

PRECIOS
HEDÓNICOS PARA
ORDENADORES
PERSONALES EN
ESPAÑA DURANTE
LA DÉCADA DE
LOS AÑOS NOVENTA

Mario Izquierdo
y M.^a de los Llanos Matea

Banco de España - Servicio de Estudios
Estudios Económicos, nº 74 - 2001

PRECIOS
HEDÓNICOS PARA
ORDENADORES
PERSONALES EN
ESPAÑA DURANTE
LA DÉCADA DE
LOS AÑOS NOVENTA

Mario Izquierdo
y M.^a de los Llanos Matea

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET en la dirección <http://www.bde.es>.

ISSN: 0213-2699

ISBN: 84-7793-771-0

Depósito legal: M. 48895-2001

Imprenta del Banco de España

ÍNDICE

	<i>Páginas</i>
INTRODUCCIÓN.....	7
I. METODOLOGÍA HEDÓNICA.....	11
I.1. Funciones hedónicas.....	11
I.2. Índices de precios.....	14
II. BASE DE DATOS.....	17
III. ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN HEDÓNICA	25
III.1. Ordenadores de sobremesa.....	26
III.2. Ordenadores portátiles	35
IV. ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS.....	45
IV.1. Ordenadores de sobremesa	45
IV.2. Ordenadores portátiles.....	49
IV.3. Sesgo de calidad: índices de precios hedónicos e IPC.....	53
V. CONCLUSIONES.....	55
APÉNDICE	57
BIBLIOGRAFÍA	59

INTRODUCCIÓN (1)

Recientemente se han cumplido los veinte años del primer ordenador personal y hace más de veintiséis de la comercialización, por primera vez, de su antecesor, el microordenador. En cuanto a los ordenadores portátiles, aparecieron en 1984. En todo este tiempo, los cambios sufridos por los ordenadores personales han sido enormes. El aumento de la potencia del procesador ha venido marcado por la evolución de la industria de los semiconductores, de manera que se ha duplicado aproximadamente cada año y medio. El resto de componentes de los ordenadores personales (disco duro, memoria, monitor, tarjeta gráfica, programas, etc.) también han mejorado de manera espectacular. El aumento de las prestaciones de los ordenadores personales se ha producido a la vez que se asistía a un abaratamiento de los mismos. Esta circunstancia ha favorecido su incorporación en todos los ámbitos de la sociedad. Así, por ejemplo, las familias españolas empiezan a considerar al ordenador como un electrodoméstico más. De hecho, según la Encuesta General de Medios, a finales del año 2000, casi un tercio de los hogares españoles tenían ordenador.

Por definición, un índice de precios debe comparar los precios en dos momentos del tiempo del mismo producto; es decir, si se han producido cambios en las características (calidad) entre ambos momentos debe realizarse algún tipo de ajuste que lo tenga en cuenta. Desde 1985 la Oficina de Estadística Norteamericana utiliza la metodología hedónica para el cálculo de índices de precios en el sector informático ajustados de cambios de calidad, y son abundantes los estudios académicos, principalmente aplicados al caso estadounidense, que calculan este tipo de índices de precios (2). Aunque esta metodología empezó a aplicarse en otros sectores (3), el intenso progreso tecnológico experimentado en este sector

(1) Queremos agradecer a SEDISI los datos proporcionados, sin los cuales este trabajo no podría haberse realizado. Asimismo, agradecemos los comentarios de O. Bover, J. J. Camio, P. L'Hotellerie y de los asistentes al seminario interno del Servicio de Estudios del Banco de España.

(2) Véase Bover e Izquierdo (2001).

(3) En el sector automovilístico, Court (1939) calcula índices de precios hedónicos para Estados Unidos en el período 1925-1935, y la Oficina Estadística Norteamericana utiliza, desde 1968, la metodología hedónica en el cálculo de precios para el sector de la vivienda.

hace que esta metodología sea especialmente adecuada para su tratamiento y ha provocado importantes diferencias entre las series de precios de ordenadores ajustadas con la metodología hedónica frente a las estimadas utilizando técnicas más tradicionales. Los índices de precios hedónicos muestran caídas anuales medias entre el 20 % y el 40 %, dependiendo del tipo de producto y período considerados, mientras que en aquellos países que emplean técnicas más tradicionales las caídas de precios son muy reducidas o incluso se observan incrementos de precios. Estos resultados han abierto un debate sobre los efectos de la utilización de esta metodología en Estados Unidos [véase, por ejemplo, Landefeld y Grimm (2000)], así como sobre su aplicación en otros países. En la actualidad, EUROSTAT [véase EUROSTAT (1999)] recomienda el uso de la metodología hedónica para la construcción de índices de precios de ordenadores, y las oficinas de estadística de, al menos, Canadá, Dinamarca, Francia y Suecia ya la han adoptado.

El objetivo de este trabajo es aplicar la metodología hedónica al caso español y cuantificar la magnitud del sesgo de calidad presente en las series oficiales de precios de los ordenadores españoles por un insuficiente ajuste de las mejoras de calidad acaecidas. Esta metodología requiere estimar una función hedónica, que relacione el precio de un producto con el nivel de sus características, para luego definir, a partir de esa estimación, los índices de precios que representen la evolución de los precios a un nivel de calidad constante. El obstáculo más frecuente con el que este tipo de estudios se suele encontrar es la ausencia de una base de datos con la información necesaria. Además del precio del bien, para el cálculo de índices de precios hedónicos, se precisa información sobre el conjunto de sus características relevantes, tanto desde el punto de vista del productor como del consumidor, que afecten a la formación del precio. Son necesarios, por tanto, determinados conocimientos técnicos que permitan elegir estas variables y fuentes de datos donde estas estén disponibles. La base de datos utilizada en este estudio ha sido diseñada y facilitada por los expertos de la Asociación Española de Empresas de Tecnologías de la Información (SEDISI) y contiene información para ordenadores de sobremesa y portátiles entre 1990 y 2000. En particular, se conoce el precio del ordenador, la marca del fabricante o distribuidor, la velocidad del procesador, la capacidad del disco duro, la cantidad de memoria RAM, la disponibilidad de CD-ROM (en el caso de los ordenadores de sobremesa) y el peso (en el caso de los ordenadores portátiles). Estas son las variables que se han utilizado con más frecuencia en los estudios realizados para Estados Unidos. Es decir, todas ellas son fundamentales. Si bien, habría sido deseable disponer de otras características, como son el tipo de pantalla, el tipo de procesador y los distintos accesorios de que dispone el ordenador, que, sin duda, han mejorado sustancialmente en los últimos años, y, por tanto, deberían también

tenerse en cuenta a la hora de analizar la evolución del precio de los ordenadores.

Tras la estimación de la función hedónica, se construye lo que se denomina un índice de precios hedónicos, que representa la evolución de los precios de los ordenadores una vez que se ha controlado, hedónicamente, por los importantes cambios ocurridos en las características (calidad) de los ordenadores a lo largo de este período. Este índice hedónico se compara con la serie oficial de precios de ordenadores publicada por el INE para cuantificar la magnitud del sesgo de calidad de los precios en este sector de la economía española.

El resto del trabajo se organiza en cinco capítulos. En el primero se realiza un breve repaso a la metodología que se va a utilizar, tanto en lo referente a la especificación de la función hedónica como al cálculo posterior de los índices de precios. El segundo capítulo describe con detalle las características de la base de datos utilizada, mientras que en el tercero se presentan las estimaciones realizadas de la función hedónica. En el cuarto capítulo se construyen distintos índices de precios hedónicos, a partir de las estimaciones realizadas en el tercer capítulo, y se agregan los índices de precios para ordenadores de sobremesa y portátiles en un índice común de ordenadores, que se compara con el índice de precios oficial calculado por el INE, para cuantificar el sesgo de calidad presente en este último. Finalmente, en el quinto y último capítulo se resumen las principales conclusiones.

METODOLOGÍA HEDÓNICA

En este capítulo se presentan brevemente los aspectos fundamentales de la metodología hedónica que van a ser aplicados en los capítulos posteriores de este estudio, tanto en lo referente a la especificación y estimación de la función hedónica, que relaciona los precios y las características de los productos, como a la construcción posterior de los índices de precios hedónicos (1).

I.1. Funciones hedónicas

La metodología hedónica supone que el precio observado de un producto es una función de sus características. Para el precio de los ordenadores se han aplicado diversas formas funcionales, si bien, la lineal, la semilogarítmica y la logarítmica doble son las utilizadas más frecuentemente (2).

En una especificación logarítmica doble, la relación entre los precios y sus características es la siguiente:

$$\ln P_{it} = \alpha_0 + \sum_{t=1}^T \alpha_t D_t + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln X_{ijt} + u_{it} \quad t=0, \dots, T, \quad [I.1]$$

donde P_{it} es el precio del modelo i en el período t ; D_t es una variable artificial temporal que toma el valor uno en el período t y cero en el resto de

(1) Una extensa revisión de la metodología hedónica para el sector informático se puede consultar en Triplett (2000). Asimismo, para más detalles se puede acudir a las referencias citadas más adelante en este capítulo.

(2) Otra forma funcional más flexible y que, en ocasiones, es utilizada es la *translog*. Sin embargo, existen otras muchas posibilidades para flexibilizar la relación entre los precios y sus características, como la cuadrática semilogarítmica, que se puede consultar, junto con la *translog*, en Diewert (2001), o las estimadas por Nelson *et al.* (1994) para permitir que el efecto de las características varíe con el tiempo.

períodos; X_{ijt} es el nivel de la característica j en el modelo i del período t ; y u_t es un término de error.

Las otras dos formas funcionales solo difieren de la ecuación [I.1] en la transformación con la que aparecen los precios y las características. En una forma lineal, tanto los precios como las características se relacionan en niveles, mientras que cuando la forma funcional es la semilogarítmica, el logaritmo de los precios es función de los niveles de las características. Por otro lado, aunque se utilice una especificación logarítmica doble, si algunas de las características tienen valores cero o se utilizan variables artificiales para captar la presencia o ausencia de una característica, a estas variables no se les puede aplicar logaritmos y, en consecuencia, dichas variables entran en forma semilogarítmica (3).

Nótese que, para evitar la colinealidad entre la constante y las variables artificiales temporales, se ha eliminado la variable artificial correspondiente al primer período. En consecuencia, las $\ln p_{jt}$ están en términos relativos al período inicial y, por tanto, proporcionan la variación, entre el período t y el inicial, del precio estimado cuando se controla por cambios en las características. Por su parte, cada una de las $\ln X_{ijt}$ de la ecuación [I.1] es el precio sombra de la correspondiente característica j . Por último, los u_{it} recogen efectos tan distintos como los debido a errores de medida de las variables incluidas, a características omitidas o a una especificación incorrecta de la forma funcional.

Desde Rosen (1974) hasta el trabajo más reciente de Diewert (2001) se han llevado a cabo distintos estudios teóricos para determinar la forma funcional. Sin embargo, como señala Triplett (2000), ni la teoría clásica de la utilidad ni la teoría de la producción pueden llegar a precisar el tipo de relación entre los precios y las características del producto. En consecuencia, este aspecto es una cuestión empírica. El cuadro 4.2 de Triplett (1989) y el cuadro 5.3 de Triplett (2000) proporcionan una visión general, aunque no completa, de las diversas formas funcionales que en la literatura se han empleado para los ordenadores. Como se desprende de ambos cuadros, la forma logarítmica doble es la que en más ocasiones se ha utilizado, pero no siempre esta elección está respaldada por un contraste frente a otras especificaciones (4) [véase también el cuadro 4.3 de Triplett (1989)].

(3) Sin embargo, esta no es la única razón para mezclar variables en niveles y en logaritmos. De hecho, no hay una justificación que obligue a aplicar a todas las variables la misma transformación. En este sentido, y de acuerdo a un análisis estadístico, el Institut National de la Statistique et des Études Économiques [véase Moreau (1996)] utiliza tanto variables en niveles como en logaritmos para explicar el logaritmo del índice de precios de ordenadores.

(4) Para comparar estadísticamente formas funcionales alternativas, lo usual es acudir al \bar{R}^2 o al *test* F, aunque, de manera más esporádica, también se utiliza la transformación de Box-Cox.

A la hora de estimar una ecuación como [1.1] existen varias estrategias no excluyentes. En primer lugar, se puede utilizar toda la muestra disponible para estimar una única regresión (estimación con todo el *pool* de datos). De esta forma, se impone que los parámetros β_j sean constantes en el tiempo. Cuando se producen innovaciones tecnológicas importantes esta restricción puede ser poco realista. La segunda posibilidad flexibiliza (5) esta limitación al desagregar el *pool* de datos en períodos adyacentes, de dos o más, estimando una serie de regresiones. En cada una de las regresiones, excepto en la primera, el primer período considerado es el último incluido en la regresión anterior. Esta estrategia mantiene constantes los coeficientes de las características dentro de cada uno de los períodos adyacentes, pero permite que varíen entre las diferentes regresiones. Evidentemente, se pueden seguir ambas estrategias y contrastar cuál de ellas es la más adecuada, así como la longitud óptima de los períodos adyacentes. Otra forma, incluso más sencilla, de permitir que los coeficientes β_j varíen en el tiempo consiste en estimar por separado una ecuación para cada uno de los $T + 1$ períodos de la muestra. En este caso, en cada ecuación desaparece la variabilidad temporal y, en consecuencia, las D_t .

Para finalizar con este apartado, conviene hacer una breve referencia a los tres problemas principales que los detractores de las regresiones hedónicas suelen esgrimir. En primer lugar, es frecuente que los investigadores no tengan precios de transacción sino de catálogo. En la medida en que los descuentos sean una práctica extendida, como sucede con los ordenadores, las tasas de variación de los precios resultantes estarán sesgadas si los descuentos varían en el tiempo. En general, obtener información sobre descuentos es complicado, por varias razones. Como señalan Baldwin *et al.* (1997), por un lado, es habitual que los descuentos se apliquen en bloque sobre la compra conjunta de ordenadores y otros accesorios, por lo que es difícil discernir la parte del descuento que corresponde a cada producto. Por otro lado, el vendedor, al conceder los descuentos, discrimina entre compradores, en función de las expectativas que tenga sobre sus futuras compras de equipos y servicios.

El segundo problema es el de la multicolinealidad. Es bien sabido que si existe correlación entre las características, los coeficientes estimados son inestables y sus varianzas muy elevadas. En consecuencia, la interpretación económica de las $\hat{\beta}_j$ (el símbolo $\hat{}$ sobre un coeficiente indica que es el valor estimado) se resiente, aunque no tiene por qué invali-

(5) No obstante, esta no es la única vía para permitir que los parámetros varíen en el tiempo. Hay modelos no lineales en los parámetros, como los estimados en Nelson *et al.* (1994), que combinan la estimación conjunta de todo el período con parámetros dependientes del tiempo.

dar, necesariamente, la estimación de los precios ajustados por cambios de calidad resultante de la regresión hedónica.

Finalmente, está el problema de la omisión de características relevantes. Respecto al mismo, hay que diferenciar entre tres situaciones distintas. En la primera, la variable omitida no está correlacionada con las incluidas, por lo que las $\hat{\beta}_j$ son insesgadas y su interpretación económica como precio sombra de la característica j es válida. Sin embargo, las $\hat{\beta}_t$ son sesgadas y lo mismo sucede con los precios ajustados por cambios de calidad que se pueden obtener de dicha ecuación, por cuanto en dichos precios no es posible controlar parte de los cambios en las características (los correspondientes a la variable omitida). En la segunda, la variable omitida está correlacionada con alguna de las variables incluidas y ambas varían simultáneamente y en la misma proporción. En esta circunstancia, aunque la $\hat{\beta}_j$ correspondiente es sesgada, las $\hat{\beta}_t$ y los precios ajustados por cambios de calidad son insesgados. Sin embargo, en la tercera situación, cuando la variable omitida no se mueve sincronizada con la que está correlacionada, incluso las $\hat{\beta}_t$ y los precios ajustados por cambios de calidad son sesgados.

Estos problemas, más que invalidar las regresiones hedónicas, ponen el acento en la necesidad, por un lado, de realizar una buena selección de las variables, para lo que el conocimiento del producto es fundamental, y, por otro lado, de no escatimar esfuerzos para conseguir una muestra que mida adecuadamente los precios y las características. Este requerimiento intensivo de información de la metodología hedónica, tanto en calidad como en cantidad, es quizá el obstáculo clave para una mayor utilización de esta metodología por las distintas oficinas estadísticas.

