 1,25% del valor de la casa. El tipo de interés considerado es el 14%, calculado utilizando los tipos de interés hipotecarios en 1981 para viviendas libres y de protección oficial.

En consecuencia

$$\delta = \frac{0,13 V}{(0,13 + 0,0225 + 0,0125) V} = 0,78$$

Para calcular P_{Rj} y P_{xj} hemos considerado los índices de precios al consumo proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Desgraciadamente, no existían estadísticas de índices de precios de vivienda desglosados por provincias en 1981, pero sí a partir de 1985. Por ello se ha realizado una regresión considerando como variable independiente los valores del índice de precios al consumo (IPC) de las distintas provincias y como variable dependiente los valores del índice de precios de vivienda (IPCV) desde 1985 en adelante. A partir de los resultados de la regresión se ha realizado una predicción del valor del IPCV. Los resultados obtenidos se muestran en el apéndice dos.

Estos índices de precios de vivienda incluyen como componentes los gastos de suministros para vivienda, los costes de los alquileres reales y los costes de la vivienda para viviendas en propiedad.

No existe ningún desglose, pero previsiblemente este índice está muy correlacionado con los precios de vivienda de alquiler y, por otra parte, se utiliza por los organismos públicos para fijar los precios de los alquileres. Por ello los hemos utilizado como índices de precios de alquiler, es decir P_{Rj} . El divisor en el precio relativo P_{xj} es, simplemente, el índice de precios al consumo correspondiente a la provincia que consideremos. A partir de estos valores calculamos P_{0j} tal como hemos visto anteriormente.

4. Variables demográficas. Las variables demográficas utilizadas han sido:

- Edad del cabeza de familia considerando tres variables dicotómicas: hasta los 25 años, entre los 25 y los 50 y más de 50.
- Sexo del cabeza de familia.
- Nivel de educación del cabeza de familia con tres variables dicotómicas: estudios de nivel primario o sin estudios, estudios de nivel secundario y estudios universitarios.

Otras variables tales como el número de hijos o la raza del cabeza de familia no han sido utilizadas porque no constan en la EPF de 1981.

La variable edad explica la posibilidad de que la demanda de vivienda varíe con los distintos estadios a lo largo del ciclo vital. Dicho de otra forma, es de esperar que personas jóvenes o en los últimos años de su vida demanden menos vivienda que personas en edad madura y con los hijos viviendo en el hogar familiar.

El sexo y el nivel de educación explicarán la influencia de estas variables en la elección de vivienda o de otros bienes.

5. Resultados de la estimación

Se ha realizado la estimación utilizando el programa LIMDEP del profesor W. Greene de la Universidad de Harvard.

Se han considerado dos etapas. En la primera, como se ha comentado a lo largo del trabajo, realizamos la estimación del modelo de elección de tenencia. Los resultados se presentan en el Cuadro 1

CUADRO 1
Estimación del modelo de elección de tenencia

Variable	Coefficiente	Error estándar	t-ratio (Nivel de sign.)	Media de X	Desv. estand. de X
$\log Y_j$	0.746406E-01	0.418316E-01	1.784(0.07437)	12.801	0.68211
$\log P_{0j}/P_{xj}$	4.53842	3.66023	1.240(0.21500)	-0.17137	0.10050
$\log P_{Rj}/P_{xj}$	-4.77833	3.66183	-1.305(0.19193)	-0.35581E-01	0.99536E-01
W_j	0.224779	0.598347E-01	3.757(0.00017)	0.85839	0.35929
T_{j1}	-0.583956E-01	0.211637	-0.276(0.78261)	0.27346	0.44579
T_{j2}	0.125797	0.208428	0.604(0.54614)	0.53515	0.49883
T_{j3}	0.993891E-01	0.208373	0.477(0.63338)	0.18414	0.38765
Z_{j1}	0.253030	0.603102E-01	4.195(0.00003)	0.50138	0.50006
Z_{j2}	0.473350E-01	0.635344E-01	0.745(0.45625)	0.33100	0.47063
Z_{j3}	0.598991E-01	0.752548E-01	-0.796(0.42606)	0.94071E-01	0.29196

Las variables utilizadas son: Y_j , renta familiar; W_j , sexo del cabeza de familia; P_{0j}/P_{xj} , índice de precio relativo de vivienda en propiedad; P_{Rj}/P_{xj} , índice de precio relativo de vivienda en alquiler; T_{ji} y Z_{ji} , edad y nivel de educación del cabeza de familia.

