

# ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES PERSONALES EN ESPAÑA

MARIO IZQUIERDO  
M<sup>a</sup> DE LOS LLANOS MATEA  
*Banco de España*

*En este artículo se estiman regresiones hedónicas y se construyen los correspondientes índices hedónicos de precios para ordenadores de sobremesa y portátiles vendidos en España durante la década de los años 90. Los resultados indican que estos índices de precios muestran reducciones de precios muy notables, del 38 por 100 en media anual entre 1990 y 2000, habiéndose intensificado las caídas en la segunda mitad de la década. Al comparar esta evolución con la serie del IPC de ordenadores se estima anualmente un sesgo de calidad de 26 puntos porcentuales durante el período 1992-2000.*

*Palabras clave: Función hedónica, índice hedónico de precios, ordenadores, sesgo de calidad.*

(JEL E31, L86)

## 1. Introducción

El primer ordenador personal tiene más de veinte años y su antecesor, el microordenador, comenzó a comercializarse hace más de veintisiete años. 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.

Los puntos de vista expresados en este artículo son los de los autores y no reflejan, necesariamente, los del Banco de España.

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<sup>1</sup>. Aunque esta metodología empezó a aplicarse en otros sectores<sup>2</sup>, el intenso progreso tecnológico hace que sea especialmente adecuada para el cálculo de índices de precios en este sector y provoca diferencias muy importantes 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. Por su parte, 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 esta nota es ofrecer evidencia empírica para el caso español sobre el comportamiento de índices de precios hedónicos para ordenadores personales. Para ello, se aplica la metodología hedónica a una base de datos con precios y características de ordenadores de sobremesa y portátiles vendidos en España durante la década de los años 90 y se cuantifica 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. La metodología hedónica requiere estimar una función hedónica, que relacione el precio de un producto con el nivel de sus características, para luego definir, a partir

<sup>1</sup> Véase Bover e Izquierdo (2003).

<sup>2</sup> En el sector automovilístico Court (1939) calcula índices de precios hedónicos para Estados Unidos, en el período 1925-1935, y la Oficina de Estadística Norteamericana utiliza la metodología hedónica en el cálculo de precios para el sector de la vivienda, desde 1968.

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 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 dispone de información sobre el precio del ordenador, la marca del fabricante o distribuidor, la velocidad del procesador, la capacidad del disco duro, la cantidad de memoria RAM y la disponibilidad de CD-ROM (en el caso de los ordenadores de sobremesa). Este conjunto de variables es similar al utilizado en los distintos trabajos realizados para Estados Unidos, si bien, habría sido deseable disponer de información sobre otras características, como 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 han considerado, hedónicamente, 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 en la economía española.

El resto de la nota contiene cinco secciones adicionales. En la siguiente 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. La tercera sección describe con detalle las características de la base de datos utilizada, mientras que en la cuarta se presentan las estimaciones realizadas de la función hedónica. En la quinta sección se construyen distintos índices de precios

hedónicos, a partir de las estimaciones realizadas en la cuarta sección, 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 la sexta y última sección se resumen las principales conclusiones.

## 2. Metodología hedónica

Como se ha mencionado, la metodología hedónica supone que el precio observado de un producto es función de sus características. Para el precio de los ordenadores se han aplicado diversas formas funcionales, si bien, la logarítmica doble es la utilizada más frecuentemente<sup>3</sup>. En una especificación logarítmica doble, la relación entre los precios y sus características es la siguiente:

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

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

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  $\delta_t$  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 tienen en cuenta cambios en las características. Por su parte, cada una de las  $\beta_j$  de la ecuación [1] es el precio sombra de la correspondiente característica  $j$ .

A la hora de estimar una ecuación como [1] existen varias estrategias no excluyentes. En primer lugar, se puede utilizar toda la muestra disponible para estimar una única regresión. De esta forma, se está imponiendo que los parámetros  $\beta_j$  sean constantes en el tiempo. Cuando se producen innovaciones tecnológicas importantes, como es el caso de los ordenadores, este supuesto resulta demasiado restrictivo. Una

<sup>3</sup>Una visión general de las formas funcionales empleada para los ordenadores se puede obtener del cuadro 4.2 de Triplett (1989) y del cuadro 5.3 de Triplett (2000).

posibilidad para salvar<sup>4</sup> esta limitación consiste en desagregar el conjunto de datos en períodos adyacentes, de dos o más, y estimar una regresión para cada uno de estos períodos adyacentes. En cada una de estas 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.