1.2. Índices de precios

Existen varios procedimientos para calcular índices de precios ajustados por cambios de calidad a partir de las regresiones hedónicas. El más sencillo de ellos es el denominado método de las variables artificiales temporales. Con este procedimiento el índice de precios ajustado por cambios de calidad se calcula a partir de los coeficientes $\hat{\beta}_t$ estimados en una ecuación como [1.1]. La expresión concreta del índice depende de la forma funcional de la regresión y de la estrategia de estimación. Cuando se estima con todo el *pool* de datos y la forma funcional es la logarítmica doble o la semilogarítmica, las $\hat{\beta}_t$ representan el cambio porcentual del precio al controlar por cambios en las características entre el período t y el inicial. En consecuencia, el índice se construye a partir de la secuencia

de $\exp(\hat{\epsilon}_1)$, $\exp(\hat{\epsilon}_2)$, etc. (6). Si la estimación se realiza por períodos adyacentes, hay que tener en cuenta que las $\hat{\epsilon}_t$ ya no están todas con relación al período inicial, sino al primer período incluido en cada una de las submuestras estimadas. De tal forma que si, por ejemplo, cada submuestra está formada por dos períodos adyacentes del *pool*, el índice en el período t con base en el período inicial será igual a (7):

$$I_{0t} = \exp\left(\sum_{k=1}^t \hat{\epsilon}_k\right). \quad [1.2]$$

Cuando se realizan estimaciones período a período, los coeficientes $\hat{\epsilon}_j$ varían con el tiempo, por lo que el procedimiento anterior ya no es válido (8). En su defecto, se puede calcular un índice de precios de características, en el que, por ejemplo, las cantidades estén fijadas en el año base, es decir, que sea un índice del tipo Laspeyres (9). Si la forma fun-

(6) Nótese que para la forma logarítmica doble, el índice de precios ajustado por cambios de calidad en el período t con base en el período inicial y en tanto por uno sería:

$$I_{0t} = \frac{E\left[\exp\left(\ln P_t - \sum_{j=1}^n \ln X_{jt}\right)\right]}{E\left[\exp\left(\ln P_0 - \sum_{j=1}^n \ln X_{j0}\right)\right]}$$

donde E es la esperanza matemática. Por tanto, al calcularlo a partir de la secuencia de las $\exp(\hat{\epsilon}_j)$ no se está computando el índice exacto, sino tan solo una aproximación, por cuanto, es bien sabido, que $\exp(\hat{\epsilon}_j)$ es un estimador sesgado del estimador de $\exp(\epsilon_j)$. El sesgo se corrige si se utiliza

$$\exp\left(\hat{\epsilon}_t + \frac{1}{2} \hat{\sigma}_t^2\right),$$

donde $\hat{\sigma}_t^2$ es la varianza estimada de ϵ_t . No obstante, en la práctica se suele obviar esta corrección, dado su reducido valor.

(7) Cuando la forma funcional es la lineal, y se estima con toda la muestra, el índice se calcula como:

$$I_{0t} = \frac{\hat{\epsilon} + \bar{\epsilon}_t}{\hat{\epsilon}}.$$

Sin embargo, si se estiman períodos adyacentes, por ejemplo, tomando de dos en dos los períodos, la expresión para calcular el índice pasa a ser:

$$I_{0t} = \frac{\hat{\epsilon} + \sum_{k=1}^t \hat{\epsilon}_k}{\hat{\epsilon}}.$$

(8) Aunque en la estimación por períodos adyacentes también se permite que las $\hat{\epsilon}_j$ varíen temporalmente, sin embargo, se mantienen constantes dentro de cada conjunto de períodos incluidos en cada regresión y, por tanto, los coeficientes $\hat{\epsilon}_t$ siguen aportando la estimación de la inflación corregida por los cambios de calidad.

(9) Se pueden también calcular índices de otros tipos, como, por ejemplo, el de Paasche o el de Fisher.

cional es la logarítmica doble, dicho índice se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$I_{0t} = \frac{\exp\left(\hat{\alpha}_t + \sum_{j=1}^n \hat{\alpha}_{jt} \overline{\ln X_{j0}}\right)}{\exp\left(\hat{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^n \hat{\alpha}_{j0} \overline{\ln X_{j0}}\right)}, \quad [I.3]$$

donde $\ln X_{j0}$ es el valor medio de la característica j en el año base. Expresiones similares se obtienen para las otras dos formas funcionales. No obstante, cuando las características acusan de un período a otro cambios importantes, es conveniente utilizar un índice en el que las características no estén fijas, como puede ser un índice de Laspeyres en cadena, en cuyo caso, el índice se calcula como:

$$I_{0t} = I_{01} I_{12} \dots I_{t-1t} \quad t = 1, \dots, T, \quad [I.4]$$

donde

$$I_{k-1k} = \frac{\exp\left(\hat{\alpha}_k + \sum_{j=1}^n \hat{\alpha}_{jk} \overline{\ln X_{jk-1}}\right)}{\exp\left(\hat{\alpha}_{k-1} + \sum_{j=1}^n \hat{\alpha}_{jk-1} \overline{\ln X_{jk-1}}\right)}. \quad [I.5]$$

En principio, la regresión hedónica concede la misma importancia a todas las observaciones de la muestra, lo que, a su vez, se traduce en un sesgo potencial de los índices calculados con el método de variables artificiales temporales. Lo ideal sería tener información sobre ventas para estimar por mínimos cuadrados ponderados, de acuerdo a las cantidades vendidas. Con ello, se reduciría la influencia de los precios poco representativos del mercado y, por tanto, se podrían estimar mejores medidas de los precios ajustados por cambios de calidad. Como señala Triplett (1989), con el método del índice de precios de características es fácil introducir ponderaciones dentro de los índices sin necesidad de estimar una regresión ponderada, simplemente tomando las medias ponderadas de las características a la hora de calcular el índice de precios (10). En cualquier caso, desgraciadamente, en muchas ocasiones no se dispone de información sobre ventas, por lo que si se piensa que, en general, los ordenadores más vendidos son los que tienen una mejor relación calidad-precio, el índice resultante sobrevalorará los verdaderos precios ajustados por cambios de calidad.

(10) El método de imputación de precios presenta esta misma propiedad. Sobre este método véanse, por ejemplo, Aizcorbe *et al.* (2000), Triplett (1989) y Triplett (2000).

II

BASE DE DATOS

Para la realización de este estudio se dispone de una base de datos proporcionada por SEDISI con precios y características relativos a ordenadores de sobremesa y portátiles para el período 1990-2000. Respecto a los ordenadores de sobremesa, se dispone de información sobre el precio del ordenador, su marca (el fabricante o distribuidor), la velocidad del procesador medida en megahercios (Mhz), la cantidad de memoria RAM y la capacidad del disco duro del ordenador, ambas medidas en megabytes (Mb), y la disponibilidad de CD-ROM. Esta misma información está disponible en la muestra de ordenadores portátiles, con la excepción de la correspondiente al CD-ROM, aunque, en este caso, se tiene información sobre el peso en kilogramos del ordenador.

La base de datos se ha confeccionado con información facilitada por distribuidores. En consecuencia, es representativa de las ventas a los particulares, ya que las empresas suelen comprar directamente a los fabricantes. Una vez consultados los distribuidores, la muestra se ha formado con las contestaciones recibidas, que en muchos casos ha dependido de si el distribuidor tenía o no recopilada esa información; pudiéndose dar el caso de que un mismo distribuidor solo pudiera aportar información para unos cuantos años y no necesariamente consecutivos. Tanto el precio (1) como las características se refieren a los ordenadores vendidos por los distribuidores en el año correspondiente. En general, para cada marca se dispone de información sobre varios modelos de ordenador. La muestra está compuesta de submuestras anuales de sección cruzada, careciendo, por tanto, de estructura de panel que permita seguir el precio de un mismo ordenador para períodos consecutivos. Es decir, se dispone de una única observación anual para cada ordenador. La elección de las variables disponibles ha corrido a cargo de los expertos de SEDISI, que consideran que con ellas se dispone de la información relevante

(1) Es el precio medio al que el distribuidor vende el ordenador, incluyendo el monitor y cualquier otro accesorio incorporado.

para explicar la evolución de los precios de los ordenadores en España en este período. Las características de esta muestra la asemejan a las utilizadas en diversos estudios hedónicos realizados para el mercado de ordenadores norteamericano [véanse, por ejemplo, Berndt y Rappaport (2001), Nelson *et al.* (1994) o la recopilación que al respecto realiza Triplett (2000) en su cuadro 5.2]. Se dispone de las variables que los distintos estudios entienden como básicas en la determinación del precio de un ordenador, aunque se carece de información sobre el conjunto de accesorios del ordenador (tipo de monitor y teclado, módem, *software*, etc.) y que pueden ser relevantes. Parece claro que la cantidad y calidad de estos accesorios ha ido aumentando a lo largo del período muestral, por lo que su omisión provocará, en todo caso, una estimación cauta de la inflación corregida por los cambios de calidad. Lamentablemente, no se dispone del número de unidades vendidas de cada ordenador, por lo que la agregación se realizará siempre mediante la media simple de las observaciones muestrales. De nuevo, esta circunstancia puede dar lugar a un ajuste conservador de los precios por cambios de calidad.

Para los ordenadores de sobremesa se dispone de una media de 132 observaciones por año, con 67 observaciones en 1992, como el menor número de observaciones anuales, y 246 en 1999, como el mayor. En algunos casos, aproximadamente en la mitad de la muestra, ha sido posible obtener información sobre el tipo de procesador (286, 386, 486, Pentium, etc.) a partir del nombre del modelo del ordenador. Más adelante se verá cómo esta información puede ser relevante, aunque la limitación de esta característica a la mitad de la muestra no permite realizar un análisis lo suficientemente detallado.

Una característica reseñable de esta muestra es su distribución por marcas. Parece que la diferente tasa de respuesta ha producido una presencia mayoritaria de lo que se ha llamado ordenadores clónicos, es decir, ordenadores ensamblados por el propio distribuidor que les pone su nombre, frente a marcas de fabricantes de ordenadores. Para el conjunto del período se dispone de observaciones para 190 marcas distintas. Salvo en 1999, cuando los ordenadores de marca representan más de la mitad de la muestra, el porcentaje de ordenadores clónicos supera el 80 % de la muestra total (2). Aunque, en general, no parecen observarse tendencias diferentes en la evolución de los precios entre ordenadores de

(2) Además de contar con pocos ordenadores de marca, su presencia es muy dispersa y se dispone de muy pocas observaciones para una misma marca en períodos sucesivos. Más adelante se verá cómo esto dificulta la estimación de variables artificiales de marca junto con variables artificiales de tiempo, al menos para las estimaciones realizadas para períodos adyacentes. En el cuadro A.1 del apéndice se detallan las marcas de ordenadores identificadas como fabricantes de ordenadores de sobremesa. Se ha denominado ordenadores de marca a todos los pertenecientes a cualquiera de las marcas del cuadro A.1.

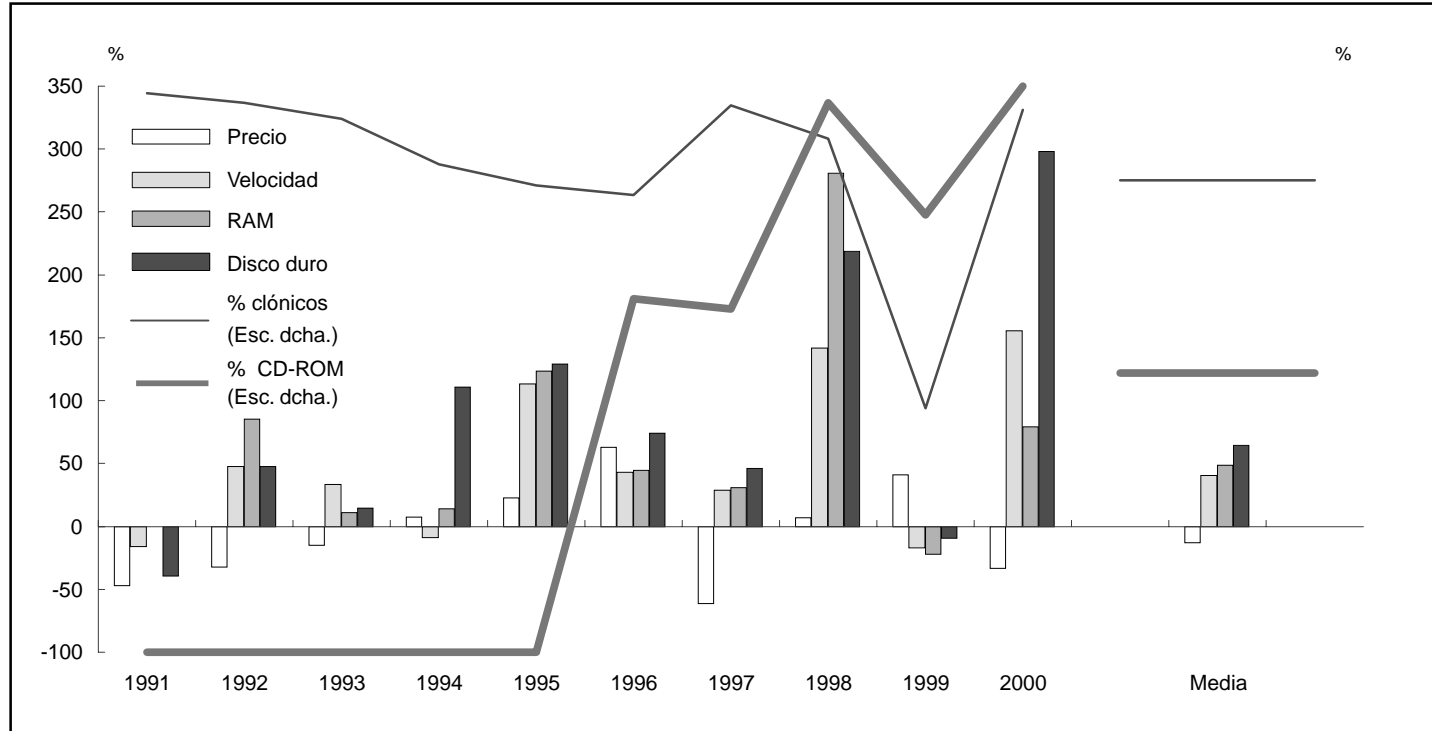
marca frente a clónicos, la especial representación de estos últimos en la muestra disponible deberá tenerse en cuenta a la hora de interpretar los resultados de este trabajo.

Una primera observación de la evolución de las características medias a lo largo del período pone de manifiesto unas mejoras de calidad en el ordenador medio de la muestra muy importantes. Mientras que un ordenador medio vendido en 1990 presentaba una velocidad del procesador de 26 Mhz, tenía 1,8 Mb de memoria RAM y 120 Mb de espacio físico en el disco duro y no disponía de CD-ROM, en el año 2000 la velocidad media del procesador se ha multiplicado por más de 30, hasta 800 Mhz, la cantidad de memoria RAM por más de 50, hasta 93 Mb, y el espacio del disco duro se ha multiplicado por más de 140, superando los 17.000 Mb. En cuanto al CD-ROM, está presente en todos los ordenadores del año 2000. Sin embargo, a pesar de estos espectaculares incrementos en las características de los ordenadores (3), el precio medio de los ordenadores vendidos en 2000 es la cuarta parte del precio en 1990. Es decir, ha habido una caída en el precio medio cercana al 13 % anual. Esta primera observación de los datos ofrece ya unas importantes caídas en el precio de los ordenadores, incluso antes de controlar los enormes cambios en las características que incorporan. La metodología hedónica utilizada en los capítulos siguientes permitirá estimar la evolución de estos precios cuando se corrija por los cambios de calidad comentados.

En el gráfico II.1 se muestra el perfil temporal tanto de las mejoras de calidad como de los precios, representado por sus incrementos anuales. Se observa cómo en, prácticamente, todos los años de la muestra se han producido importantes mejoras en la calidad media de los ordenadores acompañadas de bajadas de precios. No obstante, entre 1994 y 1996 y en 1998 y 1999 se observan aumentos en los precios respecto al año anterior. En todos estos años, excepto en 1999, estos aumentos van acompañados de incrementos de las características medias de los ordenadores, mientras que en 1999 parece que la mayor presencia de ordenadores de marca provoca tanto el aumento en los precios respecto a 1998 como las caídas en las características medias presentes en los ordenadores. Parece claro, por tanto, que será importante controlar las estimaciones según la diferente distribución anual por marcas de los ordenadores de la muestra. Por último, cabe destacar que parecen observarse mayores caídas en el precio medio en la primera mitad de los años

(3) Estos datos quizá reflejen solo una parte de los incrementos en la calidad media de los ordenadores a lo largo de este período. De la información disponible sobre el tipo de procesador se sabe que los ordenadores existentes en 1990 disponían de un procesador 386, mientras que en 2000 son todos Pentium. Además, se carece de información sobre la incorporación en los ordenadores actuales de características multimedia (sonido e imagen), inexistentes hace 10 años, accesorios como el módem o el tipo de monitor incorporado.

CAMBIOS EN LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS ORDENADORES DE SOBREMESA (a)



Fuente: Banco de España.

(a) Tasas de variación interanuales, excepto para el CD-ROM y clónicos. Para estos últimos se representa el porcentaje de ordenadores con dicha característica.