Los valores de los coeficientes de las variables indican únicamente cómo el valor estimado del índice \hat{I} cambia cuando las variables asociadas cambian, no cómo varía la probabilidad esperada de propiedad. Sin embargo, los coeficientes muestran las direcciones en las cuales las variables del lado

derecho mueven la probabilidad esperada de propiedad, porque ésta última $F(\hat{I})$, es una función estrictamente creciente.

Los resultados indican que el nivel de renta tiene un impacto positivo, aunque pequeño, en la probabilidad de comprar. Como ha señalado Rosen (1979), este coeficiente positivo para la variable renta puede aparecer porque: a) las características asociadas con la vivienda ocupada por su propietario son normales; b) la aversión al riesgo disminuye con la renta; y c) las imperfecciones en el mercado de capitales hacen más difícil financiar la compra para familias con renta baja por lo que éstas alquilan en vez de comprar. Este último punto ha sido también destacado por Lee y Trost (1978)¹².

Los coeficientes de las variables precio son de signo contrario y prácticamente de la misma magnitud. El coeficiente correspondiente al índice de precios de propiedad es positivo y negativo el de alquiler lo que indicaría que la probabilidad de comprar aumenta con el precio. En consecuencia, el signo de ambos coeficientes es el contrario al esperado. Hay que indicar, sin embargo, que ambos son no significativos¹³.

En cuanto a las variables demográficas, la probabilidad de comprar sube con la edad del cabeza de familia, al principio, y posteriormente disminuye, lo que sugiere que la probabilidad de comprar es mayor en edades intermedias; en el caso del nivel de educación la probabilidad de compra es decreciente; por último, en cuanto al sexo, vemos que si el cabeza de familia es hombre la probabilidad de compra es mayor, *ceteris paribus*, que si es mujer.

La estimación de la ecuación de demanda de vivienda en propiedad la hemos realizado añadiendo la variable $\Lambda_0 = f(\hat{I}^*) / F(\hat{I}^*)$, cuyo coeficiente es el valor (con signo cambiado) de la covarianza entre los términos de error de la ecuación de tenencia y la de demanda en propiedad.

Para la estimación de la ecuación de demanda de vivienda en alquiler la variable añadida es $\Lambda_R = -f(\hat{I}^*) / 1 - F(\hat{I}^*)$.

Los resultados obtenidos para la demanda en propiedad se muestran en el Cuadro 2.

Puede observarse que el coeficiente de la variable Λ_0 es significativamente distinto de cero. Puesto que este coeficiente es un estimador (con signo contrario) de la covarianza entre los términos de error en la ecuación de elección y la de demanda, podemos decir que existe correlación entre ambos errores, con lo cual la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de esta última proporcionaría estimadores sesgados e inconsistentes.

¹² King (1980) y Henderson e Ioannides (1986) han introducido las restricciones debidas a las imperfecciones en el mercado de capitales en sus respectivos modelos.

¹³ Hay que tener en cuenta, además, la forma en que se han construido dichas variables pues, como se ha indicado anteriormente, para el año objeto de estudio no se disponía de los valores del índice de precios de vivienda.

CUADRO 2
Estimación de la ecuación de demanda en propiedad

Variable	Coficiente	Error estándar	t-ratio (Nivel de sign.)	Media de X	Desv. estand. de X
$\log Y_j$	0.620247	0.312737E-01	19.833(0.00000)	12.809	0.67874
$\log P_{0j}/P_{vj}$	-0.971411	0.138898	-6.994(0.00000)	-0.17441	0.10448
W_j	-0.745985E-01	0.437204E-01	-1.706(0.08404)	0.87236	0.33374
T_{j1}	0.504650E-01	0.161406	0.313(0.74945)	0.25770	0.43744
T_{j2}	0.679956E-01	0.160061	0.425(0.67408)	0.55067	0.49751
T_{j3}	0.431818E-01	0.162134	0.266(0.77989)	0.18540	0.38869
Z_{j1}	-0.349367	0.412619E-01	-8.467(0.00000)	0.52404	0.49951
Z_{j2}	-0.120327	0.437666E-01	-2.749(0.00602)	0.31892	0.46614
Z_{j3}	0.534491E-01	0.494293E-01	1.081(0.27940)	0.92356E-01	0.28958
Λ_0	1.62100	0.382584	4.238(0.00005)	1.1731	0.24914E-01

Los valores de los coeficientes de las variables renta y precios, que debido a la forma de la ecuación son las respectivas elasticidades son, respectivamente, 0,620247 y $-0,971441$; ambos coeficientes son significativamente distintos de cero, siendo su signo y magnitud análogos a los encontrados en estudios realizados en otros países (USA, Canadá, Japón, Gran Bretaña).

