ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE CARACTERÍSTICAS DE LA VIVIENDA PARA LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DEL PAÍS VASCO: UN MODELO DE PRECIOS HEDÓNICOS.

1.- INTRODUCCIÓN.

En este trabajo se realiza una estimación de la demanda de características de la vivienda para la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV), considerada como un bien heterogéneo compuesto por una cesta de atributos (superficie, calefacción, garaje, número de habitaciones, número de cuartos de baño, etc.). El proceso de estimación se realiza en dos etapas; en la primera se estiman los precios hedónicos y, a partir de ellos, los precios marginales de las características para las tres capitales de la CAPV (Bilbao, San Sebastián y Vitoria), base para acometer la segunda etapa del proceso, la estimación de las funciones de demanda de las tres características consideradas (metros cuadrados, número de cuartos de baño y número de habitaciones).

La importancia de la estimación de este tipo de funciones es doble. Por un lado, permite realizar simulaciones sobre la participación de cada atributo en el precio final de la vivienda. Además, permite conocer la demanda de cada característica en función de su precio, de los precios de las otras características, de la renta y de otras variables relevantes, así como las distintas elasticidades (renta, precio y cruzadas) que indican la valoración que las familias tienen de cada atributo, posible fuente de información para los gestores de la política de vivienda y para la promoción residencial.

En la siguiente sección se presenta el modelo teórico de precios hedónicos, base de los trabajos empíricos posteriores. El epígrafe 3 presenta la técnica de estimación utilizada en el análisis. En el cuarto epígrafe se aborda el proceso de estimación de los precios hedónicos y de la demanda de características de la vivienda en la CAPV, previa definición de las fuentes estadísticas y las variables utilizadas. En el epígrafe 5 resumimos las conclusiones del estudio.

2.-EL MODELO TEÓRICO DE PRECIOS HEDÓNICOS.

La vivienda se puede interpretar como un producto que no es homogéneo. Las construcciones presentan distintas calidades, tamaño, presencia o ausencia de calefacción, diferente número de cuartos de baño, etc. En este sentido, la vivienda podría considerarse como una cesta de atributos individuales cuyo origen teórico se sitúa, entre otros, en los trabajos de Houthakker (1952), Muth (1966) y, especialmente, Lancaster (1966).

Sin embargo, fue Sherwin Rosen (1974) quien desarrolló por primera vez, aunque no aplicó empíricamente, un modelo formal general para la oferta y demanda de bienes heterogéneos. Para Rosen, los productos diferenciados pueden considerarse una suma de varias características que no se venden de manera explícita en los mercados, aunque los precios marginales implícitos de tales características pueden ser revelados por las regresiones hedónicas. Los precios hedónicos se definen como los precios implícitos de las características y se revelan a partir de los precios observados de los productos diferenciados y de las cantidades específicas de características asociadas a ellos. Cuando los bienes pueden tratarse como paquetes ligados de características, los precios observados de mercado son también comparables en estos términos. El contenido económico de la relación entre los precios y las características observadas resulta evidente una vez que las diferencias de precios entre bienes se reconocen como igualando las diferencias de paquetes alternativos que expresan.

En esta sección seguiremos el desarrollo de Follain y Jimenez (1985) para describir el modelo de Rosen, base teórica de la literatura reciente sobre el estudio del mercado de un bien con varias características, que aplicaremos a la vivienda. Denominaremos $z=(z_1,...,z_n)$ a un vector de características de vivienda y p(z) a la función de precios hedónicos definida por varias condiciones de vaciado de mercado. Las familias y las empresas toman esta función de precios como dada en un contexto competitivo. En general, p(z) es una función no lineal.

La decisión de la familia considerada viene caracterizada por la función de utilidad U = U(x, z), donde x es un bien compuesto cuyo precio es la unidad. Las familias, entonces, maximizan su utilidad sujetas a la restricción presupuestaria no lineal y = p(z) + x. Si denotamos por U_{z_i}, U_x las derivadas de la función de utilidad respecto de z_i y x, respectivamente, las condiciones de primer orden requieren que $\partial p/\partial z_i \equiv p_i = U_{z_i}/U_x$, (i=1,..., n); bajo las propiedades habituales de la función de utilidad.

Un ingrediente esencial del modelo de Rosen es la función *bid-rent* (*demanda-renta*), que denotaremos como $\theta(z, u, y, \alpha)$ y se define como la cantidad de dinero que un consumidor está dispuesto a pagar por valores alternativos de z dados unos niveles de utilidad y de renta; es decir,

$$U = U(y-\theta, z, \alpha)$$

donde α es un parámetro que difiere entre familias.

Si se resuelve el problema para θ, se obtiene el valor θ^1 representado en la parte superior del gráfico 5.1. La familia representada por θ^1 está indiferente a lo largo de θ^1. Los valores de θ que están por debajo corresponden a niveles de utilidad más altos. Se puede mostrar que

$\theta_i = U_{z_i}/U_x$ = gasto adicional que un consumidor está dispuesto a hacer por unidad adicional de z_i = curva de demanda compensada.

Si p(z) está dado, denota el mínimo precio que la familia debe pagar, de forma que la utilidad se maximiza cuando

$$\theta(z^*; u^*, y, \alpha) = p(z^*) \qquad \text{y} \qquad \theta_i(z^*; u^*, y, \alpha) = p_i(z^*)$$

donde * denota las cantidades óptimas. La parte superior del gráfico 1 refleja dos equilibrios de este tipo: A para la familia cuya función *bid-rent* es θ^1 y B para la familia con la correspondiente función θ^2.

Como p(z) está determinado por el mercado, hemos de considerar también la parte de la oferta. Al igual que los compradores, los oferentes toman p(z) como dado. Los costes unitarios de cada empresa se reflejan en la función $c(z; \beta)$, donde β denota los precios de los factores y z los parámetros de la función de producción. La empresa maximiza los beneficios unitarios $\pi = p(z) - c(z; \beta)$, lo que implica la condición de que el coste adicional de proveer la característica i-ésima, c_i, sea igual a su precio: $p_i = c_i$.

Para establecer una relación comparable con las funciones *bid-rent* de los consumidores, denotaremos como $\phi(z; \pi, \beta)$ a la función *offer* (función de oferta) de precios unitarios a los que la empresa está dispuesta a vender su producto a un beneficio constante por unidad:

$$\pi = \phi - c(z; \beta)$$

En el gráfico 1 aparecen las funciones *offer* correspondientes a dos oferentes distintos, ϕ^1 y ϕ^2. Se puede demostrar que:

c_i = precio adicional que una empresa desea cobrar para ofrecer otra unidad de una característica = coste marginal de proveer esa característica, lo que en microeconomía define la curva de oferta de la empresa.

Si se maximizan los beneficios, eso quiere decir que

$$\phi(z^*; \pi^*, \beta) = p(z^*) \qquad \text{y} \qquad \phi_i(z^*; \pi^*, \beta) = p_i(z^*).$$

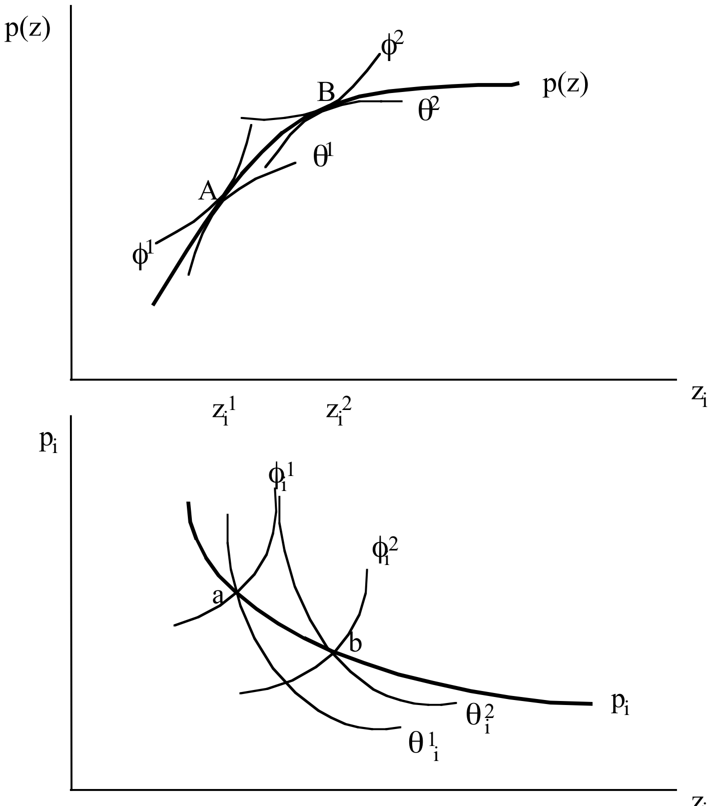


Gráfico 1. Equilibrio en el mercado de la característica z_i.

Los puntos de equilibrio son aquéllos en los que la oferta se iguala con la demanda y p(z) representa entonces una función consistente en varias tangentes. El problema empírico básico consiste en inferir las estructuras de preferencias individuales a partir de p(z), así como de los datos sobre las familias y sobre las características de las empresas.

3.- TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN.

La literatura se ha centrado primordialmente en el estudio de los determinantes de la demanda de características de la vivienda. Econométricamente, el método más utilizado en los estudios recientes sobre precios hedónicos, y que es cercano al modelo teórico de Rosen, es la aproximación en dos etapas. En un primer paso se estiman los precios implícitos regresando el precio del producto sobre las características. En segundo lugar, el modelo permite deducir ecuaciones de demanda para las características.

Respecto de la función de oferta, los estudios empíricos son tan escasos como abundantes los de la demanda debido, principalmente, a la escasez de datos acerca de los oferentes individuales de tales servicios [López García (1992)]. Destacan los trabajos que consideran exógena la oferta de características, aspecto éste fundamentado teóricamente por Freeman (1979) o Diamond y Smith (1985).

Si nos referimos a la primera etapa, la teoría no indica absolutamente nada, con carácter general, acerca de la forma de dependencia funcional del precio sobre las características de la vivienda. Esto implica que cualquier tipo de forma funcional sea factible. Para solucionar este problema se suelen utilizar [Palmquist (1984) entre otros] las transformaciones de Box-Cox (1964).

La transformación de Box-Cox se define mediante la siguiente función:

$$x^{(\alpha)} = \begin{cases} \dfrac{x^{\alpha} - 1}{\alpha} & \alpha \neq 0 \\ \ln x & \alpha = 0 \end{cases}$$

Se puede comprobar que $x^{(\alpha)}$ es una función continua, dado que

$$\lim_{\alpha \to 0} \frac{x^{\alpha} - 1}{\alpha} = \ln x$$

El modelo de regresión Box-Cox viene dado por la expresión:

$$y^{(\lambda)} = \beta_1 z_1^{(\theta_1)} + \ldots + \beta_k z_k^{(\theta_k)} + \varepsilon$$

donde se supone que las perturbaciones aleatorias son independientes entre sí y se distribuyen aproximadamente según una distribución normal de media 0 y varianza σ^2 desconocida. Nótese la utilidad de esta transformación ya que la mayoría de modelos utilizados en la práctica son casos particulares de dicha transformación. Por ejemplo, si $\lambda=1$ obtenemos la regresión lineal; si $\lambda=0$ obtenemos la regresión logarítmica.