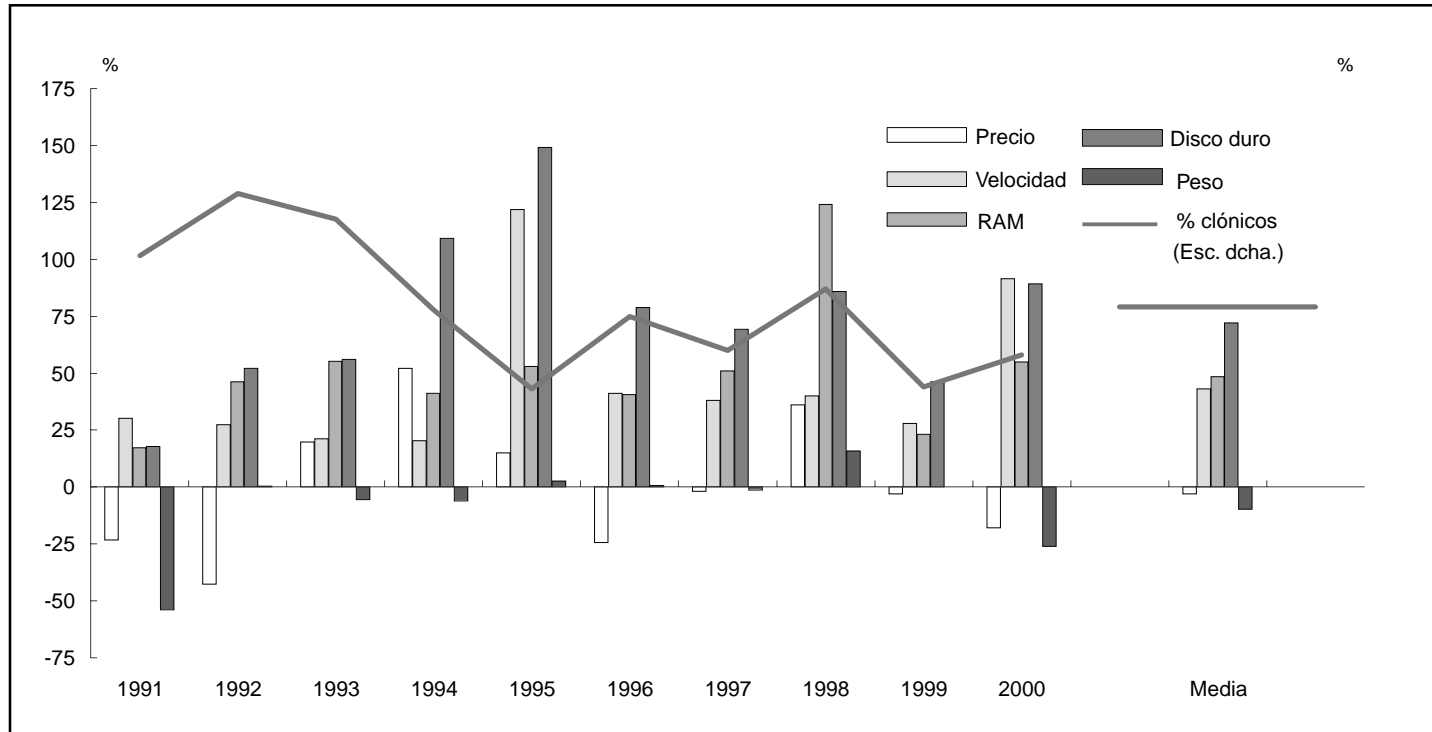
noventa, mientras en la segunda mitad las caídas son menores o, incluso, se producen incrementos de precio. Sin embargo, es precisamente en este subperíodo cuando se observan los mayores incrementos en la calidad media de los ordenadores, por lo que el índice de precios corregido por calidad no mostrará, probablemente, este perfil.

En cuanto a los ordenadores portátiles, la muestra disponible es algo menor y consta de una media de 67 observaciones por año, con un mínimo de 44 en 1992 y un máximo de 98 en 1999. Como se ha comentado, se dispone del peso del ordenador, sin embargo, esta variable presenta valores perdidos en un total de 180 observaciones, lo que limita su uso en las estimaciones. Esta circunstancia es especialmente importante en los años 1996, 1997 y 2000, para los que si se descarta la información de los ordenadores que no tienen el peso, el número de observaciones se reduce a menos de 20. En 1992 y 1998 también se reducen las observaciones de manera significativa (hasta 34 y 36, respectivamente), mientras esta situación es mucho menos importante en 1999, cuando a pesar de tener 20 ordenadores sin su peso, hay 78 que sí lo tienen. En el resto de años, se dispone del peso de todos los ordenadores de la muestra. A diferencia de lo que ocurría en la muestra de ordenadores de sobremesa, en este caso la presencia de ordenadores de marca es muy superior (4). En promedio, para los 11 años, el 57 % de los ordenadores han sido identificados como de marca, y a partir de 1995, el porcentaje de este tipo de ordenadores oscila entre el 60 % y el 80 % del total. Esta mayor presencia se traduce, a su vez, en la disponibilidad de observaciones para años consecutivos de ordenadores de la misma marca, lo que permitirá realizar una estimación de la inflación corregida por calidad, a la vez que se controla por el efecto de la marca. Sin embargo, la información sobre el tipo de procesador es muy escasa, llegando incluso en algunos años a desconocerse esta característica en todos los ordenadores.

Como antes, una primera observación de la evolución de las características medias de los ordenadores portátiles vendidos a lo largo del período de estudio indica unos incrementos muy importantes en la calidad media. Como en el caso de los ordenadores de sobremesa, las características medias de un ordenador en el año 2000 son espectacularmente superiores a las presentes en un ordenador de 1990. Entre 1990 y 2000, la velocidad media del procesador se ha multiplicado por más de 35, la cantidad de memoria RAM, por más de 50, y el espacio en el disco duro, por más de 200. En cuanto al peso, un ordenador medio vendido en el año 2000 pesa poco más de un tercio de lo que pesaba en 1990. Todo

(4) El cuadro A.2 del apéndice detalla las marcas de ordenadores identificados como fabricantes.

CAMBIOS EN LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS ORDENADORES PORTÁTILES (a)



Fuente: Banco de España.

(a) Tasas de variación interanuales, excepto para el clónico. Para este último se representa el porcentaje de ordenadores con dicha característica.

esto ha ocurrido mientras el precio medio en 2000 es un 25 % inferior al precio medio de 1990, es decir, se observa una caída en el precio medio anual del 3 %, notablemente inferior a la observada en los ordenadores de sobremesa (5). El perfil temporal de las mejoras de calidad y la evolución de los precios se pueden apreciar en el gráfico II.2. En dicho gráfico se observa que las mejoras de calidad son constantes a lo largo de todo el período. Las características medias de los ordenadores (velocidad, memoria RAM y espacio en el disco duro) aumentan en todos y cada uno de los períodos, a la vez que se producen caídas en el peso medio, aunque menos generalizadas (6). El precio presenta caídas muy significativas en 1991, 1992, 1996 y 2000, mientras que en el resto de los años las caídas son reducidas o se producen incrementos de precios.

(5) Esta menor caída de los precios no es debida a la mayor presencia de ordenadores de marca en esta muestra. Dentro de los ordenadores portátiles, las caídas de precios entre 1990 y 2000 son muy similares para los ordenadores clónicos (-3,4 %) y los ordenadores de marca (-3,1 %).

(6) Esta variable presenta valores ausentes en un conjunto apreciable de la muestra, lo que puede afectar al cálculo de estos valores medios anuales.

III

ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN HEDÓNICA

Los ordenadores de sobremesa y los portátiles son productos que se pueden considerar distintos, ya que proporcionan servicios diferentes, por lo que los precios implícitos de las características en unos y otros no tienen por qué coincidir. Al respecto, Berndt y Rappaport (2001), con un conjunto de características como el utilizado en este estudio, pero con datos para Estados Unidos, concluyen que la relación entre los precios de estos dos tipos de ordenadores y sus características no es la misma. De hecho, en la literatura se suelen construir regresiones independientes para cada tipo de ordenador, como, por ejemplo, hace el Bureau of Labor Statistics (BLS) [véase Holdway (2000)] o el Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE) [véase Moreau (1996)]. Por ello, en este trabajo el análisis se ha realizado separadamente para ordenadores de sobremesa y portátiles.

De acuerdo con lo comentado en el primer capítulo, para la elección de la forma funcional de la función hedónica se ha adoptado un enfoque empírico, contrastando cuál ofrece una mejor aproximación al comportamiento de los datos. Se han considerado las especificaciones más utilizadas en los estudios sobre ordenadores, a saber: la lineal, la semilogarítmica y la logarítmica doble. No obstante, con la lineal se obtienen unas caídas de precios estimadas tan elevadas, que el índice de precios construido carece de sentido económico, al tomar valores negativos. En consecuencia, se ha descartado esta especificación, por lo que aquí solo se facilitan los resultados con las otras dos formas funcionales.

Para ambas especificaciones, en un primer momento se ha procedido a la estimación conjunta de [I.1] para todo el período de estudio. Estas estimaciones asumen que los precios implícitos de las características, los coeficientes estimados $\hat{\alpha}_j$, se mantienen constantes en el tiempo. Como se ha puesto de relieve en el capítulo anterior, a lo largo de los once años disponibles en la muestra, los cambios en las características presentes en un ordenador medio han sido muy elevados, por lo que resulta arriesgado suponer que sus precios implícitos no han variado. En

este sentido, Berndt y Rappaport (2001) encuentran para Estados Unidos que los coeficientes de las características difieren anualmente, desde 1987, en las regresiones hedónicas para los precios de los ordenadores de sobremesa, y desde 1993, en las correspondientes a los precios de los portátiles. Por ello, las estimaciones con $\hat{\alpha}_j$ constantes han de interpretarse como una primera aproximación a la estimación de la función hedónica. A continuación, se relaja este supuesto, para permitir variación temporal en los precios implícitos de las características, al estimar para períodos adyacentes. Finalmente, se han estimado regresiones para cada uno de los años de la muestra. En todos los casos, la estimación se ha realizado mediante mínimos cuadrados ordinarios no ponderados, al no disponer de ninguna información en la base de datos sobre las unidades vendidas de cada uno de los modelos.

III.1. Ordenadores de sobremesa

En esta sección se presentan las distintas estimaciones obtenidas para los ordenadores de sobremesa. En el cuadro III.1, se ofrecen los resultados de la estimación con todo el *pool* de datos de una ecuación como [I.1] bajo una especificación semilogarítmica de la función hedónica. La primera columna corresponde a una estimación para toda la muestra, tanto de ordenadores de marca como clónicos, en la que se ha incluido una variable artificial para cada una de las marcas presentes en la muestra. Esta variable recoge aspectos relacionados con la marca (prestigio, garantía, etc.) no observados en la muestra disponible. En la segunda columna se ha repetido la misma estimación, sin incluir este conjunto de variables artificiales de marca. Las dos columnas siguientes muestran los resultados de una estimación limitada al conjunto de ordenadores que en la muestra se han denominado clónicos. Este tipo de ordenadores representan más del 80 % de la muestra total (1.210 sobre 1.452 observaciones) y, además, la presencia de ordenadores de marca está muy concentrada en algunos años, especialmente en 1999, por lo que parece oportuno realizar algunas estimaciones sin estos ordenadores de marca. De nuevo, en este caso, se presentan dos estimaciones, la primera, incluyendo una variable artificial para cada una de las marcas, y la segunda, sin ellas. Por último, la quinta columna presenta una estimación para todos aquellos ordenadores de la muestra para los que se dispone de información sobre el tipo de procesador que incorporan (286, 386, 486, Pentium I, II y III, Celeron y AMD). En este caso la muestra se reduce a la mitad de las observaciones totales y se ha incluido una variable artificial para cada uno de los tipos de procesador (1).

(1) Excluyendo el procesador 286, que se toma como referencia.

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES DE SOBREMESA CON
ESPECIFICACIÓN SEMILOGARÍTMICA.
ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA EL PERÍODO 1990-2000**

	1	2	3	4	5
Velocidad	0,0007 (8,09)	0,0007 (6,69)	0,0017 (11,37)	0,0014 (7,61)	0,0032 (11,52)
RAM	0,0064 (15,29)	0,0066 (14,25)	0,0064 (14,42)	0,0066 (13,54)	0,0039 (4,58)
Disco duro	0,000007 (2,41)	0,000002 (0,64)	0,000003 (1,29)	-0,000002 (-0,74)	0,000004 (0,48)
CD-ROM	0,3627 (9,69)	0,3516 (8,96)	0,2490 (5,67)	0,2515 (5,60)	0,1673 (3,67)
d-1991	-0,4237 (-2,96)	-0,6146 (-9,64)	-0,4245 (-3,21)	-0,6069 (-10,17)	-0,5499 (-4,97)
d-1992	-0,6822 (-5,68)	-0,8860 (-13,42)	-0,6913 (-6,26)	-0,8994 (-14,48)	-0,9765 (-11,31)
d-1993	-0,7064 (-4,95)	-1,0666 (-17,17)	-0,6703 (-4,90)	-1,0754 (-18,28)	-1,3944 (-12,45)
d-1994	-0,7434 (-5,55)	-0,9586 (-17,90)	-0,7680 (-6,11)	-0,9852 (-19,28)	-1,5157 (-14,02)
d-1995	-0,7649 (-5,38)	-0,9937 (-16,12)	-0,8815 (-6,32)	-1,0929 (-18,00)	-2,0603 (-17,05)
d-1996	-0,8950 (-6,26)	-1,0066 (-15,43)	-1,0029 (-7,17)	-1,0663 (-16,48)	-2,4236 (-18,84)
d-1997	-1,3084 (-9,20)	-1,6590 (-25,74)	-1,3910 (-10,18)	-1,6737 (-25,94)	-2,8680 (-20,91)
d-1998	-1,8779 (-12,80)	-2,2565 (-29,28)	-2,1165 (-14,65)	-2,3862 (-28,14)	-3,5752 (-18,88)
d-1999	-1,5793 (-10,93)	-1,7193 (-25,01)	-1,9932 (-13,53)	-2,1148 (-27,12)	-3,3608 (-17,75)
d-2000	-2,3244 (-13,84)	-2,7789 (-24,01)	-2,9651 (-16,11)	-3,1015 (-20,76)	-4,5411 (-11,80)
Constante	12,8528 (104,00)	13,1250 (286,89)	12,8230 (112,38)	13,1088 (305,86)	12,4106 (133,59)
p-valor marca	0,00	—	0,00	—	0,00
Tipo de procesador	No	No	No	No	Sí
Muestra	Todos	Todos	Clónicos	Clónicos	Todos
Observaciones	1452	1452	1210	1210	783
R ² ajustado	0,6898	0,4685	0,7383	0,5355	0,8428
F(n, m)	47,86 (14, 1248)	92,34 (14, 1437)	51,08 (14, 1019)	100,56 (14, 1195)	49,18 (21, 605)

Fuente: Banco de España.

Se observa una alta capacidad explicativa de las variables incluidas en la regresión. Cuando variables artificiales de marca son incluidas en la regresión, el R^2 ajustado oscila alrededor del 70 %, porcentaje que desciende hasta el 50 % cuando estas son excluidas. Los resultados de la columna quinta indican que hubiera sido útil disponer de la información sobre el tipo de procesador para toda la muestra, puesto que en este caso el R^2 ajustado supera el 80 %. La estimación de los precios implícitos de las características ofrece los signos positivos esperados. La excepción la constituye el disco duro, que para una especificación tiene coeficiente negativo y en 4 de las 5 especificaciones mostradas no se puede afirmar que este precio sea distinto de cero. La comparación entre la estimación realizada para la muestra total y solamente con ordenadores clónicos muestra que no se puede aceptar que los precios implícitos de las características de ambos tipos de ordenador sean iguales (2). Además, la estimación de la inflación acumulada ajustada por cambios de calidad, a lo largo de los once años de estudio, difiere según se utilice una muestra u otra, obteniéndose una mayor caída de los precios para la muestra de clónicos. Por último, la estimación de las variables artificiales temporales ofrece un perfil claramente decreciente en el precio de los ordenadores, cuando se controla por la evolución de las características. Únicamente en 1999 se observa un acusado crecimiento del coeficiente asociado a la variable artificial respecto a la del año anterior.

El cuadro III.2 presenta una información análoga al cuadro III.1, cambiando la especificación de la función hedónica a logarítmica doble (3). Se observa cómo, bajo esta especificación, se consigue un mejor ajuste. Los R^2 ajustados son, al menos, del 60 %, alcanzando el 80 % cuando se incluyen las variables artificiales de marca, o más del 90 % cuando se realiza la estimación considerando el tipo de procesador. Este ajuste es similar a los obtenidos por otros estudios realizados para el caso norteamericano [véanse Nelson *et al.* (1994) y Cole *et al.* (1986)], aunque algo inferior al obtenido por el BLS en las regresiones hedónicas utilizadas en el índice de precios de producción [véase Holdway (2000)]. Por otra parte, bajo esta especificación logarítmica doble, desaparecen los problemas detectados anteriormente en la estimación del precio implícito del espacio físico en el disco duro del ordenador. Ahora se obtienen coeficientes positivos y significativos para todas las variables incluidas en las regresiones. Comparando los coeficientes de las columnas 1 y 3 (o 2 y 4) se puede analizar en qué medida los precios implícitos de las características son distintos según se trate de ordenadores de marca o clónicos.

(2) Se ha realizado un *test* sobre la igualdad de los coeficientes de cada una de las características de ambos tipos de ordenador.

(3) En esta especificación, la disponibilidad de CD-ROM se incluye como una variable artificial de ceros y unos, por lo que no se toman sus logaritmos.