Como hemos indicado anteriormente, y demostrado Carliner (1973), la utilización de la renta disponible como una aproximación de la renta permanente produce un sesgo hacia abajo en la estimación de la elasticidad de la demanda, con lo que el valor de dicha elasticidad estará muy próxima a uno.

En consecuencia, el gasto en vivienda, para la tenencia en propiedad, es inelástico tanto para la renta como para el precio pero con valores muy próximos a la unidad.

La variable sexo tiene un coeficiente muy pequeño, aunque significativo. Este valor indica que aunque el sexo influya en la forma de tenencia no lo hace, o lo hace muy poco, en el gasto, dada la forma de tenencia en propiedad.

Las variables de edad con coeficientes muy pequeños y no significativamente distintos de cero nos permiten afirmar que la edad tiene una influencia nula en el gasto en vivienda.

En cuanto al nivel de educación, se observa que aumenta el gasto en vivienda en el mismo sentido que el nivel de educación. Esta variable se espera que esté correlacionada en sentido positivo con el nivel de renta, por lo que el resultado obtenido parece lógico.

En cuanto al gasto en vivienda en el caso de alquiler obtenemos el resultado en la estimación que se muestra en el Cuadro 3.

CUADRO 3
Estimación de la ecuación de demanda en alquiler

Variable	Coficiente	Error estándar	t-ratio (Nivel de sign.)	Media de X	Desv. estand. de X
Y_j	0.676383	0.434757E-01	15.558(0.00000)	12.776	0.68245
$\log P_{Rj}/P_{xj}$	-1.05386	0.464096	-2.271(0.02218)	-0.30996E-01	0.92623E-01
W_j	0.448024E-01	0.102238	0.438(0.66505)	0.81582	0.42774
T_{j1}	-0.203178	0.404889	-0.502(0.62195)	0.32069	0.46700
T_{j2}	-0.114876	0.401832	-0.286(0.76715)	0.49079	0.50019
T_{j3}	-0.232956	0.406896	-0.573(0.57440)	0.17985	0.38427
Z_{j1}	-0.481243	0.115681	-4.160(0.00007)	0.42579	0.49473
Z_{j2}	-0.229431	0.117017	-1.961(0.04745)	0.37161	0.48350
Z_{j3}	-0.107947	0.140052	-0.771(0.44714)	0.10401	0.30540
Λ_R	-2.64998	1.118457	-2.237(0.02416)	-0.48733	0.17870E-01

El análisis del mismo nos permite decir, en primer lugar, que el coeficiente de la variable Λ_R es significativamente distinto de cero, por lo que existe correlación entre los términos de error de la ecuación de tenencia y de demanda de donde se deduce que, al igual que ocurre en el caso anterior, la estimación de la ecuación de demanda sin incluir este término produciría estimadores sesgados e inconsistentes.

Los coeficientes de las variables renta y precio son significativamente distintos de cero y del signo esperado. Se observa que son ligeramente mayores que los correspondientes a la ecuación de demanda en propiedad. Podemos decir, en consecuencia que la demanda de vivienda en el caso del alquiler es prácticamente unitaria para el precio y ligeramente inelástica para la renta.

Análogamente al caso de la vivienda en propiedad, los coeficientes correspondientes a las variables ficticias sexo y edad del cabeza de familia son no significativos. Si lo son en el caso del nivel de educación que como se observa está positivamente relacionado con el nivel de gasto, en el sentido de que cuanto mayor sea el nivel de educación mayor será el gasto.

6. Simulación

Hemos utilizado los resultados anteriores para estudiar las consecuencias distributivas y de eficiencia del subsidio en el impuesto sobre la renta implícito para propietarios ocupantes de su vivienda.