En el desarrollo que describimos a continuación suponemos, por simplificar el modelo, que $\theta_1,..., \theta_k$ (los parámetros de la transformación Box-Cox para variables explicativas) son conocidos y establecemos que:

$$x_j = z_j^{(\theta_j)}$$

Así, conseguimos que el modelo econométrico se limite a la estimación de λ, $\beta_1,..., \beta_k$ en la regresión:

$$y^{(\lambda)} = \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

Ahora bien, el método iterativo que se puede utilizar para estimar el parámetro λ en el modelo de Box-Cox hace que, en general, aparezca un sesgo que, en ocasiones, puede ser muy importante, hasta el punto de poder llegar a desaconsejar su uso [Blackley, Follain, Ondrich (1983)]. La razón es que para estimar dicho parámetro de forma iterativa se utiliza en cada iteración la varianza residual estimada en la iteración anterior y éste es un estimador sesgado. Sin embargo, en la literatura de precios hedónicos no se suele utilizar este método iterativo, sino que se plantean una serie de ajustes que se consideran plausibles (un *grid* de valores) y se escoge como óptimo aquél que proporcione una menor suma de errores al cuadrado. En algunos trabajos [por ejemplo, Linneman (1980), Palmquist (1984), Blomquist y Worley (1982) y Ohsfeldt (1988)], por simplificar se restringe la estimación a aquellos casos en los que tales valores son comunes para todas las variables explicativas, e incluso casos en los que también el parámetro correspondiente a la variable endógena se hace coincidir con los de las exógenas. Es evidente que es mejor permitir que cada uno de tales parámetros varíe para cada una de las variables independientemente de los valores que haya tomado para las otras.

Lo que nosotros haremos es utilizar el segundo método al que hemos hecho referencia; es decir plantearemos la regresión:

$$y^{(\lambda)} = \sum_{i=1}^{k} \beta_i z_i^{(\theta_i)} + \varepsilon$$

donde *y* es la variable endógena (el precio de la vivienda, en nuestro caso, dividido por su media geométrica para maximizar la función de verosimilitud de la muestra observando la suma de los errores al cuadrado), las z_i son las variables exógenas (las características para nosotros) e $y^{(\lambda)}$ y $z_i^{(\theta_i)}$ son las transformadas de Box-Cox:

$$y^{(\lambda)} = \begin{cases} \dfrac{y^{\lambda} - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln y & \lambda = 0 \end{cases} \qquad z_i^{(\theta_i)} = \begin{cases} \dfrac{z_i^{\theta_i} - 1}{\theta_i} & \theta_i \neq 0 \\ \ln z_i & \theta_i = 0 \end{cases}$$

Realizaremos dicha regresión probando para distintos valores de los parámetros λ y θ_i, para todo *i* desde 1 hasta k, es decir, no impondremos las restricciones de igualdad de los parámetros de las trasformaciones de Box-Cox ni tan siquiera para las variables exógenas. Finalmente, y dado que el programa de ordenador utilizado (RATS) proporciona la suma de errores al cuadrado (SSR), escogeremos aquella regresión que haga mínima dicha magnitud.

4.- ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE CARACTERÍSTICAS PARA LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DEL PAÍS VASCO.

El objetivo de este trabajo es llegar a determinar cuál es la estructura de la demanda de tres de las características de las viviendas en el País Vasco. En concreto, las características serán tamaño, número de habitaciones y número de cuartos de baño. Para ello utilizaremos el método que hemos expuesto anteriormente.

En primer lugar, y dado que en nuestro caso tenemos datos cross-section, tomaremos distintos mercados espaciales. Puesto que queremos que los mercados estén separados (sean independientes) y nuestro estudio será para la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV), no podremos tomar provincias sino que consideraremos capitales.

El procedimiento será, entonces, obtener en la primera etapa la regresión hedónica para cada capital y deducir de cada regresión el precio pagado por cada familia para la característica en cuestión mediante la derivada correspondiente. Posteriormente, y suponiendo que las demandas de características son comunes a los tres mercados (supuesto que no parece exageradamente restrictivo y que habitualmente se utiliza en la literatura), se deducen las ecuaciones de demanda. En esta etapa utilizaremos el método de variables instrumentales [Palmquist (1984), Bartik (1987)].

Cuando tenemos una ecuación de regresión en la que la variable explicativa está correlacionada con las perturbaciones, las estimaciones mínimo cuadráticas de los parámetros no son consistentes. Esto es lo que sucede en nuestro modelo por el hecho de tener como variable explicativa el precio, que es a su vez una variable endógena. En este caso, no tiene sentido preocuparnos acerca de cuál es el supuesto que se establece sobre el lado de la oferta, ya que nos estamos refiriendo a datos microeconómicos e, independientemente de cómo fuera la oferta de características, cada familia se enfrenta a la elección de distintas posibilidades de pares precio-cantidad. Es por ello que ambas variables se determinarán simultáneamente y, en definitiva, ambas serán endógenas en el análisis.

La solución a este problema la encontramos en la utilización de variables instrumentales. Tales variables deben cumplir la doble condición de estar incorreladas con el término de error de la ecuación, pero correlacionadas con las variables endógenas incluidas en el modelo como explicativas. En la práctica, en general, el problema que se plantea es encontrar tales variables instrumentales. Sin embargo, en los modelos de ecuaciones simultáneas dicho problema se puede eliminar, dado que las variables exógenas que no están en la ecuación correspondiente pueden usarse como instrumentales. Además, como señala Bartik (1987), parece que, dado que la simultaneidad que aparece no es la que tiene lugar entre oferta y demanda, sino la producida por la determinación conjunta de precio y cantidad, se podrían utilizar variables socioeconómicas de la familia.

El método que vamos a utilizar en este trabajo es el de mínimos cuadrados en dos etapas. La estrategia que se sigue en este método consiste en construir una regresión auxiliar para cada una de las variables endógenas incluidas como explicativas. Las variables exógenas en tales regresiones serán variables socioeconómicas predeterminadas correspondientes a la familia en cuestión. A partir de tales regresiones seremos capaces de obtener estimaciones para las variables endógenas. Estas estimaciones serán las variables instrumentales utilizadas. Se puede comprobar que, por el hecho de tratarse de predicciones para las variables endógenas, estarán correlacionadas con dichas variables y que, por tratarse de una combinación lineal de variables predeterminadas (no endógenas), estarán incorreladas con el término de error.

4.1.- NUESTROS DATOS.

4.1.1. FUENTES ESTADÍSTICAS.

El principal problema para realizar trabajos empíricos con el enfoque hedónico aplicado al mercado de la vivienda en el caso de España es el de la precariedad de los datos oficiales [Jaén y Molina (1995)]. De hecho, el único trabajo existente al respecto para nuestro país corresponde a Saura (1995) referido a la ciudad de Murcia, quien participa de esta misma observación. En su caso recurrió a la información que aportaron las empresas de tasación sobre el área periurbana de la ciudad de Murcia, como hemos dicho. La muestra estaba compuesta por datos de corte transversal pertenecientes a más de 800 expedientes comprendidos en el período que va desde el primer semestre de 1989 al primer semestre de 1992.

En nuestro caso, tomaremos datos a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) para los años 1990-91 elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) sobre la totalidad del país y que es la última realizada antes de ser sustituida por las sucesivas Encuestas Continuas de Presupuestos Familiares. Nos quedaremos, en concreto, con la información referente a los ***Datos Generales del Hogar*** (vivienda, características familiares e ingresos) tras depurar los datos relativos a las tres capitales de la Comunidad Autónoma del País Vasco (Bilbao, San Sebastián y Vitoria). Utilizaremos la información correspondiente a las tres capitales para vivienda principal y, en el epígrafe siguiente, haremos algunas observaciones previas sobre el tratamiento que vamos a dar a las variables recogidas en dicha encuesta.

Además, utilizaremos los datos de aquellas familias que tienen su vivienda en propiedad (las que tienen su vivienda alquilada no contestan, en general, a cuál sería el precio que habría que pagar por una vivienda como la que habitan, que es la variable que vamos a regresar). También se ha consultado la información elaborada por el Instituto Vasco de Estadística (Eustat) en los *Censos de Población y Viviendas* para los años citados, pero se desechó porque, si bien es muy completa respecto de los aspectos físicos de las viviendas, no aporta la información necesaria sobre las cuestiones socioeconómicas de las mismas familias objeto de la encuesta como, por ejemplo, el nivel de renta.

4.1.2.- DEFINICIÓN DE VARIABLES.

En la EPF 90-91 tenemos variables referentes tanto a características socioeconómicas de las familias como a características de las viviendas. Las variables que se recogen son las siguientes (Tabla 1).

Tabla 1. Variables utilizadas de la EPF 90-91.