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES DE SOBREMESA
CON ESPECIFICACIÓN LOGARÍTMICA DOBLE.
ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA EL PERÍODO 1990-2000**

	1	2	3	4	5
Velocidad	0,4762 (17,65)	0,2768 (7,73)	0,5249 (20,73)	0,3328 (9,21)	0,3786 (16,84)
RAM	0,4050 (21,87)	0,4231 (18,79)	0,4146 (24,73)	0,4368 (20,43)	0,2592 (12,77)
Disco duro	0,1378 (8,29)	0,1108 (5,06)	0,1275 (8,61)	0,0872 (4,18)	0,1979 (11,95)
CD-ROM	0,2782 (10,30)	0,2249 (6,61)	0,1655 (5,70)	0,1073 (2,85)	0,1255 (3,96)
d-1991	-0,4752 (-4,62)	-0,5506 (-10,02)	-0,4463 (-5,13)	-0,5449 (-10,95)	-0,5538 (-7,24)
d-1992	-1,2950 (-14,78)	-1,3210 (-22,62)	-1,3148 (-17,80)	-1,3548 (-25,39)	-1,2884 (-21,25)
d-1993	-1,5911 (-15,09)	-1,5764 (-27,80)	-1,4987 (-16,24)	-1,5966 (-30,46)	-1,6603 (-21,19)
d-1994	-1,6768 (-16,84)	-1,6464 (-31,36)	-1,7380 (-20,20)	-1,6908 (-34,11)	-1,8028 (-23,72)
d-1995	-2,3904 (-21,39)	-2,2042 (-30,92)	-2,4615 (-24,41)	-2,3142 (-33,05)	-2,7567 (-30,85)
d-1996	-2,7721 (-23,81)	-2,3867 (-29,57)	-2,7962 (-26,76)	-2,4421 (-30,94)	-3,1717 (-32,75)
d-1997	-3,4308 (-28,80)	-3,2275 (-37,05)	-3,4230 (-32,46)	-3,2232 (-37,81)	-3,8088 (-36,46)
d-1998	-4,6176 (-34,62)	-4,2082 (-37,47)	-4,6089 (-39,06)	-4,2337 (-38,27)	-4,4569 (-33,90)
d-1999	-4,3905 (-32,97)	-3,6843 (-34,71)	-4,5321 (-37,89)	-3,9623 (-37,84)	-4,2895 (-32,50)
d-2000	-5,1714 (-34,39)	-4,7320 (-34,28)	-5,1846 (-38,51)	-4,7506 (-34,57)	-4,1485 (-19,04)
Constante	10,8113 (85,13)	11,6606 (86,20)	10,6260 (92,42)	11,5785 (85,22)	10,7902 (107,84)
p-valor marca	0,00	—	0,00	—	0,00
Tipo de procesador	No	No	No	No	Sí
Muestra	Todos	Todos	Clónicos	Clónicos	Todos
Observaciones	1452	1452	1210	1210	783
R ² ajustado	0,8398	0,6096	0,8868	0,6816	0,9249
F(n, m)	176,10 (14, 1248)	162,82 (14, 1437)	213,70 (14, 1019)	185,90 (14, 1195)	134,41 (21, 605)

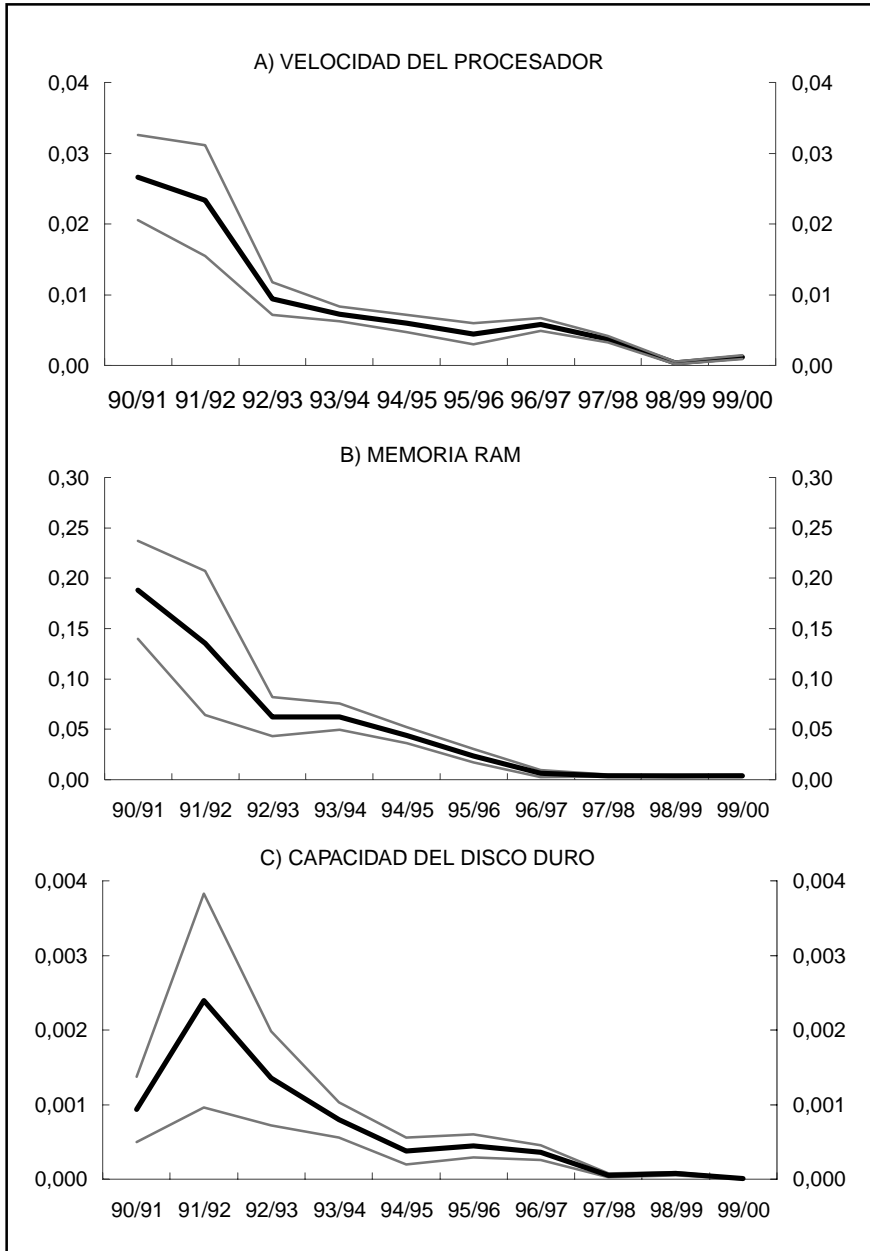
Fuente: Banco de España.

Aunque los valores estimados en ambas regresiones son muy similares, un contraste sobre la igualdad de coeficientes entre ambos tipos de ordenadores es rechazado para los coeficientes de las cuatro características incluidas en la regresión. No obstante, la estimación de la inflación acumulada a lo largo de los diez años, coeficiente de la variable artificial temporal del año 2000, no es significativamente distinta entre la muestra con solo ordenadores clónicos (columnas 3 y 4) y la muestra con todos los ordenadores (columnas 1 y 2). Por último, se observa un perfil claramente decreciente en las variables artificiales temporales, todavía más acusado que en el caso de la especificación semilogarítmica, con la única salvedad, al igual que en el caso anterior, del incremento de precios detectado en 1999. En suma, estos primeros resultados parecen indicar una preferencia hacia la especificación logarítmica doble frente a la semilogarítmica: el ajuste conseguido es superior y desaparecen los problemas en la estimación del precio implícito del disco duro.

Las estimaciones anteriores asumen que los precios implícitos de las características se han mantenido constantes a lo largo del tiempo. Sin embargo, dado el espectacular crecimiento mostrado por las características medias presentes en los ordenadores de la muestra, conviene relajar este supuesto para permitir variación temporal en los precios implícitos de las características del ordenador. Un primer método consiste en estimar la función hedónica por separado para conjuntos de períodos adyacentes. En esta estimación, los precios de las características varían de estimación en estimación, pero son constantes para cada par (o conjunto) de períodos contiguos, por lo que la estimación de la inflación corregida por calidad proviene, como antes, de las variables artificiales temporales correspondientes. La estimación se ha realizado para pares de períodos contiguos.

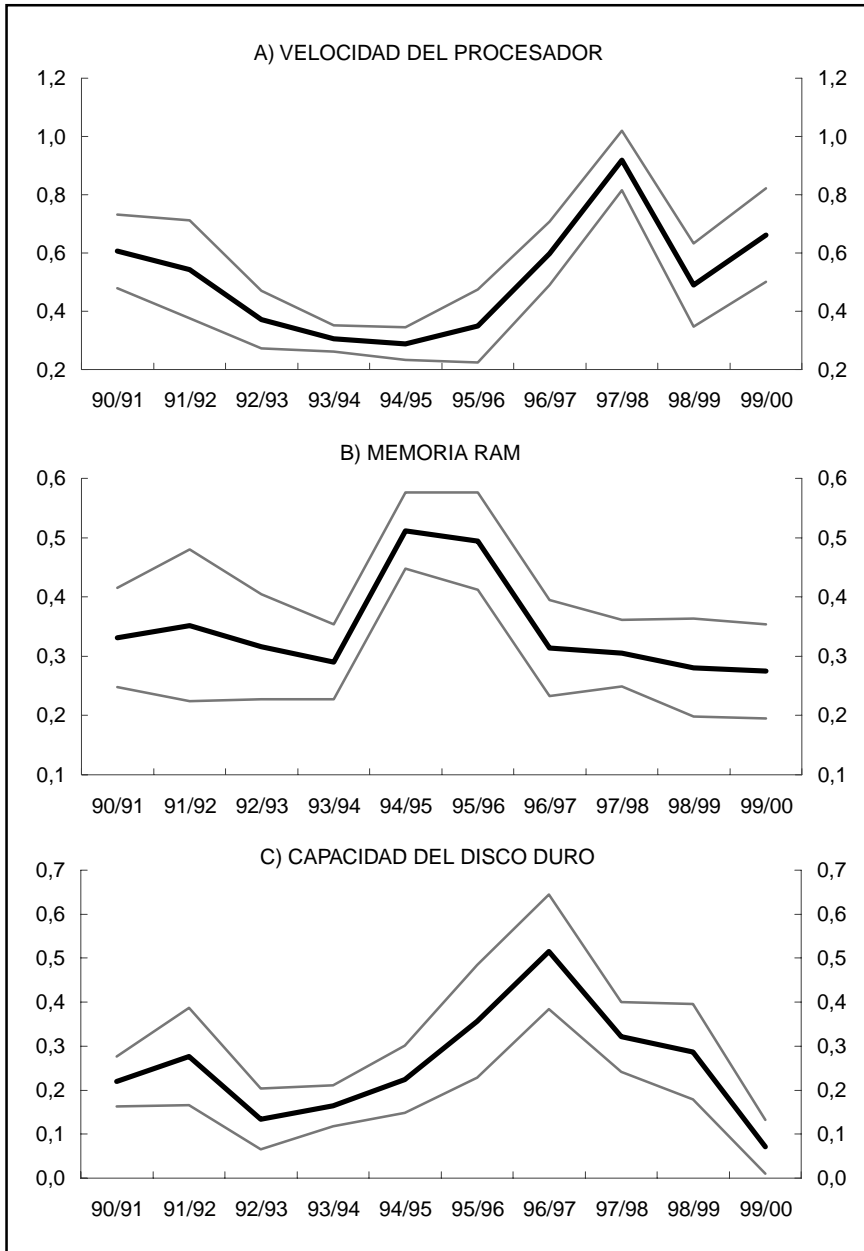
Una muestra de los resultados obtenidos en estas regresiones para años adyacentes se ofrece en los gráficos III.1 y III.2, donde se muestra la evolución de los coeficientes de las características incluidas en la regresión, junto con sus intervalos de confianza al 95 %, para los distintos pares de períodos, en el caso de la estimación realizada para toda la muestra e incluyendo una variable artificial para cada marca, para las especificaciones semilogarítmica y logarítmica doble, respectivamente. Se deduce claramente que imponer la restricción de que estos coeficientes sean constantes a lo largo de todo el período no resulta adecuado. En el caso de la especificación semilogarítmica, los precios implícitos de las características muestran una clara tendencia decreciente a lo largo del período, mientras que en la logarítmica doble, estos precios no muestran una tendencia clara. Como se ha mencionado anteriormente, estas regresiones para años adyacentes se han realizado para períodos consecutivos de dos años y se ha comprobado, mediante contrastes de Chow,

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS ORDENADORES DE SOBREMESA. ESPECIFICACIÓN SEMILOGARÍTMICA Y CON VARIABLES ARTIFICIALES DE MARCA CON REGRESIONES ADYACENTES



Fuente: Banco de España.

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS ORDENADORES DE SOBREMESA. ESPECIFICACIÓN LOGARÍTMICA DOBLE Y CON VARIABLES ARTIFICIALES DE MARCA CON REGRESIONES ADYACENTES



Fuente: Banco de España.

que se rechaza la hipótesis de estabilidad de los parámetros para cualquier subperíodo superior a dos años.

En el cuadro III.3 se presentan los estadísticos básicos de la totalidad de estimaciones realizadas por períodos adyacentes. Las 4 primeras columnas presentan los resultados bajo la especificación semilogarítmica y las 4 siguientes bajo la especificación logarítmica doble. En cada caso, las dos primeras columnas (1, 2 y 5, 6) presentan los resultados para toda la muestra con una variable artificial para cada marca en el primer caso y sin ella en el segundo. Las columnas 3 y 7 presentan los resultados únicamente para la muestra de ordenadores clónicos, siendo en este caso imposible estimar una variable artificial para cada marca en varios de los períodos, por lo que en las siguientes columnas 4 y 8 se recogen regresiones para la muestra total, incluyendo una única variable artificial que engloba a todos los ordenadores identificados como clónicos. Los estadísticos que se muestran en este cuadro corresponden a la media de las diez regresiones efectuadas, una para cada par de períodos, entre 1990-1991 y 1999-2000. Los R^2 ajustados de ambas especificaciones oscilan alrededor del 80 %, cuando se incluyen variables artificiales de marca para toda la muestra, mientras que están por encima del 50 % cuando se eliminan y se mantiene la muestra completa o se realiza la estimación únicamente para los ordenadores clónicos. La inclusión de una variable artificial que agrupa a todos los ordenadores clónicos en la muestra total solo aumenta ligeramente el poder explicativo a la regresión. Se han reducido las diferencias que se observaban anteriormente entre las especificaciones semilogarítmica y logarítmica doble, aunque esta última sigue ofreciendo un ajuste ligeramente superior. En cuanto a la estimación de los coeficientes de las características (véanse los gráficos III.1 y III.2 para una muestra), ambas especificaciones presentan los signos positivos esperados en todos los casos, siendo además significativos cada uno de los coeficientes estimados.

En principio, por tanto, se podría elegir la primera de las estimaciones para cualquiera de las dos especificaciones, puesto que proporcionan los mejores ajustes. Sin embargo, la estimación de la variable artificial de marca en estas regresiones para años adyacentes plantea problemas relacionados con la estimación de la variable artificial temporal. Concretamente, en la estimación para los años 1993 y 1994 únicamente se dispone de una marca con observaciones presentes en ambos períodos. Por tanto, estimar una variable artificial para cada una de las marcas presentes en los dos años, junto con una variable artificial temporal, produce que las variables artificiales de marca que están presentes en un único período recojan buena parte del efecto atribuible a la variable artificial temporal. Por esta razón, en las estimaciones realizadas para años adyacentes se prefiere acudir a la estimación de las variables artificiales

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES
DE SOBREMESA PARA PERÍODOS ADYACENTES**

Especificación	Valores medios en las diez regresiones							
	Semilogarítmica				Logarítmica doble			
	1	2	3	4	5	6	7	8
Variables de marca	Sí	No	No	Clónico	Sí	No	No	Clónico
p-valor marca	0,00	—	—	0,00	0,00	—	—	0,00
Muestra	Todos	Todos	Clónicos	Todos	Todos	Todos	Clónicos	Todos
Observaciones	264	264	217	264	264	264	217	264
R ² ajustado	0,81	0,52	0,56	0,57	0,85	0,54	0,57	0,60

Fuente: Banco de España.

temporales de las regresiones sin variables artificiales de marca. En particular, la estimación para toda la muestra, cuando se incluye una variable artificial única para todos los ordenadores clónicos, resulta ser la que mayor ajuste ofrece en las dos especificaciones, siendo superior el ajuste conseguido en la especificación logarítmica doble. Bajo esta especificación se obtiene, a su vez, una mayor caída acumulada de precios entre 1990 y 2000.