En primer lugar, se ha analizado el exceso de gravamen que se produce al aplicar las leyes impositivas actuales. Dicho exceso de gravamen viene determinado, siguiendo a Laidler (1969) por:

$$0,5 (t_j \delta_j)^2 Q_{0j} \pi_j^s \quad [30]$$

donde π_j^s es la elasticidad precio compensada de demanda para la familia j y las demás variables son las definidas anteriormente. La calculamos utilizando la ecuación de Slutsky para las elasticidades:

$$\pi_j = \pi_j^s - S_j \eta_j \quad [31]$$

donde t_j es la elasticidad precio no compensada para la familia j , η_j es la elasticidad renta, igualmente no compensada y S_j es la proporción del gasto en el bien considerado sobre el total de la renta familiar.

Los resultados obtenidos se muestran en el Cuadro 4.

Como se puede comprobar el exceso de gravamen crece con la renta. La comparación con los valores de renta y vivienda nos dice que el exceso de gravamen provocado por las leyes impositivas en 1981 no es muy elevado y, por tanto, no se puede considerar al sistema impositivo en exceso ineficiente.

En segundo lugar, hemos estudiado las variaciones que se producen en la probabilidad de compra de vivienda (Cuadro 5) y en el gasto en vivienda al variar las leyes impositivas. Los cambios impositivos estudiados han sido los siguientes:

- a) Eliminación de todo tipo de privilegios impositivos para la vivienda ocupada por su propietario. En este caso el precio varía de $(1 - t_j \delta_j) P_R$ a P_R y se considera en la base imponible el alquiler imputado. Esto hace que la renta disponible disminuya. Se produce, como se observa en el Cuadro 6 (régimen uno), una sustancial reducción en el gasto en vivienda.
- b) Las deducciones permitidas son reemplazadas por un gasto fiscal del 18%. Es decir las deducciones del 18% son sustraídas de la cuota del impuesto sobre la renta en vez de sustraer las reducciones de la base imponible. El crédito cambia el precio de la vivienda para la familia j de $(1 - t_j \delta_j) P_R$ a $(1 - 0,18 \delta_j) P_R$. Así, para familias con tipos impositivos marginales por debajo del 18%, disminuye el precio efectivo de la vivienda y sus cargas impositivas, mientras que lo contrario es cierto para familias con un tipo marginal superior al 18%. Esto lleva a subidas en el gasto en vivienda para familias de los cuatro primeros estratos, definidos según los escalones de la tarifa del IRPF y disminuciones para los siguientes (Cuadro 6).
- c) Situación igual que el anterior con un gasto fiscal del 16,5%. En este caso observamos que la variación producida por el menor precio para

CUADRO 4
Exceso de gravamen producido por el sistema impositivo actual

Tramos de renta	N.º de observaciones	Renta media	Elasticidad compensada	I.P. propiedad	I.P. alquiler	Tipo de gravamen	Gasto en vivienda	Exceso de gravamen
0-200.000	563	145.790	-0,91381	0,86415	0,98216	0,15	8.046	-51,6059
200.000-400.000	1.070	292.040	-0,93243	0,85444	0,97523	0,1602	13.646	-100,392
400.000-600.000	706	485.920	-0,93860	0,84056	0,96358	0,1704	20.264	-169,227
600.000-800.000	379	689.660	-0,93792	0,83203	0,95699	0,1806	26.567	-249,742
800.000-1.000.000	186	879.340	-0,93391	0,81915	0,94760	0,1908	32.339	-339,7
1.000.000-1.400.000	107	114.820	-0,93940	0,81964	0,95603	0,2061	38.558	-473,267
1.400.000-1.800.000	38	1.567.800	-0,94053	0,79158	0,93275	0,2265	51.481	-764,041
Más de 1.800.000	25	2.256.600	-0,94658	0,80654	0,96639	0,2469	66.228	-1.170,59

CUADRO 5
Probabilidades de compra de vivienda

Tramos de renta	Régimen actual	Régimen uno	Régimen dos	Régimen tres
0-200.000	0,6220	0,8132	0,5804	0,6043
200.000-400.000	0,635	0,8274	0,6015	0,625
400.000-600.000	0,6429	0,8377	0,6173	0,6405
600.000-800.000	0,6476	0,8455	0,6279	0,6509
800.000-1.000.000	0,6456	0,8493	0,6356	0,6584
1.000.000-1.400.000	0,6374	0,8534	0,6423	0,665
1.400.000-1.800.000	0,6318	0,8601	0,6532	0,6755
Más de 1.800.000	0,61	0,8642	0,6601	0,6822

los primeros tramos de renta se compensa con la menor renta disponible, con lo cual se produce una disminución en el gasto en vivienda en todos los tramos de renta (Cuadro 6).