VARIABLE	DESCRIPCIÓN DE LA VARIABLE
PROV:	Provincia. Crearemos variables dummies para Vitoria, San Sebastian y Bilbao
MIEM:	Número de miembros del hogar
NHAB:	Número de habitaciones
M2TOT:	Metros cuadrados de superficie total construida
M2UTI:	Metros cuadrados de superficie útil habitable
CALI:	Calificación legal de la vivienda. Toma los siguientes valores: 1(Renta libre), 2(Protección oficial de promoción privada), 3(Protección oficial de promoción pública), 4(Otras formas de vivienda protegida), 5(No sabe)
TENEN:	Régimen de tenencia de la vivienda. Toma los siguientes valores: 1(Propiedad por herencia o donación), 2(Propiedad por compra, totalmente pagada y nueva), 3(Propiedad por compra, totalmente pagada y usada), 4(Acceso a la propiedad y nueva), 5(Acceso a la propiedad y usada), 6(Cedida gratuitamente por razón de trabajo), 7(Cedida gratuitamente por instituciones públicas o privadas), 8(Cedida gratuitamente por otros hogares), 9(Cedida semigratuitamente por razón de trabajo), 10(Cedida semigratuitamente por instituciones públicas o privadas), 11(Cedida semigratuitamente por otros hogares), 12(En alquiler), 13(En realquiler)
AADQ:	Año de adquisición o de herencia
AC	Año de construcción
PACT:	Precio que la familia cree que habría que pagar por una vivienda como esa.
AGUACAL:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de agua caliente.
CALEF:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de calefacción colectiva.
WC1:	Número de baños completos.
WC2:	Número de baños compuestos de WC y lavabo, o WC y bañera o ducha.
WC3:	Número de cuartos de aseo compuestos de lavabo y/o bañera o ducha o polivan.
WC4:	Número de cuartos con agua corriente y exclusivamente WC.
GARA:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de garaje.
ASCEN:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de ascensor.
JPRIV:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de jardín privado.
JCOM:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de jardín comunitario.
PPRIV:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de piscina privada.
PCOMU:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de piscina comunitaria.
DEPRIV:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de zonas deportivas privadas.
DECOM:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de zonas deportivas comunes.
OTROS:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de otros servicios comunitarios
ACON:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de instalación para disminuir temperatura
ACONC:	Variable dummy. Toma el valor 1 si la vivienda dispone de instalación colectiva para disminuir la temperatura.
SEXED:	Sexo y edad del cabeza de familia. Los valores que toma son los siguientes: 1(varones de 0 a 17 años), 2(varones de 18 a 29 años), 3(varones de 30 a 44 años), 4(varones de 45 a 64 años), 5(varones de 65 o más años), 6(mujeres de 0 a17 años), 7(mujeres de 18 a 29 años), 8(mujeres de 30 a 44 años), 9(mujeres de 45 a 64 años), 10(mujeres de 65 o más años).
ESTUD:	Nivel de estudios. Toma los siguientes valores: 1(Analfabeto o sin estudios), 2(primarios, EGB o FP1), 3(BUP, COU, FP2), 4(Diplomado Universitario o equivalente), 5(Estudios superiores o equivalentes).
THABR:	Tipo de hogar abreviado. Toma los siguientes valores: 1(Persona o pareja con sustentador principal de 65 y más años, sin niños), 2(Hogar unipersonal de menos de 65 años), 3(Pareja sin niños con sustentador principal de menos de 65 años), 4(Pareja con niños), 5(Un adulto con niños), 6(Otros hogares sin niños), 7(Otros hogares con niños)
CATSP:	Categoría socioprofesional. Toma los siguientes valores: 1(Trabajadores manuales de la industria y servicios), 2(Trabajadores no manuales de la industria y servicios), 3(Autónomos de la industria y servicios), 4(Trabajadores de la agricultura), 5(Jubilados), 6(Otros).

ING1:	**Ingresos ordinarios monetarios netos por trabajo por cuenta ajena.**
ING2:	**Ingresos ordinarios monetarios netos por trabajo por cuenta propia.**
ING3:	**Ingresos ordinarios monetarios netos por alquiler de inmuebles.**
ING4:	**Ingresos ordinarios monetarios netos por dividendos e intereses netos.**
ING5:	**Ingresos ordinarios monetarios netos por otras rentas del capital y propiedad.**
ING6:	**Prestaciones sociales regulares.**
ING7:	**Otros ingresos ordinarios monetarios.**
ING8:	**Total de Ingresos ordinarios monetarios.**
ING9:	**Total de Ingresos ordinarios no monetarios-**
INGORD:	**Total ingresos ordinarios.**
CVECINO:	**Percepción que la familia tiene de su nivel de ingresos respecto del de sus vecinos**
GASTO:	**Total de gastos del hogar.**

En el Anexo I se comenta el tratamiento que hemos dado a algunas de las variables definidas en la Tabla anterior (variable endógena –precio–, superficie –M2TOT–, número de baños –TWC–, año de construcción y nivel económico de la zona).

4.2.- RESULTADOS OBTENIDOS.

4.2.1.- PRIMERA ETAPA: REGRESIÓN DE LOS PRECIOS SOBRE LAS CARACTERÍSTICAS PARA LAS TRES CAPITALES DE LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DEL PAÍS VASCO (BILBAO, SAN SEBASTIÁN Y VITORIA).

En la primera etapa se han realizado las regresiones de los precios sobre las características para las tres ciudades consideradas. La variable que se regresa no es directamente el precio, sino la que denotaremos por GPACT que se obtiene dividiendo los precios de las viviendas (la variable PACT) entre su media geométrica. Esta transformación permite, utilizando el método de Box-Cox, determinar cuál es el ajuste que maximiza la función de verosimilitud observando la suma de los errores al cuadrado. Se considera un grid de 0.1 en 0.1 para el parámetro de la transformación de Box-Cox hasta que se supera el valor 1, y a partir de ahí se toman valores de 1 en 1. En general, como ya hemos mencionado anteriormente, en los estudios realizados se suele imponer que el parámetro λ de la transformación Box-Cox sea común entre todas las variables exógenas, o incluso también se le hace coincidir con la endógena. En nuestro estudio no se ha considerado tal tipo de limitación. Podremos comprobar, de hecho, que si permitimos que dichos parámetros varíen libremente, éstos son, en general, muy diferentes entre sí. Si imponemos la igualdad entre ellos, se obtienen resultados claramente peores. Es por ello que se desestima dicha restricción.

Hemos permitido, asimismo, que los parámetros de la transformación Box-Cox tomen valores negativos y se puede observar también que los resultados son claramente mejores que los obtenidos si nos limitamos al caso en que los parámetros están restringidos a ser positivos. Esta consideración aparece también en Halvorsen y Pollakowski (1981), donde se permite que el parámetro tome valores entre –2 y 1 y en Linneman (1980), que considera la posibilidad de obtener valores negativos para el parámetro de la variable dependiente. Sin embargo, en la mayoría de los artículos referentes a precios hedónicos sólo se consideran valores positivos.

Además, en la literatura se tiende a restringir el valor de los parámetros λ , θ_i al intervalo cerrado $[0,1]$, lo cual elimina la posibilidad de existencia de ciertas formas de dependencia funcional. Así, se considera la posibilidad de que la dependencia no sea lineal, pero no la de que sea convexa. No obstante, hay estudios como el de Huh y Kwak (1997) en que la dependencia entre el precio y el número de habitaciones es convexa. Nosotros no vamos a imponer este tipo de limitaciones y, de hecho, comprobaremos cómo en algunas de las regresiones los coeficientes que llevan a un mejor ajuste son superiores a 1.

En los estudios en que se trabaja con datos de sección cruzada, como es nuestro caso, suele encontrarse habitualmente el problema de la heterocedasticidad. Las consecuencias de la misma son que, por un lado, las estimaciones de los parámetros de regresión son insesgadas, pero ineficientes y que, además, las estimaciones de las varianzas son sesgadas [Maddala, (1985)].

Dado que para obtener conclusiones acerca de la significatividad de un regresor utilizamos dichas estimaciones, podría suceder que aceptemos un regresor como significativo, cuando en realidad no lo es (si el sesgo es de subestimación), o al revés, es decir, que rechacemos que sea significativo cuando en realidad sí lo es (en caso contrario).

Además Can (1992) considera otro problema que también suele surgir con datos cross-section: podría producirse lo que denomina efecto vecindario, en cuyo caso deberíamos aplicar técnicas de Econometría Espacial. Sin embargo, esta consideración sería de aplicación cuando los datos se toman en familias que claramente pertenecen al mismo vecindario. En nuestro caso, carecemos de información acerca de cuál es el barrio al que pertenece dicha familia. De hecho, nos habría gustado disponer de dicha información para incorporarla en la ecuación de precios hedónicos. Esta es la razón de que únicamente consideremos la detección y, en su caso corrección, de la heterocedasticidad.

De las distintas pruebas que existen a tal efecto, y dado que parece previsible que la varianza del error aumentará con el tamaño de la vivienda, se realiza el contraste de Goldfeld y Quandt (1965). Para ello, se ordenan las observaciones de acuerdo con la variable M2TOT, ya que parece que si hay heterocedasticidad, ésta puede venir asociada al tamaño de la vivienda, y se consideran dos regresiones por separado, de tal forma que la primera de las regresiones corresponde a las viviendas de menor tamaño, la segunda a las de mayor tamaño y se elimina un conjunto de observaciones intermedias.

El contraste realizado nos permite rechazar la hipótesis de homocedasticidad para Bilbao y San Sebastián. También para Vitoria se rechaza dicha hipótesis, aunque en este caso es necesario recurrir al contraste de White (1980). Dado que para las tres ciudades se rechaza la homocedasticidad, tratamos de corregir la heterocedasticidad. Una posibilidad sería tratar de encontrar la estructura de dependencia de los residuos al cuadrado. Ahora bien, podría tratarse de una tarea no trivial, en tanto que podrían entrar muchas variables, y además en muchas formas distintas de dependencia. Debido a ello, optamos por calcular el estimador de White que utiliza un estimador consistente para la matriz de varianzas y covarianzas. Se trata, además, de una opción que realiza automáticamente el paquete estadístico utilizado.

A continuación aparecen los resultados para las regresiones hedónicas de las tres ciudades consideradas, en las que se ha utilizado dicho estimador. El número que aparece entre paréntesis junto a algunas de las variables explicativas es el parámetro de Box-Cox que se ha aplicado a dichas variables en la regresión correspondiente.

En los tres casos, la transformación más apropiada para la variable endógena (precio/media geométrica del precio) ha sido la del parámetro $\lambda = 0.1$, esto es,

$$\frac{(p/\dot{p})^{0.1}-1}{0.1}$$

Este mismo resultado fue también obtenido por Blomquist y Worley (1982), aunque ellos lo obtenían a partir de la restricción de que todos los parámetros de Box-Cox correspondientes a las variables explicativas eran iguales.

Tabla 2: Ajuste realizado para Bilbao.

Variable	Coeficiente	Error Standard	Significatividad
CONSTANTE	-1142.855	291.551	0.0000885
M2TOT (-2)	2311.846	581.204	0.0000695
TWC (LOG)	0.294	0.09655	0.0023516
AGUACAL	-0.03678	0.101	0.7161052
ASCEN	0.214	0.07379	0.0037169
CALEF	0.127	0.05649	0.0241638
NHAB (7)	1.762x10(-7)	6.327x10(-8)	0.0053438
AC2	0.700	0.176	0.0000731
AC3	0.06240	0.09940	0.5301475
AC4	0.233	0.101	0.0211253
AC5	0.04563	0.108	0.6715385
AC6	0.115	0.141	0.4124689
JCOMUN	-0.05392	0.08753	0.9508771
DECOMUN	-0.281	0.105	0.0149584
OTROS	0.422	0.123	0.0005930
INGORD (2)	5.703x10(-15)	0.000	0.0000000
GARA	0.171	0.05143	0.0008848
AADQUI	-0.006975	0.002593	0.0071466

La variable regresada es GPACT (0.1).
N = 193 R^2 = 0.6017

Tabla 3: Ajuste realizado para San Sebastián.