Un segundo método para permitir variación temporal en los precios implícitos de las características es realizar una estimación, período a período, de la función hedónica. En este último caso, la estimación de la inflación (corregida por calidad) de los ordenadores se realizará construyendo lo que se denomina un índice de precios de características, que no es más que construir un índice de precios a características dadas, es decir, evaluar los cambios anuales en los precios de las características (estimados en las regresiones hedónicas anuales) en un vector de características del período base. Es necesario, por tanto, disponer de una estimación de los precios de cada una de las características incluidas en la regresión para construir el índice. Dado que en la muestra, las diferentes marcas entran y salen, no se puede calcular su precio en cada uno de los años, por lo que las estimaciones realizadas no incluyen las variables artificiales de marca entre los regresores. El cuadro III.4 resume los estadísticos básicos de las regresiones realizadas. En las tres primeras columnas se muestran los resultados obtenidos bajo la especificación semilogarítmica, mientras que las tres siguientes se refieren a la logarítmica doble. En cada caso, las dos primeras columnas recogen los resultados para la muestra total, incluyendo una variable ficticia de clónico en la segunda de ellas, mientras que en las columnas 3 y 6 se ofrecen los resultados para la muestra de ordenadores clónicos. Se puede ver cómo los

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES
DE SOBREMESA PERÍODO A PERÍODO**

Especificación	Valores medios en las once regresiones					
	Semilogarítmica			Logarítmica doble		
	1	2	3	4	5	6
Variables de marca	No	Clónico	No	No	Clónico	No
p-valor marca	—	0,00	—	—	0,00	—
Muestra	Todos	Todos	Clónicos	Todos	Todos	Clónicos
Observaciones	132	132	110	132	132	110
R ² ajustado	0,52	0,58	0,56	0,53	0,60	0,55

Fuente: Banco de España.

resultados son similares a las regresiones realizadas para períodos adyacentes; aunque el R² ajustado es algo inferior, oscila entre el 50 % y el 60 %, obteniéndose ajustes muy similares bajo las dos especificaciones y siempre ligeramente superiores cuando se utiliza la muestra completa y se incluye una variable artificial para identificar a los ordenadores clónicos. En algunos años aparecen problemas en la estimación de la función hedónica, siendo relativamente frecuente que algunas de las variables incluidas en la regresión no resulten significativas.

En definitiva, se han realizado estimaciones de la función hedónica bajo dos especificaciones alternativas, semilogarítmica y logarítmica doble, para el *pool* completo de datos, para períodos de años adyacentes y período a período. Los resultados indican un mejor ajuste de las regresiones bajo la especificación logarítmica doble y la necesidad de abandonar el supuesto de precios constantes de las características presente en las regresiones para el *pool* completo de datos. Las regresiones para períodos adyacentes y período a período ofrecen resultados similares, aunque en estas últimas aparecen algunos problemas en la estimación de los precios de las características para algunos años, que hacen preferible la estimación para períodos adyacentes. En consecuencia, los índices de precios hedónicos que se construyen en el capítulo IV son los que se obtienen con las estimaciones por períodos adyacentes.

III.2. Ordenadores portátiles

En cuanto a los ordenadores portátiles, en los cuadros III.5 y III.6 se ofrecen los resultados de la estimación de [I.1] con todo el *pool* de datos y con las formas funcionales semilogarítmica y logarítmica doble, respec-

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES PORTÁTILES
CON ESPECIFICACIÓN SEMILOGARÍTMICA.
ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA EL PERÍODO 1990-2000**

	1	2	3	4	5	6
Velocidad	0,0031 (7,16)	0,0026 (5,72)	0,0024 (5,19)	0,0055 (7,67)	0,0043 (6,05)	0,0042 (5,80)
RAM	0,0064 (4,61)	0,0037 (2,78)	0,0033 (2,40)	0,0058 (3,07)	0,0019 (1,03)	0,0013 (0,71)
Disco duro	0,00004 (2,76)	0,00006 (4,18)	0,00007 (5,00)	0,00003 (1,58)	0,00004 (2,05)	0,00005 (2,42)
Peso	—	—	—	0,0715 (4,36)	0,0412 (2,39)	0,0415 (2,37)
d-1991	-0,3157 (-4,67)	-0,2157 (-3,70)	-0,2303 (-3,86)	-0,0606 (-0,68)	-0,0812 (-0,95)	-0,0930 (-1,08)
d-1992	-0,7199 (-7,29)	-0,7606 (-11,24)	-0,8016 (-11,63)	-0,5145 (-4,22)	-0,6074 (-6,30)	-0,6515 (-6,69)
d-1993	-0,7186 (-10,38)	-0,6413 (-11,30)	-0,6702 (-11,57)	-0,4629 (-5,03)	-0,5148 (-5,96)	-0,5392 (-6,16)
d-1994	-0,2498 (-3,12)	-0,2507 (-3,73)	-0,2391 (-3,47)	0,0098 (0,10)	-0,1181 (-1,22)	-0,1065 (-1,09)
d-1995	-0,3552 (-4,52)	-0,3827 (-5,83)	-0,3312 (-4,97)	-0,1840 (-1,72)	-0,3085 (-3,11)	-0,2628 (-2,62)
d-1996	-0,6864 (-6,87)	-0,6319 (-8,56)	-0,6099 (-8,08)	-0,5772 (-3,79)	-0,6112 (-4,73)	-0,5737 (-4,38)
d-1997	-0,8856 (-10,01)	-0,8400 (-10,56)	-0,8003 (-9,86)	-0,7770 (-4,69)	-0,6527 (-4,27)	-0,5831 (-3,78)
d-1998	-0,9091 (-9,15)	-0,8055 (-8,66)	-0,7889 (-8,29)	-0,9516 (-6,36)	-0,8199 (-5,74)	-0,8017 (-5,53)
d-1999	-1,2990 (-11,28)	-1,0822 (-10,52)	-1,0230 (-9,76)	-1,5874 (-8,58)	-1,1838 (-7,33)	-1,1091 (-6,80)
d-2000	-2,3579 (-13,04)	-2,0729 (-11,67)	-2,0155 (-11,10)	-2,8407 (-9,41)	-2,4216 (-8,33)	-2,3516 (-7,98)
Constante	13,1507 (247,51)	13,2156 (285,95)	13,1400 (288,51)	12,6576 (107,27)	12,9204 (106,96)	12,8512 (105,68)
Clónico	—	-0,1673 (-6,02)	—	—	-0,1473 (-4,28)	—
p-valor marca	0,00	—	—	0,00	—	—
Muestra	Toda	Toda	Toda	Con peso	Con peso	Con peso
Observaciones	740	740	740	560	560	560
R ² ajustado	0,5317	0,4044	0,3634	0,5673	0,4024	0,3834
F(n, m)	26,62 (13, 585)	35,16 (14, 725)	33,45 (13, 726)	22,39 (14, 421)	26,1 (15, 544)	25,83 (14, 545)

Fuente: Banco de España.

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES PORTÁTILES
CON ESPECIFICACIÓN LOGARÍTMICA DOBLE.
ESTIMACIÓN CONJUNTA PARA EL PERÍODO 1990-2000**

	1	2	3	4	5	6
Velocidad	0,3986 (7,07)	0,2926 (4,99)	0,2373 (3,97)	0,3803 (6,17)	0,2830 (4,36)	0,2439 (3,70)
RAM	0,2399 (7,14)	0,1654 (5,07)	0,1702 (5,07)	0,3046 (7,67)	0,1944 (4,92)	0,1995 (4,95)
Disco duro	0,30252 (9,09)	0,32896 (9,41)	0,35994 (10,10)	0,23817 (6,30)	0,29772 (7,46)	0,31447 (7,75)
Peso	—	—	—	0,1760 (3,01)	0,0583 (0,91)	0,0390 (0,60)
d-1991	-0,5009 (-8,95)	-0,3869 (-7,42)	-0,3932 (-7,33)	-0,3677 (-5,13)	-0,3443 (-4,79)	-0,3650 (-4,98)
d-1992	-1,0293 (-12,61)	-1,1779 (-18,59)	-1,2103 (-18,63)	-0,8732 (-8,74)	-1,0957 (-12,53)	-1,1470 (-12,94)
d-1993	-1,3775 (-21,75)	-1,3331 (-21,89)	-1,3616 (-21,80)	-1,2158 (-14,72)	-1,2800 (-14,91)	-1,3177 (-15,09)
d-1994	-1,3456 (-16,58)	-1,2758 (-16,36)	-1,2809 (-15,97)	-1,1246 (-10,77)	-1,2027 (-11,44)	-1,2138 (-11,31)
d-1995	-1,9832 (-19,59)	-1,8558 (-18,69)	-1,8139 (-17,80)	-1,7192 (-13,40)	-1,7574 (-13,65)	-1,7238 (-13,13)
d-1996	-2,6304 (-20,68)	-2,3713 (-20,19)	-2,3592 (-19,53)	-2,2982 (-13,61)	-2,2719 (-14,30)	-2,2452 (-13,85)
d-1997	-3,0173 (-22,94)	-2,7811 (-21,09)	-2,7548 (-20,32)	-2,6059 (-14,08)	-2,4862 (-13,48)	-2,4290 (-12,92)
d-1998	-3,2031 (-21,90)	-2,8978 (-19,53)	-2,9023 (-19,01)	-2,8903 (-16,09)	-2,7239 (-14,98)	-2,7233 (-14,67)
d-1999	-3,6045 (-22,72)	-3,1686 (-20,21)	-3,1305 (-19,43)	-3,3388 (-17,40)	-3,0135 (-15,83)	-2,9545 (-15,23)
d-2000	-4,3008 (-23,79)	-3,8198 (-20,75)	-3,7817 (-19,99)	-3,8731 (-16,72)	-3,6373 (-15,35)	-3,5856 (-14,83)
Constante	11,1197 (73,45)	11,4252 (76,94)	11,3870 (74,61)	11,0573 (58,68)	11,4420 (59,52)	11,4508 (58,34)
Clónico	—	-0,1588 (-6,57)	—	—	-0,1462 (-4,92)	—
p-valor marca	0,00	—	—	0,00	—	—
Muestra	Toda	Toda	Toda	Con peso	Con peso	Con peso
Observaciones	740	740	740	560	560	560
R ² ajustado	0,6901	0,5427	0,5161	0,7167	0,5589	0,5401
F(n, m)	63,25 (13, 585)	63,64 (14, 725)	61,36 (13, 726)	50,06 (14, 421)	48,23 (15, 544)	47,90 (14, 545)

Fuente: Banco de España.

tivamente. En la primera columna de estos cuadros se recoge la estimación en la que se incluye una variable artificial para cada una de las marcas presentes en la muestra (en total hay 141). En la segunda columna, con objeto de reducir el número de variables explicativas, estas variables artificiales se han sustituido por una única variable artificial que toma el valor 1, cuando el ordenador es clónico, y cero, en caso contrario. En la tercera columna, y para que sirva de punto de referencia, se incorpora la estimación sin ninguna de estas variables artificiales, de manera que, al comparar esta estimación con las anteriores, se puede comprobar si la marca influye sobre el precio del ordenador.

Como se observa en dichos cuadros, los mejores ajustes se obtienen con la especificación logarítmica doble (con un R^2 ajustado entre el 52 % y el 69 %), y los peores, con la semilogarítmica (entre un 36 % y un 53 %). Además, y con independencia de la forma funcional, se pone de manifiesto la importancia de la marca como una más de las características que determinan el precio del ordenador. En consecuencia, se acepta la hipótesis de que existen otros aspectos, distintos de las características tenidas en cuenta, que permiten a los fabricantes la diferenciación de precios y, por tanto, es preferible utilizar regresiones que incluyan variables artificiales de marca. Los precios implícitos de las características presentan los signos esperados. Por su parte, las variables artificiales temporales ofrecen un perfil descendente de los precios ajustados por cambios en las características de la muestra, que con la forma funcional logarítmica doble solo se trunca en 1994, aunque con la especificación semilogarítmica, esta circunstancia se reproduce tanto en 1994 como en 1993. En cuanto a la inflación acumulada ajustada por cambios de calidad a lo largo de todo el período muestral (que se obtiene del coeficiente estimado para la variable artificial correspondiente a 2000) varía según la especificación, obteniéndose el mayor descenso con la forma funcional logarítmica doble con variables de marca.

Como en los ordenadores portátiles, una de las características valoradas por los compradores es el peso. Se han replicado las estimaciones anteriores, pero restringiendo la muestra a los ordenadores para los que se conoce su peso e incorporando como una característica adicional el peso, y ello a pesar de que la ya de por sí reducida muestra se recorta en casi un 25 %. En las columnas 4 a 6 de los cuadros III.5 y III.6 se presentan los resultados de dichas estimaciones. De acuerdo a los mismos, la variable peso no siempre es significativamente distinta de cero, pero cuando lo es, aparece con signo positivo, lo que en principio parece contraintuitivo. Este resultado puede deberse a que en realidad esté actuando como una variable *proxi* de otra(s) característica(s) incluida(s) en el ordenador no observada(s) y que hace(n) aumentar su peso. En este sentido, hay que tener en cuenta que aunque la innovación tecnológica es fundamental a la hora de explicar el recorte que se ha producido en el

peso de los ordenadores portátiles, desde los 13 kilogramos del primero a los 1,4 kilogramos de algunos de los ordenadores actuales, también este descenso se ha conseguido haciendo externos algunos de los accesorios del ordenador, como puede ser la batería (4), el lector de CD o DVD y la disquetera. En consecuencia, podría ser que a mayor peso las prestaciones del ordenador sean mayores. Desgraciadamente, en la base de datos no se tiene información sobre esta cuestión, por lo tanto, no es posible comprobar la validez de esta hipótesis. Si fuera cierto que los accesorios son diferentes entre los distintos ordenadores, deberían incluirse en las regresiones como características adicionales. Además, en la especificación semilogarítmica, cuando se incluye el peso, dejan de ser significativas la capacidad del disco duro o la memoria RAM y algunas de las variables artificiales temporales (básicamente, las correspondientes a 1991, 1994 y 1995).

La utilización de una *proxi* en la regresión hedónica puede ser problemática, ya que, como señala Triplett (2000), la relación entre ella y la variable que trata de aproximar puede alterarse en el tiempo, lo que restará validez a la estimación. Por ello, y por la falta de significatividad de algunas de las restantes variables, cuando se tiene en cuenta el peso, si hubiese que seleccionar una de las estimaciones con el *pool* de datos, parece sensato escoger la regresión con la forma funcional logarítmica doble con variables de marca y sin peso. Cabe mencionar que con los ordenadores portátiles no se ha llegado a incluir como variable explicativa el tipo de procesador, como se hizo con los ordenadores de sobremesa, porque esta información solo se tiene para un número muy limitado de ordenadores; incluso en algunos años se desconoce esta característica en todos los ordenadores.

Como se ha mencionado anteriormente, y por las mismas razones que las esgrimidas para los ordenadores de sobremesa, las estimaciones con el *pool* de datos resultan muy restrictivas y solo deben tomarse como un punto de partida, es decir, hay que intentar superar sus resultados con otras especificaciones. Parece más conveniente estimar por períodos adyacentes. La media de los estadísticos básicos de las diez estimaciones realizadas de esta manera se facilitan, para las distintas especificaciones, en el cuadro III.7. No se han recogido las estimaciones con la variable peso porque se reproducen los mismos problemas que se han comentado al presentar las estimaciones del *pool*, con el agravante de que en algunos años la muestra disminuye muy significativamente.

De nuevo, el ajuste mejora sustancialmente cuando se tiene en cuenta la marca del ordenador, mientras no hay grandes diferencias entre

(4) Probablemente, la característica más estrechamente relacionada con el peso sea la batería del ordenador.

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES PORTÁTILES
PARA PERÍODOS ADYACENTES**

Especificación	Valores medios en las diez regresiones					
	Semilogarítmica			Logarítmica doble		
	1	2	3	4	5	6
Variables de marca	Sí	No	No	Sí	No	No
Variable de clónico	No	Sí	No	No	Sí	No
p-valor marca	0,00	—	—	0,00	—	—
Muestra	Toda	Toda	Toda	Toda	Toda	Toda
Observaciones	134	134	134	134	134	134
R ² ajustado	0,67	0,45	0,42	0,71	0,47	0,44

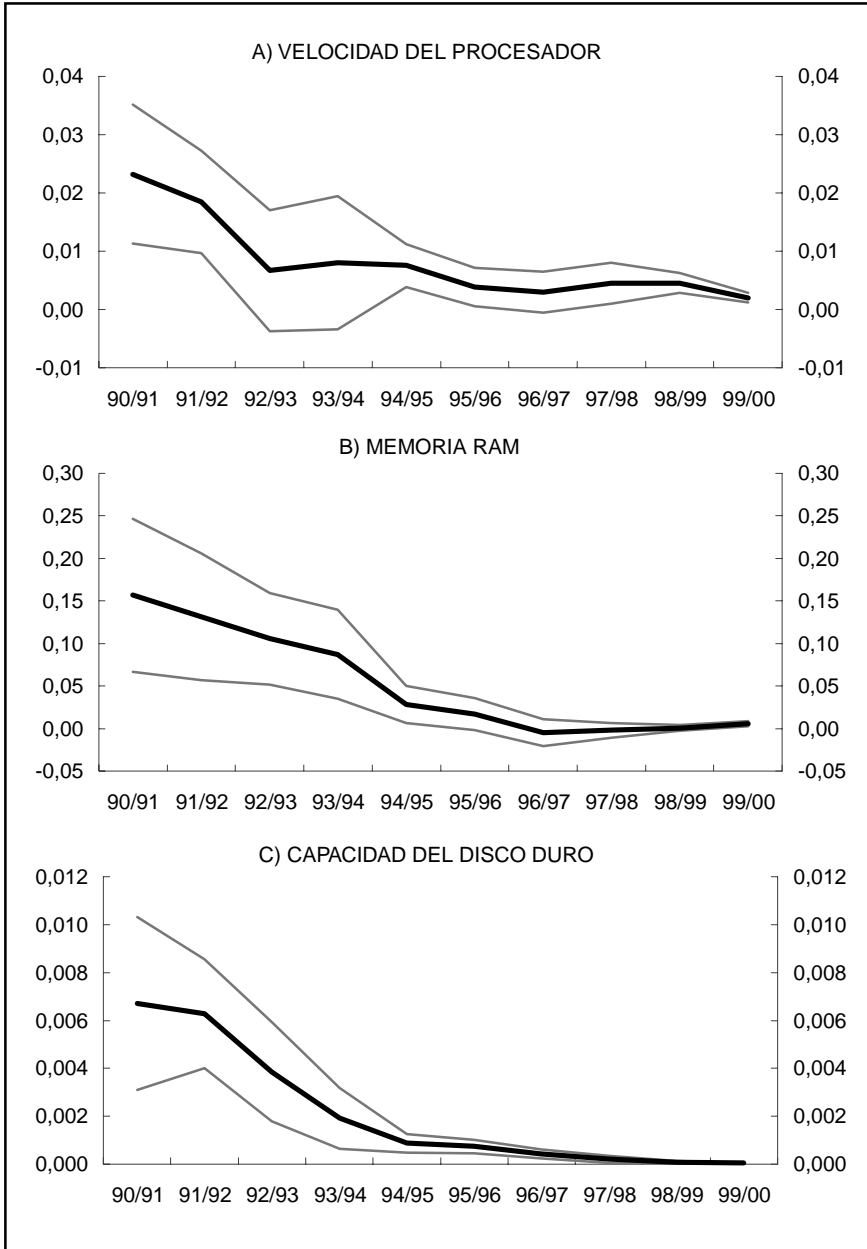
Fuente: Banco de España.