7. Conclusiones

A lo largo de este trabajo hemos pretendido estudiar un modelo conjunto de tenencia y demanda de vivienda adaptado al impuesto sobre la renta de las personas físicas (IRPF) vigente en nuestro país. Nuestro propósito fundamental era conocer la ligazón existente entre los distintos tipos de tenencia y el gasto en vivienda así como los parámetros que determinan este último.

Del análisis de los resultados se obtienen las siguientes conclusiones:

1. El tipo de tenencia de vivienda en nuestro país no depende de manera significativa, de los precios de compra y alquiler y, significativamente, de la renta y de los factores de tipo socio-económico.
2. Los parámetros que determinan la demanda están dentro de la misma línea que los encontrados, tanto en signo como en magnitud, en otros países.
3. No parece que el sistema impositivo sea en exceso ineficiente en cuanto al subsidio a la vivienda ocupada por su propietario.
4. La eliminación de los privilegios impositivos ligados a la vivienda ocupada por su propietario provocaría una disminución del gasto en vivienda que oscilaría entre el 16% para los estratos más bajos de renta y el 21% para los más elevados.

CUADRO 6
Variación producida en el gasto en vivienda debido a los cambios impositivos

Tramos de renta	Régimen actual		Régimen uno		Cambio en %	Régimen dos		Régimen tres	
	Renta media	Gasto en vivienda	Renta media	Gasto en vivienda		Gasto en vivienda	Cambio en %	Gasto en vivienda	Cambio en %
0-200.000	145.790	8.046	141.850	6.923	-0,16221	8.073	0,003344	7.962	-0,01055
200.000-400.000	292.040	13.646	286.340	11.758	-0,16057	13.711	0,004740	13.524	-0,00902
400.000-600.000	485.920	20.264	478.350	17.434	0,16232	20.330	0,003246	20.053	-0,01052
600.000-800.000	689.660	26.567	680.150	22.811	-0,16465	26.599	0,001203	26.237	-0,01257
800.000-1.000.000	879.340	32.339	866.650	27.591	-0,17208	32.174	-0,00512	31.736	-0,01900
1.000.000-1.400.000	1.14.820	38.558	1.133.000	33.377	-0,15522	38.921	0,009326	38.390	-0,00437
1.400.000-1.800.000	1.567.800	51.481	1.549.100	43.189	-0,19199	50.363	-0,02219	49.677	-0,03631
Más de 1.800.000	2.256.600	66.228	2.230.700	54.644	-0,21199	63.721	-0,03934	62.854	-0,05367

Apéndice 1. Demostración de las ecuaciones [7], [8], [9] y [10]

Para realizar la demostración es necesario recordar la definición y propiedades de las distribuciones normales truncadas:

Decimos que una variable aleatoria X tiene una distribución normal doblemente truncada si su función de densidad de probabilidad es

$$\begin{aligned} & 1/(\sqrt{2\pi})\sigma \exp[-1/2\sigma^2(x-\xi)^2] [1/(\sqrt{2\pi})\sigma \int_A^B \exp[-1/2\sigma^2(t-\xi)^2] dt]^{-1} \\ & = \sigma^{-1}f(x-\xi/\sigma) [F(B-\xi/\sigma) - F(A-\xi/\sigma)]^{-1} \end{aligned}$$

dónde f y F son, respectivamente, las funciones de densidad y distribución de una variable aleatoria $\mathcal{N}(0,1)$; y los puntos de truncamiento superior e inferior son A y B . Si A es reemplazado por $-\infty$ o B por $+\infty$, la distribución es «simplemente truncada» por encima o por debajo, respectivamente.