Variable	Coeficiente	Error Standard	Significatividad
CONSTANTE	-5.853	8.361	0.4838988
M2TOT (1)	0.003268	0.00111	0.0032303
TWC (-2)	0.370	0.09385	0.0000803
AGUACAL	0.07761	0.08614	0.3675820
ASCEN	0.356	0.07563	0.0000024
CALEF	0.259	0.05372	0.0000014
NHAB (3)	0.002174	0.001004	0.0304331
AC2	-0.398	0.08978	0.0000092
AC3	-0.228	0.09579	0.0173703
AC4	-0.155	0.07778	0.0457550
AC5	-0.321	0.09264	0.0005206
JCOMUN	0.285	0.08912	0.0013641
DECOMUN	0.165	0.208	0.4259241
OTROS	0.06079	0.05598	0.2775221
INGORD (14)	9.102E-97	0.00000	0.0000000
GARA	0.008155	0.06508	0.9002831
AADQUI	0.002661	0.004225	0.5288121

La variable regresada es GPACT (0.1).
N = 133 R^2 = 0.6980

Tabla 4: Ajuste realizado para Vitoria.

Variable	Coeficiente	Error Standard	Significatividad
CONSTANTE	-70969.053	15755.294	0.0000066
M2TOT (1)	0.005878	0.001371	0.0000180
TWC (-3)	0.431	0.106	0.0000491
AGUACAL	0.09949	0.05081	0.0502333
ASCEN	0.110	0.04835	0.0223755
CALEF	0.07104	0.05895	0.2281815
NHAB (-9)	638720.455	141794.050	0.0000066
AC2	-0.01408	0.09599	0.8833479
AC3	0.06331	0.09659	0.5137622
AC4	0.113	0.08979	0.2068428
AC5	0.05471	0.09762	0.5751936
AC6	0.239	0.109	0.0287217
JCOMUN	0.06286	0.105	0.5486529
DECOMUN	0.116	0.04146	0.0051759
OTROS	0.152	0.147	0.3014368
INGORD(0.9)	1.597x10(-7)	6.361x10(-8)	0.0120456
GARA	0.131	0.03776	0.0005476
AADQUI	-0.0004805	0.002649	0.8560391

La variable regresada es GPACT (0.1).
N = 239 R^2 = 0.6363

Las tres regresiones que hemos estimado son, en consecuencia las que aparecen a continuación.

Para Bilbao,

$$\frac{\left(\frac{p}{\dot{p}}\right)^{0.1}-1}{0.1} = -1142.855 + 2311.846\cdot\left(\frac{M2TOT^{-2}-1}{-2}\right) + 0.294\cdot\ln(TWC) - 0.03678\cdot AGUACAL +$$

$$+0.214\cdot ASCEN + 0.127\cdot CALEF + 1.762\cdot 10^{-7}\cdot\left(\frac{NHAB^{7}-1}{7}\right) + 0.7\cdot AC2 + 0.0624\cdot AC3 +$$

$$+0.233\cdot AC4 + 0.04563\cdot AC5 + 0.115\cdot AC6 - 0.05392\cdot JCOMUN - 0.281\cdot DECOMUN +$$

$$+0.422\cdot OTROS + 5.703\cdot 10^{-15}\cdot\left(\frac{INGORD^{2}-1}{2}\right) + 0.171\cdot GARA - 0.006975\cdot AADQUI$$

Para San Sebastián

$$\frac{\left(\frac{p}{\dot{p}}\right)^{0.1}-1}{0.1} = -5.853 + 0.003268\cdot\left(\frac{M2TOT^{1}-1}{1}\right) + 0.370\cdot\left(\frac{TWC^{-2}-1}{-2}\right) + 0.07761\cdot AGUACAL +$$

$$+0.356\cdot ASCEN + 0.259\cdot CALEF + 0.002174\cdot\left(\frac{NHAB^{3}-1}{3}\right) - 0.398\cdot AC2 - 0.228\cdot AC3 -$$

$$-0.155\cdot AC4 - 0.321\cdot AC5 + 0.285\cdot JCOMUN + 0.165\cdot DECOMUN + 0.06079\cdot OTROS +$$

$$+9.102\cdot 10^{-97}\cdot\left(\frac{INGORD^{14}-1}{14}\right) + 0.008155\cdot GARA + 0.002661\cdot AADQUI$$

Para Vitoria,

$$\frac{\left(\frac{p}{\dot{p}}\right)^{0.1}-1}{0.1} = -70969.053 + 0.005878\cdot\left(\frac{M2TOT^{1}-1}{1}\right) + 0.431\cdot\left(\frac{TWC^{-3}-1}{-3}\right) + 0.09949\cdot AGUACAL +$$

$$+ 0.110\cdot ASCEN + 0.07104\cdot CALEF + 638720.455\cdot\left(\frac{NHAB^{-9}-1}{-9}\right) - 0.01408\cdot AC2 + 0.06331\cdot AC3 +$$

$$+ 0113\cdot AC4 + 0.05471\cdot AC5 + 0.239\cdot AC6 + 0.06286\cdot JCOMUN + 0.116\cdot DECOMUN +$$

$$+ 0.152\cdot OTROS + 1.597\cdot 10^{-7}\cdot\left(\frac{INGORD^{0.9}-1}{0.9}\right) + 0.131\cdot GARA - 0.0004805\cdot AADQUI$$

Se tiene que, dado el parámetro $\lambda = 0.1$, si queremos saber cuál es la estructura de los precios en cada capital, deberemos utilizar la relación

$$p_i = (0.1\cdot k_i + 1)^{10}\cdot \dot{p}_i$$

donde k_i sería en cada caso la parte de la derecha de las ecuaciones que acabamos de escribir y $\dot{p}_i$ la media geométrica de los precios de las viviendas en cada capital.

En consecuencia, la dependencia funcional de los precios de las viviendas de acuerdo con las características serían, las siguientes.

$$p_{BILBAO} = (0.1\cdot k_{BILBAO} + 1)^{10}\cdot 9.349.940{,}803$$

$$p_{SAN\,\mathrm{SEBASTIAN}} = (0.1\cdot k_{SAN\,\mathrm{SEBASTIAN}} + 1)^{10}\cdot 11.610.649{,}21$$

$$p_{VITORIA} = (0.1\cdot k_{VITORIA} + 1)^{10}\cdot 8.259.868{,}209$$

Los gráficos 2, 3 y 4 del Anexo II ayudan a visualizar la estructura del precio de la vivienda en las tres capitales en función de tres características consideradas (metros cuadrados, número de baños y número de habitaciones) manteniendo constantes el resto de variables en la media o la moda de los datos para la Comunidad Autónoma del País Vasco en su conjunto.

Podemos observar que, en general, los resultados obtenidos son los esperados. Así, en las tres ecuaciones hedónicas las características que teóricamente deben incrementar el precio de la vivienda, efectivamente lo hacen. Las características M2TOT, TWC, AGUACAL, ASCEN, CALEF, NHAB, JCOMUN, DECOMUN, OTROS, INGORD, GARA, cuando tienen coeficientes significativamente distintos de cero, lo que sucede en la mayoría de los casos, tienen el signo apropiado, es decir, positivo. Sin embargo, en la ecuación correspondiente a Bilbao, se observa cómo el coeficiente correspondiente a DECOMUN es negativo y significativamente distinto de cero. Para tratar de explicar dicho resultado, observamos los datos de partida y comprobamos que únicamente dos del total de viviendas consideradas en dicha muestra disponían de zonas deportivas comunes; por ello, no daremos excesiva importancia al resultado obtenido para dicha variable. Las otras variables cuyos coeficientes no se corresponden con lo que la teoría nos indica son AGUACAL y JCOMUN también en la regresión hedónica de Bilbao. No obstante, se trata de coeficientes que no son significativamente distintos de cero.

Si quisiéramos saber cuál es el precio esperado para una vivienda de determinadas características en cualquiera de las tres ciudades consideradas, solamente tendríamos que estimarla mediante la ecuación de regresión correspondiente. Por otro lado, el modelo de precios hedónicos nos permite saber cuál es el incremento en el precio que en una determinada ciudad supone para una determinada vivienda tener una cantidad adicional de una característica (y si se trata de una dummy, el pasar de no tener a tener dicha característica). Con la especificación que hemos utilizado, el resultado dependerá claramente de cuál sea el valor de partida (si la especificación hubiera sido logarítmica, se puede calcular el porcentaje de incremento en el precio sin más). Debido a que nosotros no vamos a poder dar una expresión general, lo que haremos será estimar el precio para viviendas con unas características determinadas y ver cómo varía dicho precio ante modificaciones en las características. Así calcularemos dicho incremento en precios. Consideraremos tales estimaciones para un piso "medio" en cada capital con dotaciones básicas como son las recogidas en las seis variables definidas a continuación, variables exógenas con valores iguales a sus respectivas medias (o modas, según el tipo de variable). Tras realizar los cálculos, se tiene que las características de dicha vivienda serán las siguientes para cada capital (del resto de características no consideramos inicialmente ninguna):

• Bilbao: vivienda base de 96,53 m^2, un baño, cinco habitaciones (incluida la cocina y la sala de estar), unos ingresos medios en la zona de 2.796.956 ptas., construida en 1958 y adquirida en 1973.

• San Sebastián: vivienda base de 87,18 m^2, un baño, cinco habitaciones, unos ingresos medios en la zona de 2.922.090 ptas., construida en 1957 y adquirida en 1973.

• Vitoria: vivienda base de 91,88 m^2, un baño, cinco habitaciones, unos ingresos medios en la zona de 2.872.232 ptas., construida en 1969 y adquirida en 1975.

Si consideramos la estimación del precio de una vivienda de tales características para la ciudad de **Bilbao**, se tiene que la estimación es de 6.825.919 ptas. Si añadimos un garaje a la vivienda, dicho precio pasará a ser de 8.130.756 ptas., lo cual supone un incremento del 19,12%. Si consideramos que la vivienda, respecto de la que tomamos como base, además tiene calefacción, su precio estimado pasará a ser de 7.777.544 pts., lo cual supone un incremento en el precio del 13.94%. Si consideramos que la vivienda dispone de ascensor (siempre sobre la vivienda base), el precio pasaría a ser de 8.493.194 ptas., lo cual supone un incremento sobre el precio estimado inicial del 24.43%. Si consideramos que la vivienda tiene simultáneamente ascensor y garaje, su precio estimado pasará a ser de 10.078.888 ptas., mientras que, añadiendo simultáneamente ascensor, calefacción y garaje, el precio sería de 11.427.233 ptas.

Si nos referimos ahora a la estimación del precio de una vivienda de tales características para la ciudad de **San Sebastián**, se tiene que la estimación del precio es de 7.734.521 ptas. Si añadimos un garaje a la vivienda, dicho precio pasará a ser de 7.800.459 ptas., lo cual supone un incremento del 0.85% (es decir el incremento es prácticamente nulo). Si consideramos que la vivienda, respecto de la que tomamos como base, además tiene calefacción, su precio estimado pasará a ser de 10.089.063 ptas., lo cual supone un incremento en el precio del 30,44%. Si consideramos que la vivienda dispone de ascensor (siempre sobre la vivienda base), el precio pasaría a ser de 11.134.478 ptas., lo cual supone un incremento sobre el precio estimado inicial del 43.96%. Si consideramos que la vivienda tiene simultáneamente ascensor y garaje, su precio estimado pasará a ser de 11.225.993 ptas., mientras que, añadiendo simultáneamente ascensor, calefacción y garaje, el precio sería de 14.503.579 ptas.