Una vez se ha estimado la función hedónica hay que construir el índice de precios correspondiente. 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  $\hat{\delta}_t$  estimados en una ecuación como [1]. Si la forma funcional es la logarítmica doble y se estima con toda la muestra, el índice de precios hedónicos en el período  $t$  es simplemente  $\exp(\hat{\delta}_t)$ . En el caso de que las regresiones se hayan realizado para períodos adyacentes, la expresión concreta del índice de precios en el período  $t$  respecto al período base depende de la longitud de los períodos adyacentes. Por ejemplo, si cada submuestra está formada por dos períodos adyacentes del conjunto, el índice en el período  $t$  con base en el período inicial será igual a:

$$I_{0t} = \exp \left( \sum_{k=1}^t \hat{\delta}_k \right). \quad [2]$$

Un último aspecto a considerar es que, en principio, la regresión hedónica, concede la misma importancia a cada una de las observaciones de la muestra, a no ser que se disponga de información sobre unidades vendidas para estimar por mínimos cuadrados ponderados. 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. 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 me-

<sup>4</sup>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.

por relación calidad-precio, el índice resultante puede sobrevalorar los verdaderos precios ajustados por cambios de calidad.

### 3. 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.

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 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). No obstante, se carece de información sobre el conjunto de accesorios de que dispone el ordenador (tipo de monitor y teclado, módem, *software*, etc.) y que pueden ser relevantes. Una característica reseñable de esta muestra es su distribución por marcas. 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<sup>5</sup>.

La evolución de las características medias de un ordenador a lo largo del período de estudio 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

<sup>5</sup> 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 como esto dificulta la estimación de variables artificiales de marca junto con variables artificiales de tiempo.

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<sup>6</sup>, 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.

En cuanto a los ordenadores portátiles, de nuevo, una 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. 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. Mientras tanto, 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 %.

#### **4. 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, el análisis se ha realizado separadamente para ordenadores de sobremesa y portátiles.

<sup>6</sup>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 modem o el tipo de monitor incorporado.

En cuanto a la elección de la forma funcional para la regresión hedónica, 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. Aunque, en un principio, se consideraron las formas lineal, semilogarítmica y logarítmica doble, los mejores resultados se obtuvieron con la logarítmica doble<sup>7</sup>, por lo que estos son los resultados que se muestran a continuación. Por otro lado, como, 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, se ha permitido variación temporal en los precios implícitos de las características, al estimar por períodos adyacentes. En esta estimación, los precios de las características varían de estimación en estimación, pero son constantes para cada par de períodos contiguos, por lo que la estimación de la inflación corregida por calidad proviene de las variables artificiales temporales correspondientes. La estimación se ha realizado para pares de períodos contiguos mediante mínimos cuadrados ordinarios sin ponderar por el número de unidades vendidas de cada modelo, al no disponer de esta información en la base de datos.

#### *4.1. Ordenadores de sobremesa*

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones realizadas para los ordenadores de sobremesa. En las cuatro primeras columnas del Cuadro 1, se presentan los estadísticos básicos de las estimaciones realizadas por períodos adyacentes. En todos los casos las estimaciones incluyen como características relevantes para explicar el precio de los ordenadores la cantidad de memoria RAM, la velocidad del procesador, la capacidad del disco duro y la disponibilidad o no de CD-ROM en el ordenador. Se presentan los resultados de cuatro especificaciones que intentan captar de forma diferente el efecto de la marca del ordenador sobre el precio: las dos primeras columnas presentan los resultados utilizando toda la muestra disponible e introduciendo una variable artificial para cada marca en el primer caso y sin ella en el segundo. La columna siguiente presenta los resultados únicamente para la muestra de ordenadores clónicos, para comprobar en qué medida los resultados obtenidos varían cuando se elimina de la muestra los ordenadores de marca. En este caso, resulta imposible es-

<sup>7</sup>En Izquierdo y Matea (2001) se pueden consultar los resultados obtenidos con otras especificaciones.



timar una variable artificial para cada marca en varios de los períodos, por lo que en la última de las columnas 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<sup>8</sup>.