incluir una variable artificial para todos los ordenadores clónicos o no controlar en absoluto por la marca. Con ambas formas funcionales, los ajustes mejoran notablemente respecto a la estimación con el *pool* de datos, siendo la logarítmica doble la que proporciona los R² ajustados más altos (un 71 %, en media, cuando se incluyen variables de marca). Para ilustrar si es adecuado o no permitir que los coeficientes β_j varíen en el tiempo, en los gráficos III.3 y III.4 se han representado los coeficientes estimados de las características consideradas, con sus intervalos de confianza al 95 %, para las estimaciones realizadas con variables de marca, ya sea con la especificación semilogarítmica o con la logarítmica doble. Ambos gráficos confirman que no es acertado imponer la constancia de los coeficientes de las características a lo largo de todo el período (5). Asimismo, se rechaza, con contrastes de Chow, la estabilidad de los parámetros. Si bien se podría aceptar que algunos de los subperíodos, en alguna de las especificaciones estimadas, podrían ampliarse a tres años. Aun así, en el trabajo solo se ofrecen las estimaciones con períodos adyacentes de dos en dos años, puesto que los resultados son muy similares (6). Desafortunadamente, en momentos muy concretos, no se puede rechazar que la velocidad del procesador o la cantidad de me-

(5) Este resultado es común a todas las estimaciones del cuadro III.7. Si bien, no se han representado todas las β_j , para no abrumar con el material gráfico.

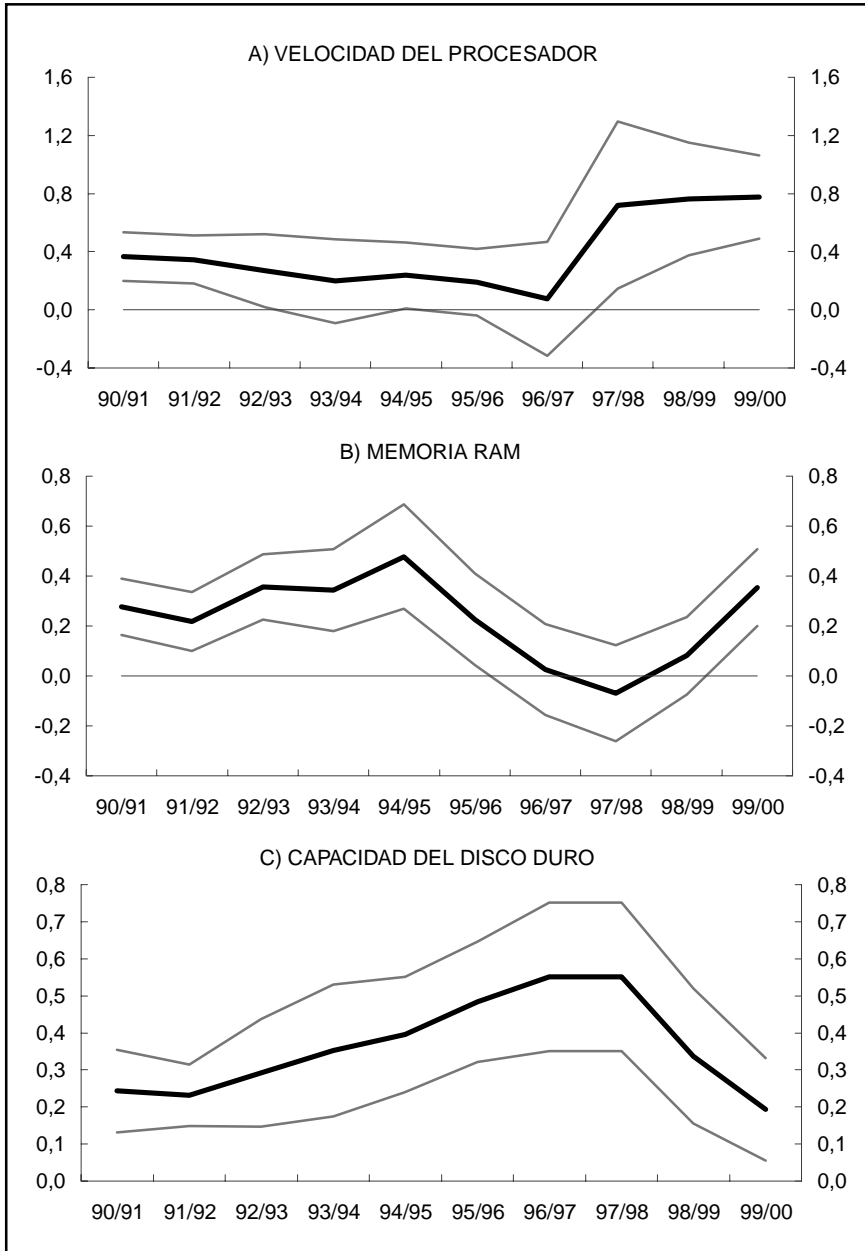
(6) Por ejemplo, aunque en la estimación con la forma funcional logarítmica doble y con variables de marca no se puede descartar la estabilidad de parámetros en los subperíodos 1990-1992, 1992-1994 y 1997-1999, sin embargo, incluso las tasas de variación medias anuales, que se calculan más adelante, para los períodos 1990-2000 y 1992-2000 son del mismo orden de magnitud tanto si se impone como si no una longitud de tres años para esos subperíodos.

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS ORDENADORES PORTÁTILES. ESPECIFICACIÓN SEMILOGARÍTMICA Y CON VARIABLES ARTIFICIALES DE MARCA CON REGRESIONES ADYACENTES



Fuente: Banco de España.

COEFICIENTES ESTIMADOS DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS ORDENADORES PORTÁTILES. ESPECIFICACIÓN LOGARÍTMICA DOBLE Y CON VARIABLES ARTIFICIALES DE MARCA CON REGRESIONES ADYACENTES



Fuente: Banco de España.

**REGRESIONES HEDÓNICAS PARA ORDENADORES
PORTÁTILES PERÍODO A PERÍODO**

Especificación	Valores medios en las once regresiones					
	Semilogarítmica			Logarítmica doble		
	1	2	3	4	5	6
Variables de marca	Sí	No	No	Sí	No	No
Variable de clónico	No	Sí	No	No	Sí	No
p-valor marca	0,02	—	—	0,03	—	—
Muestra	Toda	Toda	Toda	Toda	Toda	Toda
Observaciones	67	67	67	67	67	67
R ² ajustado	0,64	0,42	0,38	0,66	0,43	0,38

Fuente: Banco de España.

moria RAM no sean significativamente distintos de cero, al 95% de nivel de confianza; este resultado podría deberse a la presencia de multicolinealidad. De ser esto cierto, la precisión de la estimación disminuiría, con el consiguiente peligro de eliminar variables relevantes. Este motivo, junto con el hecho de que, como se ha señalado en la sección I.1, la multicolinealidad no tiene por qué invalidar los índices de precios hedónicos resultantes, ha llevado a mantener en todas las estimaciones de las regresiones hedónicas estas dos características. A semejanza de lo que sucede con los ordenadores de sobremesa, con la especificación semilogarítmica los coeficientes de las características presentan un perfil decreciente, mientras con la logarítmica doble el comportamiento de los coeficientes es menos nítido.

Por último, se han estimado regresiones hedónicas período a período. Los valores medios de los estadísticos básicos obtenidos con las once regresiones se proporcionan en el cuadro III.8. A grandes rasgos, los resultados son similares a los obtenidos con las otras dos formas de estimación. Es decir, el mejor ajuste (un 66 %, en media) se logra con la especificación logarítmica doble y con variables de marca. No obstante, hay que señalar que dejan de ser puntuales, para generalizarse, las regresiones en las que al menos alguno de los coeficientes de las características no es significativamente distinto de cero. Esta circunstancia, junto con el menor ajuste frente a la estimación por períodos adyacentes, lleva a descartar las estimaciones período a período.

En resumen, basándose en la conjunción de, por un lado, los problemas detectados en las distintas regresiones realizadas y, por otro lado,

en el objetivo de maximizar el poder explicativo de las variables independientes, la especificación logarítmica doble con variables artificiales de marca y estimada por períodos adyacentes parece ser la más apropiada para describir la evolución del precio de los ordenadores portátiles.

IV

ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS

Una vez se descarta, por un lado, imponer que los precios de las características se mantienen constantes y, por otro, las estimaciones período a período, por los problemas que presentan en la estimación de los precios de las características para algunos años, son las estimaciones por períodos adyacentes las que se van a utilizar para construir índices de precios hedónicos (1). De manera que estos permitan medir la evolución de los precios de los ordenadores, corregida por los cambios de calidad ocurridos a lo largo del período estudiado. Estos índices, como se detalló en la sección I.2, se construyen directamente a partir de la estimación de las variables artificiales temporales.

Como afirma Triplett (2000), la elección de los índices de precios no debe hacerse de manera mecánica maximizando el R^2 . Es importante también examinar la plausibilidad de los índices que se obtienen con otro tipo de información. Por ello, a pesar de la superioridad que parecen mostrar las estimaciones con la forma logarítmica doble, se ha creído interesante calcular los índices de precios hedónicos que se obtienen empleando las distintas estimaciones por períodos adyacentes del capítulo III. De esta manera, se puede analizar y comparar el comportamiento de todos ellos.

IV.1. Ordenadores de sobremesa

El cuadro IV.1 muestra las tasas medias de variación de los índices de precios construidos a partir de las diferentes estimaciones realizadas por períodos adyacentes para el período completo entre 1990 y 2000, así

(1) No obstante, se han construido índices de precios hedónicos para cada una las regresiones del capítulo anterior. Los cuadros A.3 y A.4 del apéndice muestran el comportamiento medio de los índices calculados a partir de las regresiones para el *pool* de datos y de las regresiones período a período.

**ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES DE SOBREMESA
A PARTIR DE ESTIMACIONES PARA PERÍODOS ADYACENTES.
VARIACIÓN MEDIA ANUAL EN EL PERÍODO 1990-2000**

Variables de marca Muestra	Semilogarítmica				Logarítmica doble			
	Sí Toda	No Toda	No Clónicos	Clónicos Toda	Sí Toda	No Toda	No Clónicos	Clónicos Toda
VARIACIÓN MEDIA ANUAL:								
2000-1990	-32,18	-35,83	-38,45	-35,00	-36,77	-40,82	-41,82	-40,06
1995-1990	-20,58	-32,15	-34,03	-33,84	-24,19	-36,14	-37,69	-37,75
2000-1995	-42,08	-39,31	-42,57	-36,13	-47,26	-45,15	-45,69	-42,29

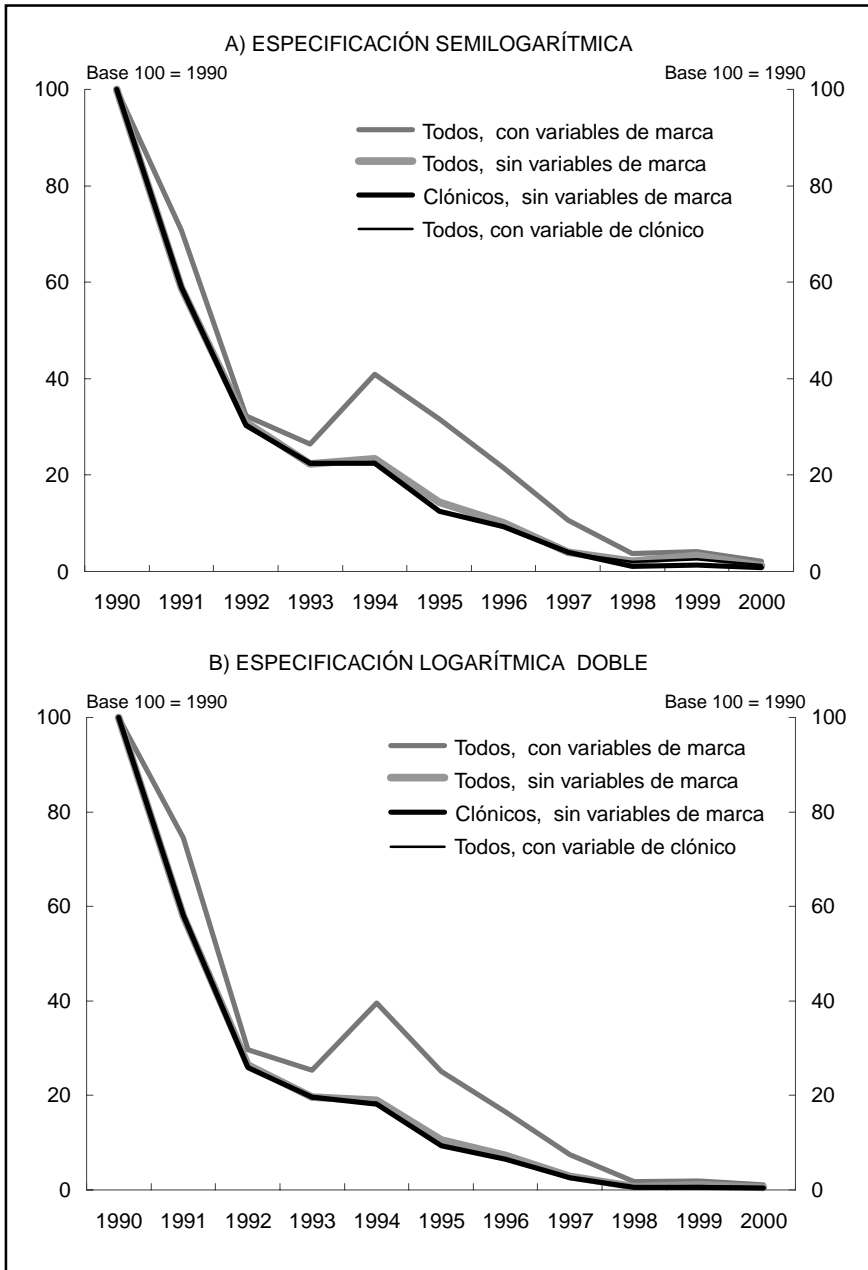
Fuente: Banco de España.

como para los subperíodos 1990-1995 y 1995-2000. Las 4 primeras columnas muestran el comportamiento medio de los índices construidos a partir de la especificación semilogarítmica, mientras que las 4 columnas siguientes muestran las correspondientes a la especificación logarítmica doble, cuyas estimaciones se presentaron en el cuadro III.3. Como se puede observar, las caídas medias de precios a lo largo del período son muy importantes. En el gráfico IV.1 se muestran los distintos índices calculados. Estos muestran, para ambas especificaciones, y para el período 1990-2000, unas caídas medias en los precios entre el 32 % y el 42 % anual (2), estimándose caídas de precios algo superiores bajo la especificación logarítmica doble, mientras las menores se obtienen con variables artificiales de marca en las regresiones para la muestra completa.

Este último resultado está motivado por el comportamiento extraño en 1994 del índice de precios construido para la muestra completa cuando se incluyen variables artificiales de marca en la especificación. En este año, se estima un incremento de precios muy importante (véase el gráfico IV.1), que no parece tener relación con el comportamiento medio de los precios ni con el aumento de las características del ordenador medio en ese año (véase el gráfico II.1). La estimación conjunta de la variable

(2) El cuadro A.3 del apéndice muestra las tasas medias de crecimiento de los índices de precios calculados a partir de las estimaciones para el *pool* de datos y de las estimaciones período a período. Se observa cómo las tasas medias de caída de los precios son similares a las presentadas para períodos adyacentes, si se descarta la estimación semilogarítmica para el *pool* completo de datos. Esta especificación, junto con el supuesto de precios sombra de las características constantes, parece formar un enfoque demasiado restrictivo, que ofrece un peor ajuste de los datos y unas caídas medias en los índices de precios inferiores.

ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES DE SOBREMESA A PARTIR DE REGRESIONES PARA PERÍODOS ADYACENTES



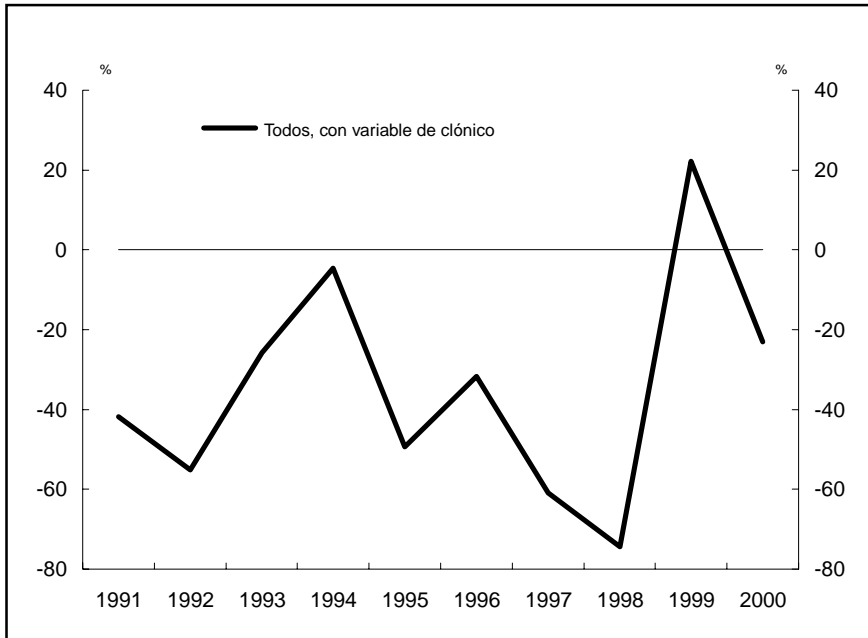
Fuente: Banco de España.

artificial temporal para este año, junto con las variables artificiales de marca, parece ser la responsable de este comportamiento. Ya se ha mencionado que la distribución de las variables artificiales de marca es muy dispar en la muestra. Esto provoca que entre los años 1993 y 1994 exista una sola marca presente en ambos períodos. Por tanto, buena parte del comportamiento de la variable artificial temporal queda recogido en las variables artificiales de marca, que están presentes en uno solo de los dos períodos adyacentes. Por esta razón, se considera más apropiada la estimación sin variables artificiales de marca, puesto que, aunque se tiene menor poder explicativo, permite una estimación más robusta de las variables artificiales temporales y, por tanto, del índice de precios corregido por calidad. En las restantes estimaciones, los incrementos de precios en 1994 son prácticamente nulos, y la caída media a lo largo del período se sitúa en un rango más reducido, entre el 35 % y el 42 %. Más concretamente, los índices de precios presentan una caída entre el 40 % y el 42 %, bajo la especificación logarítmica doble, que se ve reducida hasta el 35 %-38 %, bajo una especificación semilogarítmica. En el gráfico IV.1 se puede observar cómo la evolución de los distintos índices durante los años anteriores y posteriores a 1994 es muy similar. En este mismo gráfico se observa cómo las caídas de precios son muy importantes entre 1990 y 1992, que se moderan en los dos años siguientes, para acelerarse entre 1995 y 1998, mientras que en 1999 se produce un incremento importante de precios (3). En conjunto, esto se traduce en una notable aceleración del ritmo de caída de los precios en la segunda mitad de la década de los noventa, como queda reflejado en las tasas mostradas en el cuadro IV.1.

A la hora de elegir un índice entre los calculados, la especificación logarítmica doble estimada para períodos adyacentes, incluyendo una variable artificial para los ordenadores clónicos en la muestra completa, se muestra como la mejor elección. El gráfico IV.2 presenta las tasas anuales de variación de este índice de precios que muestra una tasa media de caída entre 1990 y 2000 del 40 % anual. Este resultado es similar al obtenido en Berndt y Rappaport (2001), que estiman una caída media del 39 % para ordenadores personales en Estados Unidos entre 1994 y 1998, y se sitúa en la parte alta del rango de caídas de precios estimadas para este país por otros estudios. Por ejemplo, Aizcorbe *et al.* (2000) estiman una caída del 31 % para ordenadores de sobremesa en este mismo período, mientras que el índice de precios del Bureau of Economic Analysis norteamericano para ordenadores personales cae al 32 % anual en estos años.

(3) Este incremento de los precios puede estar relacionado con la escasez de los componentes de memoria RAM que se produjo a nivel mundial, tras los terremotos de septiembre de 1999 en Taiwan. Además, también pudo incidir el aumento en la demanda de ordenadores provocado por la llegada del año 2000.

ÍNDICE DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES DE SOBREMESA A PARTIR DE REGRESIONES PARA PERÍODOS ADYACENTES (a)



Fuentes: Banco de España.

(a) Tasa de variación interanual.

IV.2. Ordenadores portátiles

En el cuadro IV.2 se recogen las tasas de variación medias anuales en el período 1990-2000, así como para los subperíodos 1995-1990 y 2000-1995, que se obtienen para los distintos índices construidos de precios hedónicos de los ordenadores portátiles a partir de las estimaciones por períodos adyacentes del cuadro III.7. Además, en el gráfico IV.3.A) se representan los índices que corresponden a las estimaciones con la forma funcional semilogarítmica, mientras en el gráfico IV.3.B) se ofrecen los índices equivalentes, pero con la forma funcional logarítmica doble. Como se puede comprobar en el cuadro IV.2, el intervalo en el que se mueven las tasas de variación medias anuales de caída en el período 1990-2000 de estos índices va desde el 31 % al 36 % (4). Por tipo de es-

(4) En el cuadro A.4 del apéndice se ofrecen las tasas medias de crecimiento de los índices de precios en el período 1990-2000 calculadas a partir de las estimaciones para el *pool* de datos y de las estimaciones período a período. Como se puede comprobar, con ambas formas de estimación y bajo la especificación logarítmica doble las caídas de precios son muy parecidas a las obtenidas con las estimaciones por períodos adyacentes. Sin embargo, las reducciones de precios son bastante más moderadas si la especificación es la semilogarítmica y no se estima por períodos adyacentes.

**ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES PORTÁTILES
A PARTIR DE ESTIMACIONES PARA PERÍODOS ADYACENTES.
VARIACIÓN MEDIA ANUAL EN EL PERÍODO 1990-2000**

	Semilogarítmica			Logarítmica doble		
	Sí	No	No	Sí	No	No
Variables de marca	Sí	No	No	Sí	No	No
Variable de clónico	No	Sí	No	No	Sí	No
VARIACIÓN MEDIA ANUAL:						
2000-1990	-32,71	-31,46	-30,84	-35,73	-32,73	-32,00
1995-1990	-26,77	-27,20	-26,75	-32,21	-30,52	-29,87
2000-1995	-38,17	-35,47	-34,69	-39,06	-34,87	-34,07

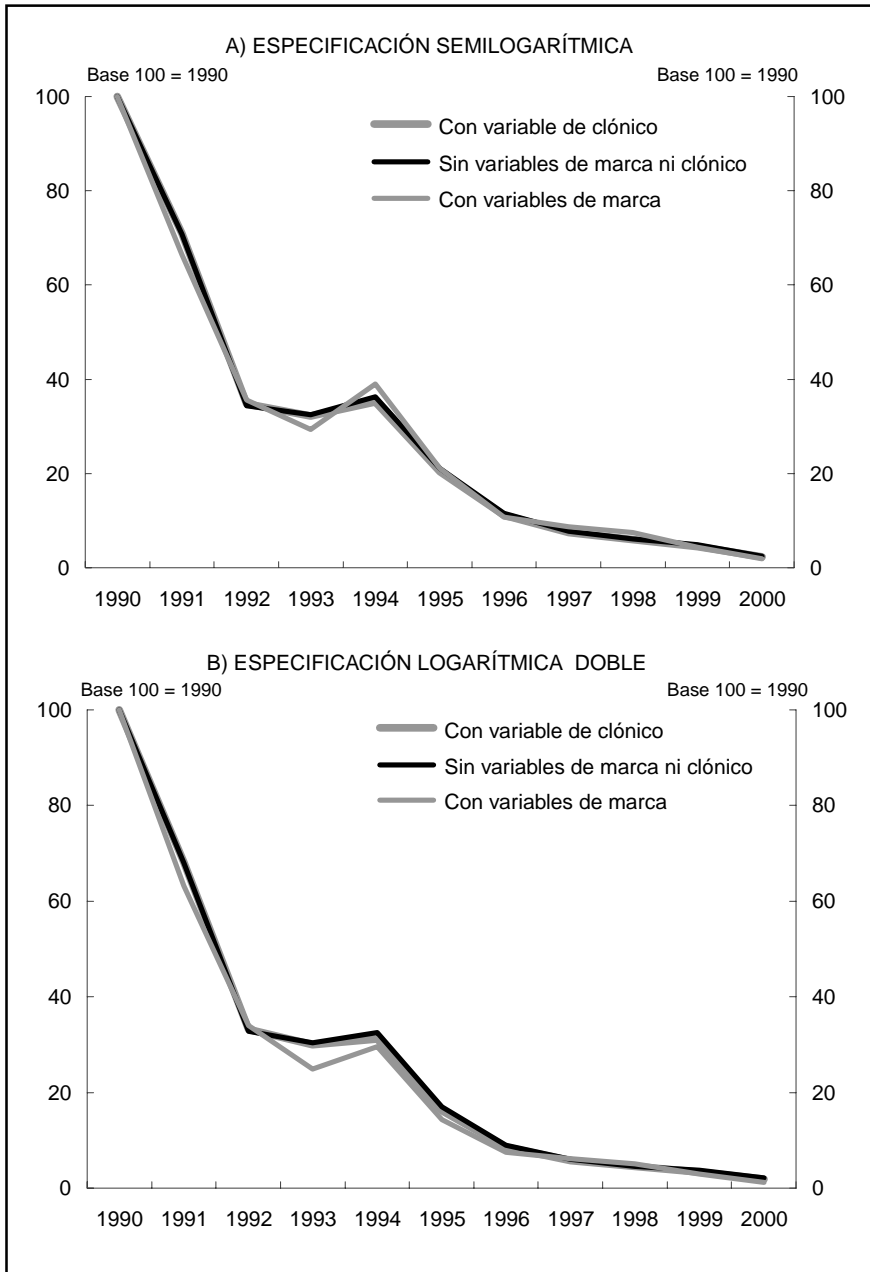
Fuente: Banco de España.

pecificación, los menores descensos se dan con la semilogarítmica. Con independencia de la forma funcional, las reducciones aumentan a medida que se va controlando por la marca. Es decir, si se incluye una variable artificial para identificar que el ordenador es clónico o no, la variación media anual es mayor que cuando no se incluye, y vuelve a aumentar al sustituir dicha variable artificial por variables independientes para cada marca. Aunque, como se puede observar en el gráfico IV.3, los perfiles que se obtienen cuando no se controla en absoluto por la marca son similares a los que resultan de utilizar una variable artificial que agrupa a todos los ordenadores clónicos. Por otro lado, con independencia de la especificación, los índices registraron reducciones notables en 1991 y 1992, mientras en 1994 se observa un incremento del precio de los ordenadores portátiles que no es explicado por la evolución de las características consideradas (5). Desde 1995, los índices vuelven a una senda descendente, mostrando importantes recortes. De hecho, en todos los casos se aprecia una intensificación en las reducciones de precios en la segunda mitad de la década respecto a la primera mitad (véanse las dos últimas líneas del cuadro IV.2).

Teniendo en cuenta que los mejores ajustes de las diversas estimaciones consideradas para el cálculo de los índices se obtienen con variables de marcas, se puede decir que los precios ajustados por las características de velocidad del procesador, cantidad de memoria RAM y

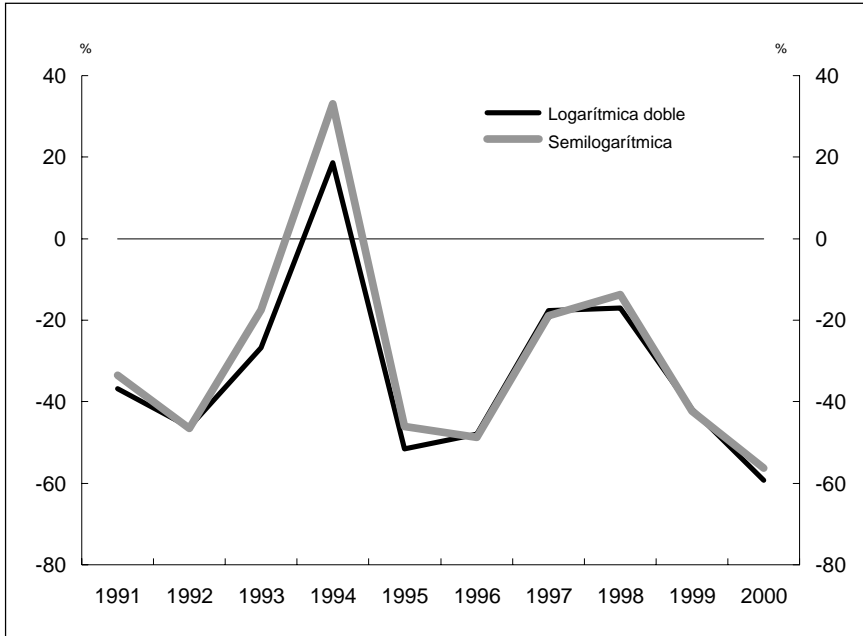
(5) Una explicación a este comportamiento puede estar relacionada con el incremento notable de la demanda de ordenadores portátiles, aproximadamente a partir de este año, dado que las sucesivas reducciones experimentadas en su peso hicieron que por aquel entonces los ordenadores pasaran de poderse trasladar a ser realmente portátiles.

**ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES PORTÁTILES A PARTIR
DE REGRESIONES PARA PERÍODOS ADYACENTES**



Fuente: Banco de España.

ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES PORTÁTILES A PARTIR DE REGRESIONES PARA PERÍODOS ADYACENTES CON VARIABLES DE MARCA (a)



Fuente: Banco de España.

(a) Tasa de variación interanual.

capacidad del disco duro se han reducido en media, entre los años 1990 y 2000, entre un 33 % y un 36 %, según sea la forma funcional semilogarítmica o logarítmica doble. Estas cifras son algo inferiores a las que se alcanzan para los ordenadores de sobremesa. Si bien, cabe señalar que para estos últimos se ha podido controlar por alguna característica más. En cuanto a su evolución anual, en el gráfico IV.4 se ha representado la tasa de variación interanual de los índices seleccionados. Como se puede apreciar, con la excepción de 1994, en todos los años analizados, estos índices registraron fuertes caídas, siendo especialmente importantes en los años 1991-1993, 1995-1996 y 1999-2000. Aunque los resultados son muy parecidos con ambos índices, para la elaboración del índice hedónico de ordenadores personales se ha escogido la especificación logarítmica doble, por ser la que proporciona el mejor ajuste.

Para finalizar, conviene señalar que estos resultados están en línea con los de Berndt y Rappaport (2001) para Estados Unidos. En su estudio obtienen que las caídas de los precios ajustados por cambios en la calidad han sido superiores en los ordenadores de sobremesa que en los

portátiles. Para estos últimos, estiman una caída de la tasa de crecimiento media anual muy superior en el período 1994-1999 (del orden del 42 %) que durante 1989-1994 (del 20 %). En el presente trabajo, se obtiene una tasa de variación media anual para el período 1994-1999 algo más moderada, del -37 %, si bien el ritmo de variación de estos precios también se ha intensificado en los últimos años. Así, la tasa de crecimiento media anual registrada durante 1990-1994 fue del -26 %. Sin embargo, los resultados son bastante más moderados que los que obtienen Aizcorbe *et al.* (2000) para los ordenadores portátiles norteamericanos en el período 1995-1999 (del -66 %).

IV.3. Sesgo de calidad: índices de precios hedónicos e IPC

Los índices de precios hedónicos calculados por separado para ordenadores de sobremesa y portátiles en las secciones anteriores han de ser agregados para formar un único índice de precios hedónicos de ordenadores personales. Comparando la evolución de este índice con la serie oficial de precios se obtiene una cuantificación del sesgo de calidad presente en el caso español, debido a un insuficiente ajuste de los precios ante los enormes cambios de calidad acaecidos en los ordenadores.

Como se ha mencionado en las secciones anteriores, entre los distintos índices de precios hedónicos estimados, tanto para ordenadores de sobremesa como portátiles, resultan preferibles los índices calculados bajo la especificación logarítmica doble para períodos adyacentes, cuando se utiliza toda la muestra disponible y se introduce una variable artificial que identifica a los ordenadores clónicos, en el caso de los ordenadores de sobremesa, y una variable artificial para cada una de las marcas, en el caso de los ordenadores portátiles. Estos dos índices se presentan en las dos primeras columnas del cuadro IV.3. En la base de datos, no se dispone de ventas por tipo de ordenador, por lo que no resulta posible ponderar estos dos índices por la importancia de cada tipo en el mercado. Además, tampoco existe información disponible sobre la importancia relativa de cada clase de ordenador dentro de las series oficiales. Por ello, para realizar la agregación de los índices se ha optado por utilizar la media simple. La tercera columna del cuadro IV.3 muestra el índice agregado para ordenadores, así construido, que registra una caída a una tasa media anual del 38 % entre 1990 y 2000. Las reducciones medias de precios han sido muy superiores en la segunda mitad de la década (40 %) que en la primera (35 %).