Finalmente, si nos referimos ahora a la estimación del precio de una vivienda de tales características para la ciudad de **Vitoria**, se tiene que la estimación del precio es de 6.858.599 ptas. Si añadimos un garaje a la vivienda, dicho precio pasará a ser de 7.826.974 ptas., lo cual supone un incremento del 14.12%. Si consideramos que la vivienda, respecto de la que tomamos como base, además tiene calefacción, su precio estimado pasará a ser de 7.371.160 ptas., lo cual supone un incremento en el precio del 7,47%. Si consideramos que la vivienda dispone de ascensor (siempre sobre la vivienda base), el precio pasaría a ser de 7.670.233 ptas., lo cual supone un incremento sobre el precio estimado inicial del 11,83%. Si consideramos que la vivienda tiene simultáneamente ascensor y garaje, su precio estimado pasará a ser de 8.740.439 ptas., mientras que, añadiendo simultáneamente ascensor, calefacción y garaje, el precio sería de 9.377.488 ptas.

Es de destacar que el incremento porcentual que sufre el precio de la vivienda al añadir una característica disminuye a medida que aumenta el valor inicial de la vivienda.

Una vez que ya tenemos los resultados para la primera etapa, deduciremos, derivando respecto de las variables correspondientes, los precios marginales. En concreto, nos centramos en los precios marginales de M2TOT, TWC y NHAB. La derivada de la función hedónica respecto de cualquiera de estas características tendrá la siguiente forma general:

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = \dot{p} \cdot \left(0.1 \left(\alpha + \sum \beta_i \left(\frac{z_i^{\theta_i} - 1}{\theta_i} \right) \right) + 1 \right)^9 \cdot \beta_i z_i^{\theta_i - 1}$$

donde $\dot{p}$ es la media geométrica del precio en la ciudad correspondiente. Los gráficos 5, 6 y 7 del Anexo III ilustran la estructura del precio marginal para los metros cuadrados, el número de baños y el número de habitaciones, con comportamientos bastante dispares entre capitales para dos de estos tres atributos (metros cuadrados y número de habitaciones), mientras que para la otra característica (número de baños) el comportamiento del precio marginal es bastante homogéneo por capitales.

4.2.2.- <u>SEGUNDA ETAPA: ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA DE CARACTERÍSTICAS PARA LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DEL PAÍS VASCO</u>.

En la segunda etapa tratamos de determinar la ecuación de demanda de las tres características consideradas (nótese que para las demás no tiene sentido, ya que son *dummies*, es decir, la vivienda posee la característica o carece de ella). Aparece un problema de estimación en las ecuaciones de demanda debido a que las familias, por el hecho de elegir una determinada cantidad de la característica, también están determinando el precio que deberán pagar por ella. Es decir, tanto precios como cantidades son variables endógenas, y por ello el estimador mínimo cuadrático ordinario daría lugar a estimadores inconsistentes. Para evitar este problema, la estimación se ha realizado con variables instrumentales.

A la hora de estimar las ecuaciones de demanda, se pueden plantear distintas formas funcionales [por ejemplo Ohsfeldt (1988), Palmquist (1984)]. De todas las opciones, lo que nosotros haremos es decantarnos por la forma doble logarítmica. La razón de dicha decisión no estriba únicamente en que la obtención de las elasticidades precio y renta coincida directamente como los coeficientes correspondientes a los precios y a la renta respectivamente, sino que tras realizar transformaciones Box-Cox, al igual que hemos hecho en la primera etapa, se llega a que el mejor ajuste se obtiene para esta forma funcional. Este procedimiento también ha sido utilizado por Blomquist y Worley (1982) y nos parece adecuado su planteamiento de que, en lugar de ofrecer argumentos teóricos a favor de uno u otro modelo, se aporte evidencia empírica.

Por lo tanto, las ecuaciones que nosotros finalmente estimaremos serán :

$$LM2TOT = \alpha + \beta_1 \cdot LINGORD + \beta_2 \cdot LMIEM + \beta_3 \cdot VARON + \beta_4 \cdot EDAD3 + \beta_5 \cdot EDAD4 + \\ + \beta_6 \cdot EDAD5 + \beta_7 \cdot ESTUD3 + \beta_8 \cdot ESTUD4 + \beta_9 \cdot ESTUD5 + \beta_{10} \cdot LPM2 + \beta_{11} \cdot LPWC + \\ + \beta_{12} \cdot LPNHAB$$

$$LTWC = \alpha + \beta_1 \cdot LINGORD + \beta_2 \cdot LMIEM + \beta_3 \cdot VARON + \beta_4 \cdot EDAD3 + \beta_5 \cdot EDAD4 + \\ + \beta_6 \cdot EDAD5 + \beta_7 \cdot ESTUD3 + \beta_8 \cdot ESTUD4 + \beta_9 \cdot ESTUD5 + \beta_{10} \cdot LPM2 + \beta_{11} \cdot LPWC + \\ + \beta_{12} \cdot LPNHAB$$

$$LNHAB = \alpha + \beta_1 \cdot LINGORD + \beta_2 \cdot LMIEM + \beta_3 \cdot VARON + \beta_4 \cdot EDAD3 + \beta_5 \cdot EDAD4 + \\ + \beta_6 \cdot EDAD5 + \beta_7 \cdot ESTUD3 + \beta_8 \cdot ESTUD4 + \beta_9 \cdot ESTUD5 + \beta_{10} \cdot LPM2 + \beta_{11} \cdot LPWC + \\ + \beta_{12} \cdot LPNHAB$$

El detalle de las variables consideradas se define en el Anexo IV. Como ya hemos mencionado anteriormente, el problema de la simultaneidad obligará a utilizar técnicas de variables instrumentales. El problema que se plantea ahora es el de encontrar variables instrumentales que sean adecuadas. En este sentido, Bartik (1987) señala que deberíamos utilizar variables instrumentales que recojan información acerca de la familia, ya que la simultaneidad no viene por el lado de la oferta, sino por el hecho de que la familia escogerá simultáneamente la cantidad y el precio de la característica en cuestión, lo que hace que dicho precio sea una variable endógena. En consecuencia, como variables instrumentales debemos proponer variables socioeconómicas de la familia. En este sentido, Daniere (1994) propone como variables que hacen modificar las preferencias de las familias, entre otras, ingreso, tamaño de la familia y ocupación. En concreto, nosotros tomaremos como instrumentos el número de miembros del hogar, los ingresos, desglosados en si provienen del trabajo, del capital o propiedades de la familia, o si son subsidios, becas, etc. La razón de que se desglose de esta manera estriba en que la familia considera que los ingresos serán más o menos permanentes dependiendo de cuál es la fuente de los mismos; así, por ejemplo, el hecho de que tuviera muchas rentas de capital, alquileres, etc., indicaría que la familia tiene una mayor riqueza acumulada. También se utilizará el tipo de familia en cuestión y la categoría socioeconómica de la familia. Se trata de variables cuya exogeneidad en las ecuaciones de demanda es fácilmente defendible y que se considera pueden explicar de algún modo las variables endógenas que queremos estimar, los precios marginales.

Los resultados que finalmente obtenemos en las ecuaciones de demanda utilizando el método de variables instrumentales son las que aparecen a continuación. Las variables que se han regresado han sido, en cada caso, el logaritmo de la característica en cuestión.

Tabla 5. Demanda de M2TOT.

Variable	Coeficiente	Error Standard	Significatividad
CONSTANT	**10.18016**	**2.32692**	**0.00001**
LINGORD	**0.13988**	**0.03039**	**0.00001**
LMIEM	**0.03003**	**0.03224**	**0.35200**
VARON	**−0.02105**	**0.03168**	**0.50660**
EDAD3	**0.00803**	**0.05976**	**0.89310**
EDAD4	**0.05225**	**0.06084**	**0.39085**
EDAD5	**0.02477**	**0.06775**	**0.71479**
ESTUD3	**0.05150**	**0.03983**	**0.19663**
ESTUD4	**0.05969**	**0.04804**	**0.21464**
ESTUD5	**0.12427**	**0.05132**	**0.01577**
LPM2	**−0.40505**	**0.10575**	**0.00014**
LPWC	**−0.26258**	**0.10521**	**0.01286**
LPNHAB	**0.02083**	**0.02754**	**0.44976**

N = 565
Estimado por variables instrumentales

Tabla 6. Demanda de TWC.

Variable	Coeficiente	Error Standard	Significatividad
CONSTANT	6.89955	1.93214	0.00039
LINGORD	0.12132	0.02524	0.00000
LMIEM	0.00846	0.02677	0.75207
VARON	−0.01638	0.02631	0.53367
EDAD3	0.03165	0.04962	0.52382
EDAD4	0.08446	0.06052	0.09512
EDAD5	0.08952	0.05626	0.11213
ESTUD3	0.04917	0.03308	0.13773
ESTUD4	0.06375	0.03989	0.11062
ESTUD5	0.09798	0.04261	0.02186
LPM2	−0.19815	0.08781	0.02442
LPWC	−0.44374	0.08736	0.00000
LPNHAB	−0.00502	0.02287	0.82634

N = 565
Estimado por variables instrumentales.

Tabla 7. Demanda de NHAB.

Variable	Coeficiente	Error Standard	Significatividad
CONSTANT	4.19388	1.66389	0.01200
LINGORD	0.06108	0.02173	0.00512
LMIEM	0.05943	0.02305	0.01019
VARON	0.00015	0.02265	0.99467
EDAD3	0.08954	0.04273	0.03660
EDAD4	0.10631	0.04350	0.01486
EDAD5	0.13130	0.04845	0.00693
ESTUD3	−0.00108	0.02848	0.96984
ESTUD4	0.03645	0.03435	0.28912
ESTUD5	0.06594	0.03670	0.07288
LPM2	−0.16279	0.07562	0.03176
LPWC	−0.14073	0.07523	0.06193
LPNHAB	0.00598	0.01969	0.76137

N = 565
Estimado por variables instrumentales

Si nos fijamos en los resultados obtenidos, las tres ecuaciones de demanda tienen elasticidades renta positivas y significativamente distintas de cero.

Respecto a la variable LMIEM, se obtiene el resultado esperado, es decir, su signo es positivo, aunque no siempre significativamente distinto de cero. De hecho únicamente lo es en la ecuación de demanda de NHAB.

Los signos obtenidos para las elasticidades respecto del propio precio son los esperados, es decir, negativos, excepto para el número de habitaciones (aunque, en este caso, el coeficiente no es significativamente distinto de cero).