CUADRO 1  
Regresiones hedónicas por períodos adyacentes  
Especificación logarítmica doble  
Valores medios de las 10 regresiones

|                         | Ordenadores de sobremesa |      |          |      | Ordenadores portátiles |      |      |
|-------------------------|--------------------------|------|----------|------|------------------------|------|------|
|                         | 1                        | 2    | 3        | 4    | 5                      | 6    | 7    |
| Variable de marca       | sí                       | no   | no       | no   | sí                     | no   | no   |
| Variable clónico        | no                       | no   | no       | sí   | no                     | sí   | no   |
| Valor p de marca        | 0,00                     | --   | --       | 0,00 | 0,00                   | --   | --   |
| Muestra                 | toda                     | toda | clónicos | toda | toda                   | toda | toda |
| Observaciones           | 264                      | 264  | 217      | 264  | 134                    | 134  | 134  |
| R <sup>2</sup> ajustado | 0,85                     | 0,54 | 0,57     | 0,60 | 0,71                   | 0,47 | 0,44 |

Los R<sup>2</sup> ajustados tienen una media en torno al 85 %, 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 aumenta levemente el poder explicativo de la regresión hasta alrededor del 60 %. En cuanto a la estimación de los coeficientes de las características, no se muestran los valores de cada una de las regresiones realizadas por brevedad, pero cabe señalar que en todos los casos se obtienen los signos positivos esperados, siendo además significativos todos los coeficientes estimados.

En principio, por tanto, se podría elegir la primera de las estimaciones, puesto que proporciona el mejor ajuste, en términos del R<sup>2</sup> ajustado. 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. En la base de datos dis-

<sup>8</sup> Mediante contrastes de Chow, se rechazó la hipótesis de estabilidad de los parámetros para cualquier subperíodo superior a 2 años.

ponible, es muy frecuente la presencia de marcas en un único período por lo que las variables artificiales asociadas a estas marcas recogen buena parte del efecto atribuible a la variable artificial temporal<sup>9</sup>. Por esta razón, resulta preferible estimar las variables artificiales temporales en regresiones en las que no se incluyan variables artificiales de marca. De entre todas estas, 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.

#### 4.2. Ordenadores portátiles

En cuanto a los ordenadores portátiles, en las tres últimas columnas del Cuadro 1 se ofrece la media de los estadísticos básicos de las diez estimaciones realizadas por períodos adyacentes de 2 años para las distintas especificaciones. Como antes, las variables incluidas en la regresión son la cantidad de memoria RAM, la velocidad del procesador y la capacidad del disco duro. En este caso no se dispone de información sobre la disponibilidad de CD-ROM. En la quinta columna del cuadro se recoge la estimación en la que se incluye una variable artificial para cada una de las marcas. En la sexta columna, con objeto de reducir el número de variables explicativas, estas variables artificiales se han sustituido por una única variable artificial que identifica a los ordenadores clónicos. En la séptima 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.

El ajuste mejora sustancialmente cuando se tiene en cuenta la marca del ordenador (el  $R^2$  ajustado es del 71 % en media), mientras no hay grandes diferencias entre incluir una variable artificial para todos los ordenadores clónicos o no tener en cuenta en absoluto la marca. 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. En este caso, además, la distribución de las marcas entre los distintos períodos es más uniforme que en el caso de los ordenadores de sobremesa por

<sup>9</sup>Por ejemplo, en la estimación para los años 1993 y 1994 únicamente se dispone de una marca con observaciones presentes en ambos períodos. El resto de marcas están únicamente en uno de los dos años.

lo que la inclusión de variables artificiales para cada marca no afecta a la estimación de las variables artificiales temporales.

Como se ha mencionado, las regresiones se han realizado para períodos de 2 años. En algunos subperíodos los contrastes de Chow realizados indican que se podría aceptar la ampliación de algunos de los subperíodos a tres años. Aún así, en el trabajo solo se ofrecen las estimaciones con períodos adyacentes de dos en dos años, puesto que los resultados son muy similares<sup>10</sup>. En cuanto a los coeficientes estimados para cada una de las características, desafortunadamente, en algunos subperíodos, no se puede rechazar que la velocidad del procesador o la cantidad de memoria 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 la multicolinealidad no tiene por qué invalidar los índices de precios hedónicos resultantes, puesto que la mejora de unas características discurre en paralelo a las de otras, ha llevado a mantener en todas las estimaciones de las regresiones hedónicas estas dos características.