La esperanza matemática de la variable aleatoria X viene dada por

$$E(X) = \xi + \left[\frac{f(A-\xi/\sigma) - f(B-\xi/\sigma)}{F(B-\xi/\sigma) - F(A-\xi/\sigma)} \right] \sigma$$

y la varianza por

$$\text{var}(X) = \left[1 + \frac{(A-\xi/\sigma)f(A-\xi/\sigma) - (B-\xi/\sigma)f(B-\xi/\sigma)}{F(B-\xi/\sigma) - F(A-\xi/\sigma)} - \left\{ \frac{f(A-\xi/\sigma) - f(B-\xi/\sigma)}{F(B-\xi/\sigma) - F(A-\xi/\sigma)} \right\}^2 \right] \sigma^2$$

En nuestro caso consideramos ε_j como una variable aleatoria $\mathcal{N}(0,1)$ con lo que, al truncarla superiormente, su esperanza matemática vendrá dada por

$$E(\varepsilon_j | \varepsilon_j < \mathcal{Z}_j \alpha) = -f(\mathcal{Z}_j \alpha) / F(\mathcal{Z}_j \alpha)$$

mientras que su varianza será

$$\text{var}(\varepsilon_j | \varepsilon_j < \mathcal{Z}_j \alpha) = \left[1 + \frac{-\mathcal{Z}_j \alpha f(\mathcal{Z}_j \alpha)}{F(\mathcal{Z}_j \alpha)} - \left\{ \frac{-\mathcal{Z}_j \alpha}{F(\mathcal{Z}_j \alpha)} \right\}^2 \right]$$

Al truncarla por debajo obtenemos

$$E(\varepsilon_j | \varepsilon_j > \mathcal{Z}_j \alpha) = \frac{f(\mathcal{Z}_j \alpha)}{1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha)}$$

$$\text{var}(\varepsilon_j | \varepsilon_j > \mathcal{Z}_j \alpha) = \left[1 + \frac{\mathcal{Z}_j \alpha f(\mathcal{Z}_j \alpha)}{1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha)} - \left\{ \frac{f(\mathcal{Z}_j \alpha)}{1 - F(\mathcal{Z}_j \alpha)} \right\}^2 \right]$$

Por otra parte, si consideramos las variables aleatorias ε_{0j} y ε_j , esta última truncada por encima, con distribuciones $\mathcal{N}(0, \sigma_0^2)$ y $\mathcal{N}(0,1)$ respectivamente, la función de densidad conjunta viene dada por

$$P_{\varepsilon_{0j}}(x_1, x_2) = 1/F(\mathcal{Z}_j\alpha) \exp[-1/2(1-\rho^2)(x_1^2 - 2\rho x_1 x_2/\sigma_0 + x_2^2/\sigma_0^2)]$$

donde $\varepsilon_j < \mathcal{Z}_j \alpha$.

Usando el hecho de que la distribución condicional de ε_{0j} , dada ε_j , es normal con valor esperado

$$E(\varepsilon_{0j}|\varepsilon_j) = \rho\sigma_0\varepsilon_j$$

y varianza

$$\text{var}(\varepsilon_{0j}|\varepsilon_j) = \sigma_0^2(1-\rho)^2$$

obtenemos

$$E(\varepsilon_{0j}|\varepsilon_j < \mathcal{Z}_j\alpha) = \rho\sigma_0 \cdot E(\varepsilon_j|\varepsilon_j < \mathcal{Z}_j\alpha)$$

$$E(\varepsilon_{0j}^2|\varepsilon_j < \mathcal{Z}_j\alpha) = E[E(\varepsilon_{0j}^2|\varepsilon_j)] = E(\rho^2\sigma_0^2\varepsilon_j^2 + (1-\rho^2)\sigma_0^2) = \rho^2\sigma_0^2 E(\varepsilon_j^2) + (1-\rho^2)\sigma_0^2$$

Teniendo en cuenta que

$$\rho = \sigma_{0\varepsilon}/\sigma_0\sigma_\varepsilon$$

obtenemos

$$E(\varepsilon_{0j}|\varepsilon_j < \mathcal{Z}_j\alpha) = \sigma_{0\varepsilon} - f(\mathcal{Z}_j\alpha)/F(\mathcal{Z}_j\alpha)$$

$$E(\varepsilon_{0j}^2|\varepsilon_j < \mathcal{Z}_j\alpha) = \sigma_0^2 - \sigma_{0\varepsilon}^2 [f(\mathcal{Z}_j\alpha)/F(\mathcal{Z}_j\alpha) \{ \mathcal{Z}_j\alpha + f(\mathcal{Z}_j\alpha)/F(\mathcal{Z}_j\alpha) \}]$$

Análogamente realizamos los cálculos para el caso en que consideremos la distribución conjunta de ε_{Rj} y ε_j con esta última truncada por debajo.