Es de señalar que en los tres casos el sexo del cabeza de familia tiene coeficientes no significativamente distintos de cero. En lo que se refiere a la edad del cabeza de familia, podemos comprobar que únicamente son significativamente distintos de cero para el nivel de significación del 5% los coeficientes correspondientes a la función del número de habitaciones. El comportamiento que se observa es un aumento en la demanda de esta variable cuando el cabeza de familia pasa de tener una edad inferior a los 30 años a superar dicha edad, posteriormente el aumento con la edad es inferior. En cuanto a la demanda de cuartos de baño, el coeficiente de EDAD4 es significativamente distinto de cero para el nivel de significación del 10% y el coeficiente de EDAD5 está próximo a dicho nivel, lo que nos indicaría que el incremento se produce básicamente al pasar de tener un cabeza de familia con edad inferior a 45 años a superar dicha edad, y posteriormente se mantiene el nivel. Finalmente, respecto al número de metros cuadrados los coeficientes no son significativos a los niveles habituales de significación.

Los coeficientes que sí son significativamente distintos de cero en las tres regresiones son los correspondientes al nivel de estudios más elevado del cabeza de familia (ESTUD5), mientras que para los otros dos niveles de estudios considerados, aunque no tienen coeficientes significativamente distintos de cero, se observa una tendencia creciente, esto es, un mayor nivel de estudios implica una mayor demanda de características. En otros trabajos, por ejemplo Ohsfeldt (1988), también se observa este comportamiento. De hecho, se ve que a medida que aumenta el nivel de estudios del cabeza de familia el coeficiente aumenta de valor. Podría estar reflejando un efecto renta permanente que no aparecería recogido en la variable LINGORD.

La variable que, en general, peor se comporta respecto de lo que la teoría nos haría esperar es LPNHAB. Sus coeficientes no son significativos y, en algún caso, incluso llega a tener un signo opuesto al esperado. Si pensamos que, en realidad, estamos considerando el precio marginal de las habitaciones, estaríamos intentando asignar un precio para la habitación adicional sea ésta del tipo que sea. Sin embargo, parece evidente que no todas las habitaciones deban tener un precio marginal común, ni aun dentro de la misma familia. Así, parece que el precio que una familia estaría dispuesta a pagar por una habitación de 8 metros cuadrados no será el mismo que estaría dispuesta a pagar por una de 20 metros cuadrados. Al observar de manera más minuciosa dicha variable, comprobamos que el tamaño medio de la habitación por vivienda oscila entre 8 metros cuadrados hasta 30 metros cuadrados, lo que indica que en la muestra se recogen habitaciones con menos de 8 metros cuadrados y con más de 30 metros cuadrados. No nos parece extraño, por lo tanto, que esta variable no se comporte tan apropiadamente como las otras dos variables que recogen los precios marginales.

Si nos fijamos en la ecuación de demanda de LNHAB, observamos que es inelástica respecto de su propio precio (el coeficiente no es significativamente distinto de cero). La razón puede ser la que acabamos de dar. Ahora bien, claramente depende del nivel de renta (el coeficiente es positivo y significativamente distinto de cero) y sobre todo es la característica que más dependencia tiene del número de miembros de la familia. Es decir, el número de habitaciones que una familia demandará, dependerá básicamente del nivel de renta de la familia y del tamaño. Parece lógico que esto sea así, ya que cuanto mayor es el tamaño de la familia, son necesarias más habitaciones. Ahora bien, al igual que sucede en Linneman (1981), aunque la adición de un miembro (Linneman se refiere en concreto a la adición de un niño) aumente el número de habitaciones, dicho aumento no es unitario; así vemos que la elasticidad que él obtiene es de 0.1, mientras que la nuestra es de 0.06. La razón que Linneman aduce, y que aquí también sería de aplicación, es que un miembro adicional supone un mayor gasto en otros bienes y, en consecuencia, menos renta disponible para las habitaciones.

Este comportamiento no aparece tan claro en las otras dos características. Así, LTWC no tiene coeficiente significativamente distinto de cero para LMIEM y lo mismo sucede con M2TOT, características que, por otro lado sí dependen de variaciones en sus propios precios.

Si observamos las elasticidades precio cruzadas, se observa que, salvo para el caso del precio de las habitaciones, todas son negativas, lo que indicaría que, al igual que se ha obtenidos en otros trabajos de este mismo tema, como por ejemplo Palmquist (1984), se trata de bienes complementarios, que es lo que la teoría nos haría esperar. No obstante, Ohsfeldt (1988) obtiene el resultado de que el número de habitaciones y el número de baños son bienes sustitutivos. También Bajic (1984) llega a la conclusión de que las características que él considera son bienes sustitutivos; ahora bien, no se trata de resultados comparables con el nuestro, dado que él realiza su estudio considerando grupos de características; así uno de ellas se referiría a las propias características de la vivienda, mientras que otro a características del barrio, y en este caso, la teoría no dice nada acerca del signo que se espera obtener en las elasticidades precio cruzadas.

Por otro lado, el hecho de que la elasticidad renta siempre sea significativamente distinta de cero y, además, positiva para las tres características consideradas, nos permite decir que se trata de bienes normales y, dado que no está muy próximo dicho coeficiente a uno, podríamos decir que la elasticidad renta no es muy grande (las demandas de estas tres características son bastante inelásticas respecto de la renta).

El modelo nos permite **simular** la demanda de cada característica que una familia media demandaría a precios medios. En concreto, si pensamos en una familia con cuatro miembros, cuyo cabeza de familia sea hombre, de edad entre 30 y 44 años, con estudios de BUP, FP, o COU, e ingresos de 2.858.254 ptas. (que es la media de los ingresos de todas las familias de la muestra), para los precios medios de las tres características que todas estas familias han pagado, se obtiene que demandaría una vivienda de 85,8 metros cuadrados, con 1,05 cuartos de baño y con 4,70 habitaciones (en el cómputo total de habitaciones aparece la cocina y la sala de estar), lo cual nos parece bastante razonable.

A continuación comentaremos las elasticidades obtenidas respecto del propio precio, las elasticidades precio cruzadas y las elasticidades renta. Para la demanda de **metros cuadrados**, la elasticidad renta es de 0.1399, la del propio precio es –0.4050 y la elasticidad respecto al precio de los cuartos de baño es de –0.2626. En cuanto a la elasticidad respecto del precio de las habitaciones, el coeficiente que obtenemos es de 0.0208, es decir, tendría signo contrario al que esperaríamos. Ahora bien, se trata de un coeficiente no significativamente distinto de cero, por lo que podríamos considerar que, tal vez, la demanda de metros cuadrados no dependa del precio de las habitaciones.

Si nos referimos a la demanda de **cuartos de baño** (recordemos que es una suma ponderada de todos los posibles cuartos de baño), se tiene que la elasticidad renta es de 0.1213, la elasticidad respecto a su propio precio es de –0.4437 y la elasticidad respecto del precio de metros cuadrados es de –0.1981. De nuevo, si nos fijamos en la elasticidad respecto al precio de las habitaciones aunque ahora sí queda negativo, –0.050, se tiene que no es significativamente distinto de cero.

Finalmente, si nos fijamos en la demanda de **habitaciones**, se tiene que la elasticidad renta es sólo de 0.0610; es decir, de las tres características consideradas es la más inelástica frente a la renta. En cuanto a la elasticidad respecto del propio precio, nos queda que no es significativamente distinta de cero. Sí son significativamente distintas de cero las elasticidades cruzadas; en concreto, la elasticidad respecto del precio de los metros cuadrados es −0.1628 y respecto del precio del número de baños −0.1407. Podría extrañar que esta característica sea más elástica respecto de los precios de las otras dos que respecto del suyo propio, no obstante, como comentamos anteriormente, no esperamos obtener un buen comportamiento de la variable que recoge el precio marginal del número de habitaciones.

5.- CONCLUSIONES.

1.- En este trabajo hemos estimado la demanda de las distintas características que componen el bien genérico denominado *vivienda*, considerado como un bien heterogéneo según la terminología introducida, entre otros, por Lancaster (1966) y desarrollada formalmente por Rosen (1974).

2.- La estimación se realiza en dos etapas. En primer lugar se estiman los precios implícitos regresando el precio del producto sobre las características. En segundo lugar, el modelo permite deducir ecuaciones de demanda para las características. La estimación en la primera etapa consiste en regresar el precio de la vivienda sobre las distintas características seleccionadas utilizando las transformaciones de Box-Cox sin imponer restricciones de igualdad en los parámetros. En la siguiente etapa se obtiene la estimación de la demanda de cada una de las características para las tres capitales de la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV). Las características seleccionadas han sido el tamaño (en metros cuadrados), el número de habitaciones y el número de cuartos de baño.

3.- Los resultados obtenidos en la primera etapa (regresión de los precios sobre las características para las tres capitales de la CAPV) coinciden básicamente con los de Blomquist y Worley (1982). En los tres casos, la transformación más apropiada para la variable endógena (precio/media geométrica del precio) ha sido la del parámetro λ=0.1, esto es: $\frac{(p/\dot{p})^{0.1}-1}{0.1}$. En general, los resultados obtenidos son los esperados. En las tres ecuaciones hedónicas las características que teóricamente deben incrementar el precio de la vivienda, lo hacen (se trata de las variables M2TOT, TWC, AGUACAL, ASCEN, CALEF, NHAB, JCOMUN, DECOMUN, OTROS, INGORD Y GARA).

El modelo es útil, además de servir de paso previo para la estimación de la segunda etapa, para obtener, mediante simulación, los precios medios de las viviendas base en cada capital y, a partir de él, analizar su incremento a medida que se van añadiendo unidades adicionales de las características tratadas.

4.- En la segunda etapa, consistente en la estimación de la demanda de características (m^2 totales, cuartos de baño y número de habitaciones), se aprecia que las tres características son bastante inelásticas respecto de la renta y respecto del propio precio, aunque tanto la demanda de tamaño como la de cuartos de baño son más elásticas que la del número de habitaciones respecto de la renta. Respecto de los precios de las otras características, la elasticidad es aún menor que respecto del propio precio. Las elasticidades renta, positivas y significativas, dan idea de bienes (características) normales; las elasticidades precio cruzadas, negativas en general, indican la complementariedad de las características, como es de esperar. Las elasticidades estimadas se recogen en la Tabla 8. Merece un comentario el caso de las elasticidades referidas al número de habitaciones; en este caso, el coeficiente significativamente distinto de cero era el correspondiente al logaritmo del número de miembros, indicando que la inelasticidad frente a precio y renta puede venir determinada porque, ante aumentos en el tamaño de la familia, el número de habitaciones pasa a ser un bien necesario.

El modelo, además, nos permite simular la demanda de características de una familia media en la Comunidad Autónoma del País Vasco, que se decantaría por una residencia de una superficie aproximada de 85,8 m^2, 1,05 cuartos de baño y 4,70 habitaciones, aunque se pueden modificar a voluntad todas las variables del modelo para predecir la demanda de características correspondientes a diferentes niveles de renta, estudios, edad, etc.