## 5. Índices de precios hedónicos

Una vez se dispone de estimaciones de la función hedónica se pueden ya construir índices de precios hedónicos, 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 se construyen directamente a partir de la estimación de las variables artificiales temporales y utilizando la ecuación [2].

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 parece mostrar la estimación con una variable artificial de clónicos para los ordenadores de sobremesa y la estimación con variables de marca para los ordenadores portátiles, se ha creído interesante calcular los índices

<sup>10</sup>Por ejemplo, aunque en la estimación 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.

de precios hedónicos que se obtienen empleando las distintas estimaciones por períodos adyacentes. De esta manera, se puede analizar y comparar el comportamiento de todos ellos.

### 5.1. Ordenadores de sobremesa

Las cuatro primeras columnas del Cuadro 2 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 como para los subperíodos 1990-1995 y 1995-2000. Como se puede comprobar, las caídas medias de precios a lo largo del período son muy importantes. Para el período 1990-2000, se observan unas caídas medias en los precios entre el 37% y el 42% anual, estimándose las menores caídas de precios cuando en las regresiones para la muestra completa de datos se utilizan variables artificiales de marca.

CUADRO 2  
Índices de precios hedónicos a partir de las estimaciones  
por períodos adyacentes  
Variación media anual (%)

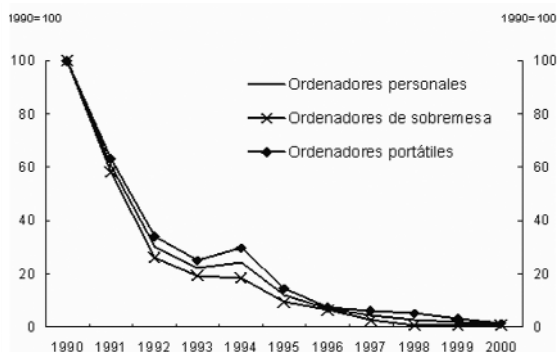
|                   | Ordenadores de sobremesa |        |          |        | Ordenadores portátiles |        |        |
|-------------------|--------------------------|--------|----------|--------|------------------------|--------|--------|
|                   | 1                        | 2      | 3        | 4      | 5                      | 6      | 7      |
| Variable de marca | sí                       | no     | no       | no     | sí                     | no     | no     |
| Variable clónico  | no                       | no     | no       | sí     | no                     | sí     | no     |
| Muestra           | toda                     | toda   | clónicos | toda   | toda                   | toda   | toda   |
| 2000-1990         | -36,77                   | -40,82 | -41,82   | -40,06 | -35,73                 | -32,73 | -32,00 |
| 1995-1990         | -24,19                   | -36,14 | -37,69   | -37,75 | -32,21                 | -30,52 | -29,87 |
| 2000-1995         | -47,26                   | -45,15 | -45,69   | -42,29 | -39,06                 | -34,87 | -34,07 |

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, 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. La estimación conjunta de la variable 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. Por esta razón, se considera más apropiada la estimación sin variables artificiales de marca, puesto que, aunque 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 40 % y el 42 %.

A la hora de elegir un índice entre los calculados, la especificación que incluye una variable artificial para los ordenadores clónicos en la muestra completa, se muestra como la mejor elección. En el Gráfico 1 se ha representado la evolución de dicho índice. En dicho 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<sup>11</sup>. 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 2. En particular, la tasa media de caída entre 1990 y 2000 es 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.

GRÁFICO 1  
Índices de precios hedónicos para ordenadores



<sup>11</sup> 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.

### 5.2. Ordenadores portátiles

De la columna quinta a la séptima del Cuadro 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 contruidos de precios hedónicos de los ordenadores portátiles. Como se puede comprobar en dicho cuadro, 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 32 % al 36 %. Por tipo de especificación, las reducciones aumentan a medida que se tiene en cuenta la marca. Es decir, si se incluye una variable artificial para identificar si 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.