Apéndice 2. Cálculo de los precios relativos de propiedad y alquiler

Tal como se comenta en el texto principal para calcular los índices de precios de alquiler hemos realizado una regresión, para cada provincia, considerando las series de Índices de Precios al Consumo (IPC) e Índices de Precios de Vivienda correspondientes a los años 1985 a 1992 ambos inclusive. Utilizando los valores obtenidos en cada una de las ecuaciones realizamos una predicción del IPCV para 1981. Los resultados obtenidos se muestran en el siguiente cuadro:

Provincia	Resultados regresión; variable dependiente IPC vivienda provincial, 1985-1992				Valor predicho IPC vivienda 1981
	Constante	IPC	R ² ajustado	DW	
Almería	45.000 (4.98)	0.640 (0.03)	0.98	1.55	98.34
Cádiz	20.232 (8.15)	0.730 (0.05)	0.97	0.90	79.51
Córdoba	0.629 (7.87)	0.973 (0.05)	0.98	1.24	78.31
Granada	20.708 (10.16)	0.746 (0.07)	0.95	1.26	80.77
Huelva	-12.21 (15.68)	1.067 (0.10)	0.94	1.67	77.38
Jaén	20.715 (12.16)	0.754 (0.08)	0.94	1.14	83.53
Málaga	1.716 (10.39)	0.990 (0.07)	0.97	2.26	82.49
Sevilla	-29.250 (8.29)	1.174 (0.06)	0.99	2.23	65.41

Nota: errores estándar entre paréntesis.

Referencias

- Aaron, H. (1972): *Shelter and subsidies*, The Brookings Institution, Washington, D. C.
- Carliner, G. (1973): «Income Elasticity of Housing Demand», *Review of Economics and Statistics* 55, pp. 528-532.
- Gillingham, R. y Hageman, R. (1983): «Cross Sectional Estimation of a Simultaneous Model of Tenure Choice and Housing Services Demand», *Journal of Urban Economics* 14, pp. 16-39.
- Henderson, J. V. y Ioannides, Y. M. (1983): «A Model of Housing Tenure Choice», *American Economic Review* 73, pp. 98-113.
- Henderson, J. V. y Ioannides, Y. M. (1986): «Tenure Choice and the Demand for Housing», *Economica* 52, pp. 231-246.
- Horioka, C. (1988): «Tenure Choice and Housing Demand in Japan», *Journal of Urban Economics* 24, pp. 289-309.
- King, M. A. (1980): «An Econometric Model of Tenure Choice and the Demand for Housing as a Joint Decision», *Journal of Public Economics* 14, pp. 137-159.
- Laidler, D. (1969): «Income Tax Incentives for Owneroccupied Housing», en *The taxation of income from capital*, Arnold C. Harberger y Martin J. Bayley (eds.), The Brookings Institutions, Washington D. C.
- Lee, L. F. y Trost, R. P. (1978): «Estimation of Some Limits Dependent Variable Models with Application to Housing Demand», *Journal of Econometrics* 8, pp. 357-382.
- Maisel, S.; Burham, J. y Austin, J. (1971): «The Demand for Housing: A Comment», *Review of Economic and Statistics* 53, pp. 410-415.
- Olsen, R. J. (1980): «A Least squares correction for selectivity bias», *Econometrica* 48, pp. 1815-1820.
- Polinsky, A. M. y Ellwood, D. T. (1979): «An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing», *Review of Economic and Statistics* 61, n.º 2, pp. 199-205.
- Rosen, H. (1979): «Housing Decisions and the U. S. Income Tax. An econometric Analysis», *Journal of Public Economics* 11, pp. 1-23.
- White, M. J. y White, L. J. (1977): «The Tax Subsidy to Owner Occupied Housing: Who Benefits?», *Journal of Public Economics* 3, pp. 111-126.

Abstract

The aim of this paper is to shed some light on three aspects of the performance of the housing market. Firstly, we shall examine the effects of different types of tenure on the expenditure patterns of the household. Secondly, we shall address the question of the magnitude of the parameters of housing demand. Finally, we carry out some simulation in order to assess the effects of the 1981 fiscal laws on the demand for housing.

*Recepción del original, diciembre de 1992
Versión final, enero de 1994*