Tabla 8. Elasticidades renta, precio y cruzadas de la demanda de las tres características.

Características	ε_M	ε_P	ε_{Cmc}	ε_{Ccb}	ε_{Cnh}
Metros cuadrados	**0,1399**	**–0,4050**		**–0,2626**	**0,0208 (n.s.)**
Cuartos de Baño	**0,1213**	**–0,4437**	**–0,1981**		**–0,0050 (n.s.)**
Número de habitaciones	**0,0611**	**0.0060 (n.s.)**	**–0,1628**	**–0,1407**	

ε_M: Elasticidad respecto de la renta

ε_P: Elasticidad respecto del propio precio

ε_{Cmc}: Elasticidad cruzada respecto del precio de los metros cuadrados

ε_{Ccb}: Elasticidad cruzada respecto del precio de los cuartos de baño

ε_{Cnh}: Elasticidad cruzada respecto del precio del número de habitaciones

n.s.: El coeficiente no era significativamente distinto de cero al nivel de significación del 10%.

BIBLIOGRAFÍA.

BAJIC, V.: "An analysis of the demand for housing attributes". Applied Economics, 16; pp. 597-610. 1984.

BARTIK, T.J.: "The estimation of demand parameters in hedonic price models". Journal of Political Economy, 95; pp. 81-88. 1987.

BLACKLEY, P; FOLLAIN, J.R. y ONDRICH, J: "Box-Cox estimation of hedonic models: How serious is the iterative OLS variance bias?". The Review of Economics and Statistics, vol. 66 (2); pp. 348-353. 1983.

BLOMQUIST, G. y WORLEY, L.: "Specifying the demand for housing characteristics: The exogeneity issue". En *D. B. Diamond y G.S. Tolley eds.: The economics of urban amenities (Academic Press. Nueva York)*; pp. 89-102. 1982.

BOX, G. y COX, D.: "An analysis of transformations". Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 26; pp. 211-252. 1964.

CAN, A.: "Specification and estimation of hedonic housing price models". Regional Science and Urban Economics, 22; pp. 453-474. North-Holland. 1992.

DANIERE, A.G.: "Estimating willingness-to-pay for housing attributes. An application to Cairo and Manila". Regional Science and Urban Economics, 24; pp. 577-599. 1994.

DIAMOND, D.B. y SMITH, B.A.: "Simultaneity in the market for housing characteristics". Journal of Urban Economics, 17; pp. 280-292. 1985.

ENCUESTA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES 1990-91. Instituto Nacional de Estadística (INE).

FOLLAIN, J.R. y JIMENEZ, E.: "Estimating the demand for housing characteristics: A survey and critique". Regional Science and Urban Economics, 15; pp. 77-107. North-Holland. 1985.

FREEMAN, A.M.: "The benefits of environmental improvement: Theory and practice". Baltimore: John Hopkins Press (for Resources for the Future). 1979.

GOLDFELD, S.M. y QUANDT, R.E.: “Some tests for homoskedasticity”. Journal or the American Statistical Association, 60; pp. 539-559. 1965.

HALVORSEN, R. y POLLAKOWSKI, H.O.: “Choice of functional form for hedonic price equations”. Journal of Urban Economics, 10; pp. 37-49. 1981.

HOUTHAKKER, H.S.: “Compensated changes in quantities and qualities consumed”. Review of Economic Studies, 19; nº 3; pp 155-164. 1952.

HUH, S. y KWAK, S.-J.: “The choice of functional form and variables in the hedonic price model in Seoul”. Urban Studies, 34, nº 7; pp. 989-998. 1997.

JAEN, M. y MOLINA, A.: "Modelos econométricos de tenencia y demanda de vivienda". Monografías. Ciencias Económicas y Jurídicas,1. Universidad de Almería. Servicio de Publicaciones. Almería. 1995.

KIM, S.: “Search, hedonic prices and housing demand”. The Review of Economics and Statistics; pp. 503-508. 1992.

LANCASTER, K. J.: “A new approach to consumer theory”. Journal of Political Economy, 74; pp. 132-156. 1966.

LINNEMAN, P.: “Some empirical results on the nature of the hedonic price function for the urban housing market”. Journal or Urban Economics, 8; pp. 47-68. 1980.

LINNEMAN, P.: “The demand for residence site characteristics”. Journal or Urban Economics, 9; pp. 129-148.1981.

LOPEZ GARCIA, M.A.: “Algunos aspectos de la economía y la política de la vivienda”. Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. XVI, nº1; pp. 3-41. 1992.

MADDALA, G.S.: “Econometría”. McGraw Hill ed.1985.

MUTH, R.F.: “Household production and consumer demand functions”. Econometrica, 34; pp. 699-708. 1966.

OHSFELDT, R.L.: “Implicit markets and the demand for housing characteristics”. Regional Science and Urban Economics, 18. North Holland; pp. 321-343. 1988.

PALMQUIST, R.B.: “Estimating the demand of housing characteristics”. The Review of Economics and Statistics, 66; pp. 394-404. 1984.

ROSEN, S.: “Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition”. Journal of Political Economy, 82; pp. 34-55. 1974.

SAURA GARCIA, P.: "Demanda de características de la vivienda en Murcia". Secretariado de Publicaciones. Universidad de Murcia. 1995.

WHITE, H.: “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimation and a direct test for heteroskedasticity”. Econometrica, 48, nº 4; pp. 817-838. 1980.

ANEXO I.- Comentarios sobre las variables utilizadas en la primera fase de la estimación.

• Variable endógena.- Precio que la familia cree que habría que pagar en el año de realización de la encuesta (1991) por una vivienda como la que tiene. Se trata de una variable medida con error, ya que lo que en realidad habríamos querido regresar son precios de venta efectivos en dicho año de un piso con idénticas características a aquél del que hay datos. No se dispone de dicha información, pero utilizar la variable señalada no implica serios problemas econométricos por ser la variable endógena la que está medida con error, como señala Maddala (1985).

• Superficie.- Se puede optar por metros cuadrados útiles (M2UTI) o metros totales construidos (M2TOT). De entre las dos, nos quedamos con la segunda de las variables, pero se puede comprobar, en las regresiones efectuadas, que la elección de una u otra no es muy relevante (los resultados son prácticamente los mismos, y esto es de esperar, ya que la correlación existente entre ambas variables toma valores en torno a 0.95).

• Numero de baños.- Aparecen cuatro tipos distintos de cuartos de baño (desde WC1 a WC4). Al no ser todos ellos de las mismas características cabe pensar que no se pueden utilizar conjuntamente. Ahora bien, al tratar de reflejarlos de forma separada, se observa que algunos de esos cuartos de baño aparecen en muy pocas viviendas y el coeficiente estimado que les correspondería sería muy poco fiable. Además, nunca aparece más de un cuarto de baño de dichos tipos en una vivienda, con lo cual pasarían a convertirse en variables dummies. Es por ello que se trata de recoger una única variable en la que aparezca información referente a todos ellos. En la mayoría de trabajos empíricos no se tiene en cuenta dicha consideración y sin más aparece una variable que, dada la no especificación, cabe pensar que es el resultado de sumar los cuartos de baño [Ohsfeldt (1988), Palmquist (1984)]. Sin embargo, en Kim (1992), se pondera la importancia de dichos cuartos de baño en el conjunto. En nuestro trabajo hemos considerado distintas posibilidades y la variable que mejores resultados ofrece es la de WC1+0.75WC2+0.5(WC3+WC4); además, parece que tienen sentido dichas ponderaciones si consideramos la definición de los distintos tipos de cuartos de baño. Será ésta por lo tanto la variable a la que denominaremos TWC y a partir de la cual elaboraremos nuestras conclusiones.

• Año de construcción.- Esta variable plantea un problema a la hora de realizar las estimaciones. Si se incluye en las regresiones hedónicas tal como aparece, obtenemos como resultado, en concreto para la ciudad de San Sebastián, el signo contrario al esperado. Esto indicaría que cuanto más antiguas sean las viviendas mayor será su precio. La razón que podemos dar para este resultado es el hecho de que existen variables que nos gustaría que estuvieran recogidas pero de las que no disponemos. Un ejemplo serían datos referentes a proximidad al centro de la ciudad. Nótese que cuanto más en el centro de la ciudad está la vivienda, en general los precios de las mismas, a igualdad del resto de características son más elevados. A modo de ejemplo, las viviendas situadas en la *parte vieja* de San Sebastián se encuentran entre las más caras de la ciudad pese a ser las más antiguas. La consideración de esta variable tal como aparece daría problemas en la segunda etapa si tratásemos de determinar la ecuación de demanda (sería demanda de construcciones más modernas), ya que tendríamos precios marginales negativos. A pesar de la no consideración de dicha ecuación de demanda, se ha optado por recoger la información referente a la antigüedad de la vivienda en forma de variables dummies. La razón es que puede suceder que la tendencia varíe en cada ciudad dependiendo de en qué fechas se haya ido produciendo la expansión de la misma. Cuando se ha tratado de ajustar la regresión realizando transformaciones de Box-Cox sobre esta variable, en general, resultaba no significativa. Sin embargo, al aproximarla por variables dummies, vemos que hay casos en que sí pasa a ser significativa. Por otro lado, se producía además un aumento en el coeficiente de determinación corregido. Es por ello que ésa es la especificación que finalmente aparece. Las variables pasan a ser:

AC1: toma el valor 1 si el año de construcción de la vivienda está entre 1851 y 1940, ambos inclusive.

AC2: toma el valor 1 si el año de construcción de la vivienda está entre 1941 y 1950, ambos inclusive.

AC3: toma el valor 1 si el año de construcción de la vivienda está entre 1951 y 1960, ambos inclusive.

AC4: toma el valor 1 si el año de construcción de la vivienda está entre 1961 y 1970, ambos inclusive.

AC5: toma el valor 1 si el año de construcción de la vivienda está entre 1971 y 1980, ambos inclusive.

AC6: toma el valor 1 si el año de construcción de la vivienda está entre 1981 y 1990, ambos inclusive.

- Nivel económico de la zona.- No tenemos datos sobre esta variable, pero consideraremos una variable proxy. Dado que en la EPF90-91 existen datos sobre nivel de ingresos ordinarios familiares (INGORD), y además una consideración por parte de la familia de cuál es su situación económica respecto de la de sus vecinos, se planteó inicialmente la posibilidad de combinar la variable INGORD con variables dummies que crearíamos teniendo en cuenta si la situación económica respecto de los vecinos era mucho peor, peor, igual, mejor o mucho mejor. La otra posibilidad era considerar sin más la variable INGORD. La razón de decantarnos finalmente por esta segunda opción es que, en general, los niveles económicos de los vecinos pertenecientes a una zona concreta no son excesivamente heterogéneos. De hecho en la variable CVECINO que indica la percepción que la familia tiene de su nivel de ingresos respecto del de sus vecinos, la mayoría de familias contesta que es similar. Las primeras variables presentaban el inconveniente de que se debían eliminar de la muestra a todas aquellas familias que habían dado como respuesta *No sabe, no contesta* a la variable CVECINO, y la reducción en el número de observaciones era considerable. Además se realizaron ambas regresiones, y los resultados para aquellas familias para las que se podían efectuar ambas eran muy similares. Es por ello que la variable que finalmente se toma como proxy para el nivel económico de la zona es INGORD.