En cuanto a las series oficiales, para España, el índice de precios de consumo (IPC) correspondiente a la subclase de ordenadores personales, máquinas de escribir y otros incluye tanto los precios que interesan para este trabajo como los precios de las calculadoras y las máquinas de

ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES

Año	Ordenadores de sobremesa	Ordenadores portátiles	Ambos tipos (media simple)
1990	100,00	100,00	100,00
1991	58,14	63,16	60,65
1992	26,09	34,00	30,04
1993	19,36	24,91	22,14
1994	18,48	29,55	24,01
1995	9,35	14,32	11,83
1996	6,39	7,44	6,92
1997	2,49	6,13	4,31
1998	0,64	5,08	2,86
1999	0,78	2,95	1,87
2000	0,60	1,20	0,90
VARIACIÓN MEDIA ANUAL:			
1990-2000	-40,06	-35,73	-37,56
1990-1995	-37,75	-32,21	-34,75
1995-2000	-42,29	-39,06	-40,26

Fuente: Banco de España.

escribir. No obstante, el peso de los ordenadores personales dentro de esta subclase es mayoritario, superando el 90 %, por lo que se puede asumir que su evolución representa a la del índice de precios de ordenadores personales oficial y, por tanto, puede ser comparada con los índices hedónicos construidos en este trabajo. Esta subclase está disponible desde 1992, por lo que la comparación con el índice de precios hedónico construido en este trabajo se circunscribe al período 1992-2000. Durante este período, la tasa de crecimiento media anual de esta subclase fue del -9 %, mientras que el índice hedónico cayó a una tasa media anual del 35 %. Es decir, la estimación del sesgo de calidad incurrido por el IPC español de ordenadores se cifra en el 26 % anual.

V

CONCLUSIONES

Los índices de precios hedónicos para ordenadores personales en España construidos en este trabajo presentan un comportamiento decreciente muy acusado, comparable al de los índices equivalentes obtenidos por otros investigadores para otros países, Estados Unidos, principalmente, y por las oficinas de estadísticas que ya utilizan esta metodología. Una vez descontados en los precios los importantes cambios de calidad ocurridos en la década de los noventa, se observan reducciones de precios notables y similares a las de otros países, como era de esperar, por otra parte, dado el alto grado de internacionalización de este sector. Estos resultados se han obtenido a partir de una muestra de ordenadores personales en España que cubre toda la década de los años noventa y que comparte gran parte de las características de las bases de datos utilizadas para otros países.

Para obtener estos resultados, se ha estimado una amplia variedad de especificaciones de la función hedónica y bajo diferentes supuestos sobre la estabilidad de los parámetros de esta función; encontrando que la estimación del *pool* completo de datos constituye un enfoque demasiado restrictivo para reflejar el comportamiento de los datos, a la vez que la estimación período a período no permite obtener los precios sombra de todas las características consideradas. Por tanto, se han calculado diversos índices de precios hedónicos, a partir de las estimaciones para períodos adyacentes. Con todos ellos se obtienen unas caídas de precios que son bastante robustas ante cambios en la especificación, siendo el rango estimado para la caída media de los precios en el período 1990-2000 razonablemente reducido. La estimación preferida es la realizada para períodos adyacentes, bajo una especificación logarítmica doble; según esta estimación, entre 1990 y 2000, la tasa de descenso medio anual es del 40 % para los precios de los ordenadores de sobremesa, y del 36 % para los de los ordenadores portátiles. Exceptuando el año 1999 en los ordenadores de sobremesa, el perfil temporal de estas caídas muestra una aceleración en la segunda mitad de la década.

No obstante, hay que resaltar algunas limitaciones importantes del análisis realizado. En concreto, habría sido deseable disponer de información completa sobre el tipo de procesador y, para los ordenadores portátiles, también sobre el peso. Además, el valor explicativo de las regresiones habría sido mejor si la muestra de ordenadores de sobremesa hubiera incluido más fabricantes de marca. Asimismo, se echa de menos el saber si los ordenadores portátiles tienen o no CD-ROM y los accesorios que se están incluyendo en todos los ordenadores. Por último, habría sido también conveniente conocer las ventas para poder ponderar los distintos modelos de acuerdo a las mismas.

En cuanto a la estimación del sesgo de calidad presente en la serie del IPC de ordenadores, las caídas de precios estimadas con los índices hedónicos implican una magnitud para este sesgo muy considerable. Concretamente, para el período 1992-2000 este sesgo se sitúa en el 26 % anual. A la hora de interpretar esta cifra conviene recordar las limitaciones de la base de datos disponible, anteriormente expuestas, que obligan a tener ciertas cautelas sobre la magnitud precisa del sesgo de calidad presente en el IPC español. Esto no implica, sin embargo, que estas limitaciones estén sobrevalorando necesariamente la estimación. En principio, se puede pensar que la disposición de una base de datos más completa tenderá a descontar otras mejoras tecnológicas habidas en las características de los ordenadores, y no incluidas en el presente trabajo, lo que llevaría a mayores caídas en los índices de precios hedónicos.

APÉNDICE

CUADRO A.1

RELACIÓN DE MARCAS IDENTIFICADAS COMO FABRICANTES DE ORDENADORES DE SOBREMESA

AMSTRAD	HYUNDAI
APPLE COMPUTER	IBM
COMPAQ	OLIVETTI
DELL	PACKARD BELL
EPSON IBERICA	SIEMENS NIXDORF
FUJITSU	XEROX
HEWLETT PACKARD	

CUADRO A.2

RELACIÓN DE MARCAS IDENTIFICADAS COMO FABRICANTES DE ORDENADORES PORTÁTILES

AMSTRAD	NEC
APPLE	OLIVETTI
COMMODORE	PACKARD BELL
COMPAQ	PANASONIC
DELL	PHILIPS
DIGITAL	SCHNEIDER
ELBE	SHARP
EPSON	SIEMENS
FUJITSU	TEXAS INSTRUMENTS
HEWLETT PACKARD	TOSHIBA
HP	UNISYS
IBM	

CUADRO A.3

**ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES DE SOBREMESA.
VARIACIÓN MEDIA ANUAL EN EL PERÍODO 1990-2000**

	Semilogarítmica					Logarítmica doble				
ESTIMACIÓN CONJUNTA DEL POOL DE DATOS :										
VARIABLES DE MARCA	Sí	No	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	No	Sí
Tipo procesador	No	No	No	No	Sí	No	No	No	No	Sí
Muestra	Toda	Toda	Clónicos	Clónicos	Toda	Toda	Toda	Clónicos	Clónicos	Toda
Variación media										
anual	-20,74	-24,26	-25,66	-26,67	-36,50	-40,38	-37,70	-40,46	-37,82	-33,96
ESTIMACIÓN PERÍODO A PERÍODO (a):										
VARIABLES DE MARCA	No	Clónicos	No			No	Clónicos	No		
Tipo procesador	No	No	No			No	No	No		
Muestra	Toda	Toda	Clónicos			Toda	Toda	Clónicos		
Variación media										
anual	-30,66	-32,71	-35,10			-40,08	-42,34	-43,38		

Fuente: Banco de España.

(a) A partir de índices de Laspeyres encadenados de las características.

CUADRO A.4

**ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES PORTÁTILES.
VARIACIÓN MEDIA ANUAL EN EL PERÍODO 1990-2000**

	Semilogarítmica						Logarítmica doble					
ESTIMACIÓN CONJUNTA DEL POOL DE DATOS :												
VARIABLES DE MARCA	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No
Variable de clónico	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí	No
Variable de peso	No	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No	No	Sí	Sí	Sí
Variación media												
anual	-21,01	-18,72	-18,25	-24,73	-21,51	-20,96	-34,95	-31,75	-31,49	-32,11	-30,49	-30,1
ESTIMACIÓN PERÍODO A PERÍODO (a):												
VARIABLES DE MARCA	No	No					No	No				
Variable de clónico	No	Sí					No	Sí				
Variable de peso	No	No					No	No				
Variación media												
anual	-28,20	-18,91					-34,56	-37,77				

Fuente: Banco de España.

(a) A partir de índices de Laspeyres encadenados de las características.

BIBLIOGRAFÍA

- AIZCORBE, A., CORRADO, C. y DOMS, M. (2000). «Constructing Price and Quantity Indexes for High Technology Goods», julio, mimeo.
- BALDWIN, A., DESPRÉS, P., NAKAMURA, A. y NAKAMURA, M. (1997). «New Goods from the Perspective of Price Index Making in Canada and Japan», en Bresnahan y Gordon (eds.), *The Economics of New Goods*, The University of Chicago Press.
- BERNDT, E. R. y RAPPAPORT, N. (2001). «Price and Quality of Desktop and Mobile Personal Computers: A Quarter Century of History», *The American Economic Review*, mayo, pp. 268-273.
- BOVER, O. e IZQUIERDO, M. (2001). *Ajustes de calidad en los precios: métodos hedónicos y consecuencias para la Contabilidad Nacional*, Serie Estudios Económicos, nº 70, Servicio de Estudios, Banco de España.
- COLE, R., CHEN, Y. C., BARQUIN-STOLLEMAN, J. A., DULBERGER, E., HELVACIAN, N. y HODGE, J. H. (1986). «Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment», *Survey of Current Business*, enero, pp. 41-50.
- COURT, A. T. (1939). «Hedonic Price Indexes with Automobile Examples», en *The Dynamics of Automobile Demand*, General Motors, Detroit, pp. 99-117.
- DIEWERT, E. (2001). «Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach», abril, mimeo.
- EUROSTAT (1999). *Report of the Task Force Volume Measures for Computers and Software*, Luxemburgo, junio.
- GORDON, R. J. (1990). *The Measurement of Durable Goods Prices*, The University of Chicago Press.
- GRIMM, B. T. (1998). «Price Indexes for Selected Semiconductors, 1974-96», *Survey of Current Business*, Bureau of Economic Analysis, febrero.
- HOLDWAY, M. (2000). *Quality-Adjusting Computer Prices in the Producer Price Index: An Overview*, Bureau of Labor Statistics, noviembre.
- LANDEFELD, S. y GRIMM, B. T. (2000). «A Note on the Impact of Hedonics and Computers on Real GDP», *Survey of Current Business*, diciembre.
- MOREAU, A. (1996). «Methodology of the Price Index for Microcomputers and Printers in France», en *Industry Productivity: International Comparison and Measurement Issues*, OECD Proceedings.
- NELSON, R. A., TANGUAY, T. L. y PATTERSON, C. R. (1994). «A Quality - Adjusted Price Index for Personal Computers», *Journal of Business and Economic Statistics*, enero, pp. 23-31.

- ROSEN, S. (1974). «Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition», *Journal of Political Economy*, enero-febrero, pp. 34-55.
- TRIPLETT, J. (1989). «Price and Technological Change in a Capital Good: A Survey of Research on Computers», en Jorgenson y Landau (eds.), *Technology and Capital formation*, MIT Press.
- (2000). *Handbook on Quality Adjustment of Price Indexes for Information and Communication Technology Products*, OCDE, mimeo.

**PUBLICACIONES DE LA SERIE
«ESTUDIOS ECONÓMICOS»
DEL SERVICIO DE ESTUDIOS DEL BANCO DE ESPAÑA (1)**

29. **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (4ª edición actualizada, 1986) (vol. extra). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
30. **Claire Craik:** La formación de los precios alimenticios: 1968-1981 (1983).
31. **José Luis Malo de Molina:** Las series desagregadas de salarios (1983).
32. **Antoni Espasa:** Un estudio econométrico de la tasa de variación del empleo de la economía española (1983).
33. **José Viñals:** Los shocks de oferta y el proceso de ajuste macroeconómico (1983).
34. **José Luis Malo de Molina:** ¿Rigidez o flexibilidad del mercado de trabajo? La experiencia española durante la crisis (1983).
35. **Joaquina Paricio Torregrosa:** La dinámica salarial en el período 1963-1976. Un análisis desagregado (1984).
36. **Ignacio Mauleón:** La demanda de activos de caja del sistema bancario en el período 1978-1982: un estudio empírico (1984).
37. **Gonzalo Gil:** Aspectos financieros y monetarios de la integración española en la Comunidad Económica Europea (vol. extra) (1985).
38. **Fernando Gutiérrez y Eduardo Fernández:** La empresa española y su financiación (1963-1982). (Análisis elaborado a partir de una muestra de 21 empresas cotizadas en Bolsa) (1985).
39. **Pedro Martínez Méndez:** Los gastos financieros y los resultados empresariales en condiciones de inflación (1986).
40. **Ignacio Mauleón, José Pérez Fernández y Beatriz Sanz:** Los activos de caja y la oferta de dinero (1986).
41. **María Dolores Grandal Martín:** Mecanismos de formación de expectativas en mercados con retardo fijo de oferta: el mercado de la patata en España (1986).
42. **J. Ruiz-Castillo:** La medición de la pobreza y de la desigualdad en España, 1980-1981 (1987).
43. **I. Argimón Maza y J. Marín Arcas:** La progresividad de la imposición sobre la renta (1989).
44. **Antonio Rosas Cervantes:** El Sistema Nacional de Compensación Electrónica (Primera edición, 1991. Segunda edición actualizada, 1995).
45. **María Teresa Sastre de Miguel:** La determinación de los tipos de interés activos y pasivos de bancos y cajas de ahorro (1991).
46. **José Manuel González-Páramo:** Imposición personal e incentivos fiscales al ahorro en España (1991).
47. **Pilar Álvarez y Cristina Iglesias-Sarria:** La banca extranjera en España en el período 1978-1990 (1992).
48. **Juan Luis Vega:** El papel del crédito en el mecanismo de transmisión monetaria (1992).
49. **Carlos Chuliá:** Mercado español de pagarés de empresa (1992).
50. **Miguel Pellicer:** Los mercados financieros organizados en España (1992).
51. **Eloísa Ortega:** La inversión extranjera directa en España (1986-1990) (1992).

(1) El Banco de España, al publicar, en esta serie, documentos internos elaborados en su Servicio de Estudios, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española. El Banco de España no hace suyas, sin embargo, necesariamente, las opiniones expresadas en dichos trabajos cuando aparezcan publicados con la firma de su autor.

(*) Las publicaciones señaladas con asterisco se encuentran agotadas.

52. **Alberto Cabrero, José Luis Escrivá y Teresa Sastre:** Ecuaciones de demanda para los nuevos agregados monetarios (1992). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
53. **Ángel Luis Gómez Jiménez y José María Roldán Alegre:** Análisis de la política fiscal en España con una perspectiva macroeconómica (1988-1994) (1995). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
54. **Juan María Peñalosa:** El papel de la posición financiera de los agentes económicos en la transmisión de la política monetaria (1996).
55. **Isabel Argimón Maza:** El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la Unión Europea (1996).
56. **Juan Ayuso Huertas:** Riesgo cambiario y riesgo de tipo de interés bajo regímenes alternativos de tipo de cambio (1996).
57. **Olympia Bover, Manuel Arellano y Samuel Bentolila:** Duración del desempleo, duración de las prestaciones y ciclo económico (1996). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
58. **José Marín Arcas:** Efectos estabilizadores de la política fiscal. Tomos I y II (1997). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
59. **José Luis Escrivá, Ignacio Fuentes, Fernando Gutiérrez y M^a Teresa Sastre:** El sistema bancario español ante la Unión Monetaria Europea (1997).
60. **Ana Buisán y Esther Gordo:** El sector exterior en España (1997).
61. **Ángel Estrada, Francisco de Castro, Ignacio Hernando y Javier Vallés:** La inversión en España (1997).
62. **Enrique Alberola Ila:** España en la Unión Monetaria. Una aproximación a sus costes y beneficios (1998).
63. **Gabriel Quirós (coordinador):** Mercado español de deuda pública. Tomos I y II (1998).
64. **Fernando C. Ballabriga, Luis Julián Álvarez González y Javier Jareño Morago:** Un modelo macroeconómico BVAR para la economía española: metodología y resultados (1998). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
65. **Ángel Estrada y Ana Buisán:** El gasto de las familias en España (1999).
66. **Roberto Blanco Escolar:** El mercado español de renta variable. Análisis de la liquidez e influencia del mercado de derivados (1999).
67. **Juan Ayuso, Ignacio Fuentes, Juan Peñalosa y Fernando Restoy:** El mercado monetario español en la Unión Monetaria (1999).
68. **Isabel Argimón, Ángel Luis Gómez, Pablo Hernández de Cos y Francisco Martí:** El sector de las Administraciones Públicas en España (1999).
69. **Javier Andrés, Ignacio Hernando and J. David López-Salido:** Assessing the benefits of price stability: The international experience (2000).
70. **Olympia Bover y Mario Izquierdo:** Ajustes de calidad en los precios: métodos hedónicos y consecuencias para la Contabilidad Nacional (2001). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
71. **Mario Izquierdo y M^a de los Llanos Matea:** Una aproximación a los sesgos de medición de las variables macroeconómicas españolas derivados de los cambios en la calidad de los productos (2001). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
72. **Mario Izquierdo, Omar Licandro y Alberto Maydeu:** Mejoras de calidad e índices de precios del automóvil en España (2001). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
73. **Olympia Bover y Pilar Velilla:** Precios hedónicos de la vivienda sin características: el caso de las promociones de viviendas nuevas (2001). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
74. **Mario Izquierdo y M^a de los Llanos Matea:** Precios hedónicos para ordenadores personales en España durante la década de los años noventa (2001). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)