Teniendo en cuenta que los mejores ajustes de las diversas estimaciones consideradas para el calculo 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 capacidad del disco duro se han reducido en media, entre los años 1990 y 2000, un 36 %. Esta cifra es algo inferior a las que se alcanzan para los ordenadores de sobremesa. Si bien cabe señalar que para estos últimos se ha podido considerar alguna característica más. En cuanto a su evolución anual, en el Gráfico 1 se puede apreciar cómo este índice registró 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<sup>12</sup>. Desde 1995, el índice vuelve a una senda descendente, mostrando importantes recortes. De hecho, las reducciones de precios se intensifican en la segunda mitad de la década respecto a la primera (véase las dos últimas líneas del Cuadro 2).

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 creci-

<sup>12</sup>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.

miento 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 %).

### 5.3. 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.

CUADRO 3  
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                     |

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 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 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<sup>13</sup>. La tercera columna del Cuadro 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 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 escribir. No obstante, el peso de los ordenadores personales dentro de esta subclase es mayoritario, superando el 90 %, por lo que se puede suponer 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 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 26 puntos porcentuales por año.

<sup>13</sup>Muy probablemente, con esta opción se está sobrevalorando el peso relativo de los ordenadores portátiles. En consecuencia, como los ordenadores de sobremesa son los que más se han abaratado, una vez se controla por los cambios de calidad, esta opción debe estar minorando las caídas de precio estimadas para el conjunto de ordenadores personales.



## 6. 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. Ello era de esperar, por otra parte, dado el alto grado de internacionalización de este sector. Los resultados se han obtenido a partir de una muestra 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 han estimado por períodos adyacentes diferentes especificaciones de la función logarítmica doble y se han calculado sus correspondientes índices de precios hedónicos. 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. En concreto, se estima que 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 del análisis realizado. En concreto, habría sido deseable tener en cuenta el tipo de procesador y, para los ordenadores portátiles, también 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. No obstante, el conjunto de características disponibles es similar al utilizado por la mayoría de estudios realizados para otros países.

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 anual-

mente en 26 puntos porcentuales. 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.

## Referencias

- Aizcorbe, A., C. Corrado, y M. Doms (2000): "Constructing price and quantity indexes for high technology goods", mimeo.
- Berndt, E. R. y N. Rappaport (2001): "Price and quality of desktop and mobile personal computers: a quarter century of history", *American Economic Review*, pp. 268-273.
- Bover, O. y M. Izquierdo (2003): "Quality-adjusted prices: hedonic methods and implications for national accounts", *Investigaciones Económicas* 27, pp. 199-238.
- Cole, R., C. Y. Chen, J. A. Barquin-Stolleman, E. Dulberger, N. Helvacian y J. H. Hodge (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.
- EUROSTAT (1999), *Report of the Task Force on Volume Measures for Computers and Software*, Luxemburgo.
- 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* febrero, pp. 8-24.
- Holdway, M. (2000), *Quality-Adjusting Computer Prices in the Producer Price Index: An Overview*, Bureau of Labor Statistics.
- Izquierdo, M. y M. Ll. Matea (2001): "Precios hedónicos para ordenadores personales en España durante la década de los años 90", *Estudios Económicos* 74. Servicio de Estudios, Banco de España.
- Landefeld, S. y B. T. Grimm (2000): "A note on the impact of hedonics and computers on real GDP", *Survey of Current Business* diciembre, pp. 17-22.
- 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., T. L. Tanguay y C. R. Patterson (1994): "A quality - adjusted price index for personal computers", *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 23-31.
- Triplett, J. (1989): "Price and technological change in a capital good: a survey of research on computers", en D.W. Jorgenson y R. Landau (eds.), *Technology and Capital formation*, MIT Press.
- Triplett, J. (2000): "Handbook on quality adjustment of price indexes for information and communication technology products", OCDE, mimeo.

**Abstract**

*In this paper hedonic regressions and hedonic prices are calculated for desktop and laptop computers in Spain during the nineties. Results show that hedonic prices fell at a notable annual average rate of -38 per cent between 1990 and 2000, with more intense price decreases during the second half of the decade. Comparing these rates with the official series for computers in the Spanish CPI gives an estimate for the quality bias of 26 percentage points per year between 1992 and 2000.*

*Keywords: Hedonic function, hedonic price index, computers, quality bias.*

*Recepción del original, julio de 2002*

*Versión final, octubre de 2003*