ANEXO II.- Estructura del precio de la vivienda en función de las características.

Gráfico 2. Precio de la vivienda en función de los metros cuadrados totales.

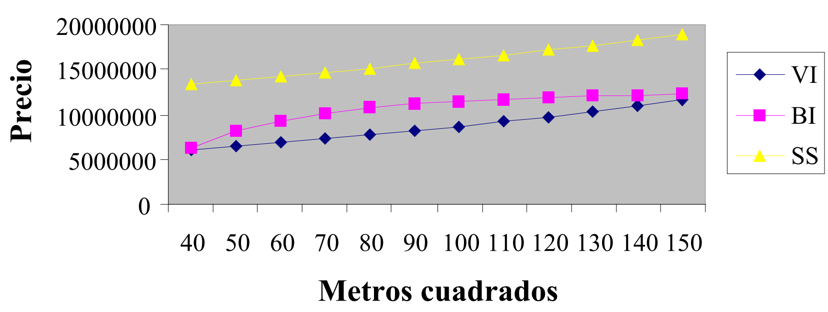


Gráfico 3. Precio de la vivienda en función del número de baños.

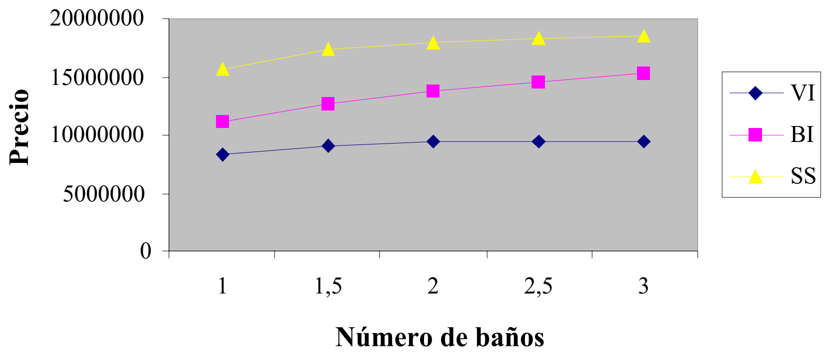
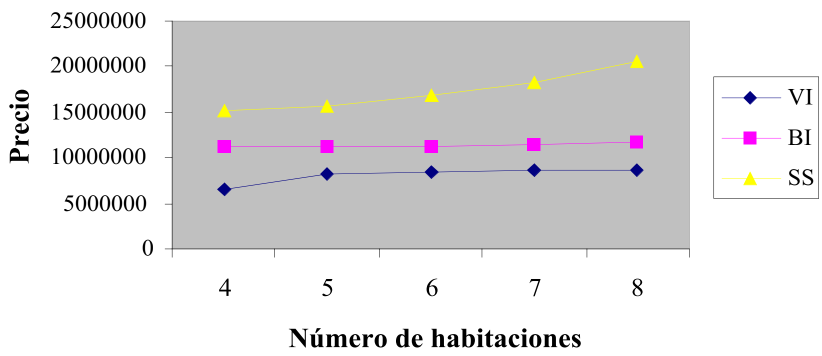
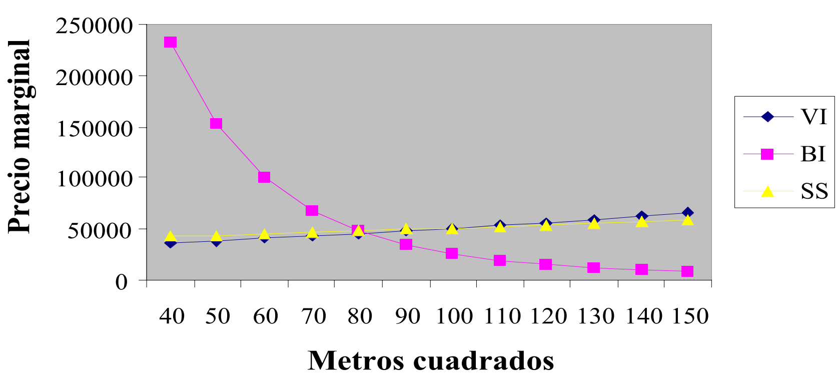


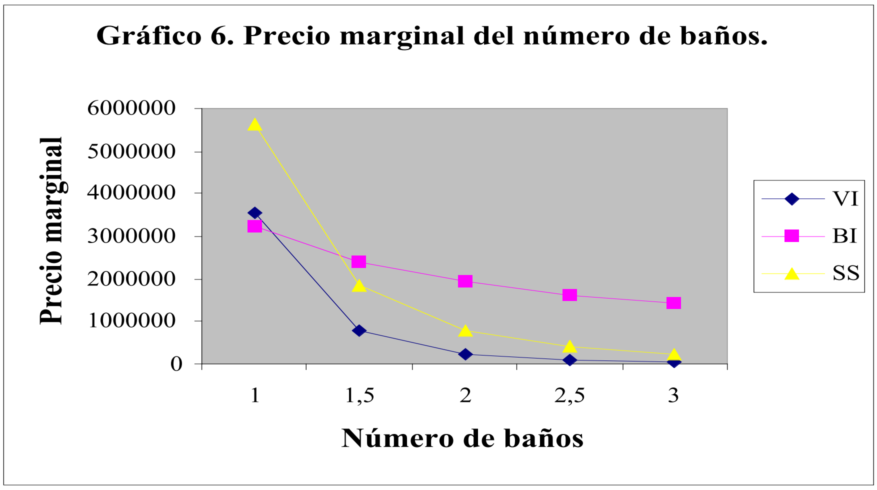
Gráfico 4. Precio de la vivienda en función del número de habitaciones.

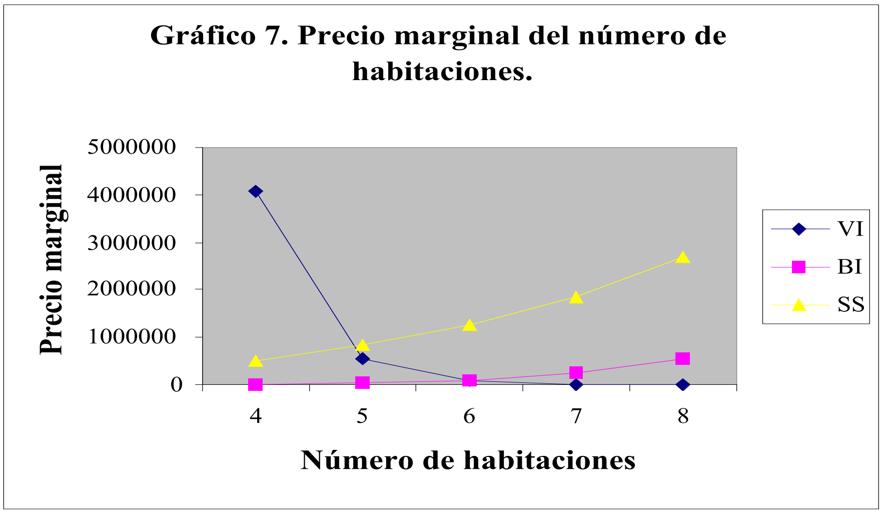


ANEXO III.- Estructura del precio marginal de las características.

Gráfico 5. Precio marginal de los metros cuadrados.







ANEXO IV.- Comentarios sobre las variables utilizadas en la segunda fase de la estimación.

LM2TOT: es el logaritmo neperiano del número de metros cuadrados construidos.

LTWC: es el logaritmo neperiano del número de cuartos de baño.

LNHAB: es el logaritmo neperiano del número de habitaciones.

LMIEM: es el logaritmo neperiano de la variable Número de Miembros de la Familia. Cuando se toma la transformación logarítmica se obtienen mejores resultados para dos de las capitales consideradas, y para la otra, prácticamente los mismos resultados.

LINGORD: es el logaritmo neperiano de la variable Ingresos Ordinarios de la Familia. Sobre la elección de esta variable, hay que hacer matizaciones. Así, Palmquist (1984) considera que la renta familiar debe ajustarse para llegar a obtener una aproximación lineal, debido a que la restricción presupuestaria no es lineal.

Por otro lado, Ohsfeldt (1988) señala que, aunque no se produjese dicho ajuste, los resultados, en el estudio que él hace no son muy diferentes. Ahora bien, afirma que para las tres funciones de utilidad que él plantea en su trabajo (Cobb-Douglas, CES, y cuadrática generalizada) es más apropiado considerar el gasto, excluido el realizado en vivienda, de la familia que la renta de la misma, para evitar los sesgos que se producirán en caso contrario. No obstante, podemos encontrar trabajos en los que es la renta la variable utilizada [por ejemplo, Linneman (1981) y Kim (1992)], con lo que se obtiene la elasticidad renta (en el otro caso, hablamos de elasticidad gasto). Lo que sí debe tenerse en cuenta a la hora de realizar comparaciones es que la elasticidad renta es menor que la elasticidad gasto, ya que un aumento en la renta conlleva un aumento menos que proporcional en la parte de la misma destinada a gasto en vivienda o en otros bienes y servicios.

LPNHAB: es el logaritmo neperiano del precio marginal estimado para el número de habitaciones.

LPM2: es el logaritmo neperiano del precio marginal estimado para el número de metros cuadrados construidos.

LPWC: es el logarimo neperiano del precio marginal estimado para el número de cuartos de baño (TWC).

EDAD3: variable dummy que toma el valor 1 cuando el cabeza de familia tiene una edad comprendida entre 30 y 44 años.

EDAD4: variable dummy que toma el valor 1 cuando el cabeza de familia tiene una edad comprendida entre 45 y 64 años.

EDAD5: variable dummy que toma el valor 1 cuando el cabeza de familia tiene una edad mayor o igual que 65 años.

Cuando estas tres variables toman el valor 0 el cabeza de familia tiene edad inferior a 30 años.

ESTUD3: variable dummy que toma el valor 1 cuando el cabeza de familia ha realizado BUP, COU o FP-2.

ESTUD4: variable dummy que toma el valor 1 cuando el cabeza de familia es diplomado universitario o equivalente.

ESTUD5: variable dummy que toma el valor 1 cuando el cabeza de familia tiene estudios superiores o equivalentes.

Cuando estas tres variables toman el valor 0, el cabeza de familia tiene como mucho estudios primarios.