

**Comparación del precio de los ordenadores
en Estados Unidos y España 1990-2000: un
enfoque hedónico**

Nº5

Junio 2002

**CUADERNOS DEL FONDO DE INVESTIGACIÓN
RICHARD STONE**

L. R. KLEIN

CENTRO

STONE

**Comparación del precio de los ordenadores
en Estados Unidos y España 1990-2000: un
enfoque hedónico**

Nº5

Junio 2002

Autores:

Carlos Guerrero de Lizardi

Profesor de Economía, UNAM (Méjico)
Investigador Asociado del Instituto Klein – Centro Stone

Julián Pérez García

Profesor Titular de Economía Aplicada, UAM
Director del Area de Predicción del Instituto Klein - Centro Stone

Este documento ha sido presentado como ponencia en la XVI Reunión Asepelt, celebrada en Madrid durante los días 20 y 21 de junio de 2002.

Sir Richard Stone (1913-1991) Premio Nobel de economía 1984, colaborador de J.M. Keynes durante la guerra, ha aportado a la economía los principios de la cuantificación rigurosa, desarrollando la contabilidad nacional y social, y ha sido pionero en el campo de la modelización macro y meso económica y de su utilización para la exploración y previsión de la evolución de la economía.

El Fondo de Investigación e Innovación Richard Stone (FIIRS) ha sido constituido para potenciar la actividad investigadora básica y aplicada y la difusión académica de sus resultados y facilitar así el pleno desarrollo de las carreras investigadoras en el Instituto L.R. Klein - Centro Stone.

Edita:

Instituto L.R.Klein – Centro Stone
Facultad de CC. EE. y EE.
Universidad Autónoma de Madrid
28049-Madrid
Teléfono: 913978670
Fax: 913978670
E-mail: klein.stone@uam.es
Página web: www.uam.es/klein/stone

ISSN: 1695-1387

Depósito legal: M-29495-2002

© Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación sin la previa autorización escrita del editor.

Introducción

Los institutos de estadística enfrentan un problema al elaborar los índices de precios de los productos que presentan un rápido avance tecnológico, por ejemplo los ordenadores personales, ya que, si no se ajustan por calidad, se genera una sobrevaloración de la inflación que, a su vez, conduce a una subestimación del crecimiento económico. En el caso de Estados Unidos, el sesgo en la medición del crecimiento del producto oscila entre 0,4 y 0,9 puntos porcentuales [Lequiller, (2001)], y para España entre 0,18 y 0,22 puntos porcentuales en el periodo 1986-1994 [Izquierdo y de los Llanos, (2001)].

Así, en Canadá, Estados Unidos, Francia y Suecia, entre otros países, las oficinas estadísticas ya trabajan corrigiendo por calidad sus índices de precios. En España, se espera que el nuevo sistema del índice de precios al consumidor que presentará el Instituto Nacional de Estadística para el 2002, avance en el tratamiento del problema del ajuste por calidad [Bover, O. y M. Izquierdo, (2001)].

Dada la importancia de esta corrección y considerando el enorme volumen de información que se requiere para su realización, la OCDE financia actualmente un proyecto internacional que analiza, entre otras cosas, la posibilidad de la transferencia de funciones hedónicas entre países [Bover, O. y M. Izquierdo, (2001)].

La alternativa habitualmente utilizada para calcular adecuadamente los índices de precios de los productos con rápido desarrollo tecnológico se basa en la metodología hedónica [Eurostat, (2001)], la que -frente a la alternativa tradicional de desechar de la muestra los productos que no son equiparables en calidad entre dos periodos consecutivos- sirve para calcular los precios implícitos de los productos cuyas características cambian aceleradamente en el tiempo o para calcular directamente los índices de precios.

En este sentido, los objetivos del presente estudio son, básicamente, la estimación de índices de precios corregidos por calidad de los ordenadores personales y su comparación con los elaborados por el Instituto Nacional de Estadística y, la exploración de la viabilidad de la

transferencia internacional de funciones hedónicas mediante un ejercicio de simulación que combina la información disponible de los ordenadores de Estados Unidos y España.

El orden de exposición es el siguiente: en el primer apartado ilustramos por qué es necesario ajustar por calidad a los índices de precios, en el segundo formalizamos el modelo teórico y en el tercer apartado revisamos la base de datos especialmente elaborada para realizar el ejercicio cuantitativo. En el cuarto apartado aplicamos la metodología hedónica al caso de los ordenadores de escritorio y portátiles en España entre 1990 y 2000 y comparamos nuestros resultados con los obtenidos por Berndt, Dulberger y Rappaport (2000) -sin duda, el estudio más actual y detallado para el caso de los ordenadores en Estados Unidos. En el quinto apartado cerramos con las conclusiones.

Adelantando resultados queremos destacar, en primer lugar, que las variaciones de nuestros índices de precios ajustados por calidad son similares a las que presentan otras investigaciones con un enfoque hedónico; en segundo lugar, nuestros resultados indican que efectivamente existe un sesgo en el índice de precios de la subclase correspondiente a ordenadores elaborado por el Instituto Nacional de Estadística. Según nuestras estimaciones los precios de los ordenadores cayeron -en promedio anual- un 32%, mientras que las estimaciones oficiales señalan una disminución de alrededor del 5% entre 1995 y 1999. En tercer lugar, parece tener algo de sentido la propuesta sobre la transferencia de funciones hedónicas si consideramos que en el mismo lapso de tiempo, el precio de los ordenadores en Estados Unidos cayó en promedio anual un 35%.

1. Planteamiento del problema

En el cuadro 1 presentamos información sobre el precio unitario de los ordenadores, calculado como el valor nominal entre el número de unidades, pudiendo comprobarse, en la última columna, como el precio cayó de manera irregular y sostenida desde 1997.

Cuadro 1

Precio de los ordenadores personales				
	Valor	Cantidad	Precio nominal	
	Mill. Pesetas	Unidades físicas	Pesetas	Variación
1995	142.237	668.176	212.874	
1996	162.762	728.093	223.546	5,0%
1997	198.273	981.469	202.017	-9,6%
1998	220.589	1.133.792	194.559	-3,7%
1999	246.729	1.494.677	165.072	-15,2%

Fuente: Elaboración propia con base en *Las Tecnologías de la Información en España*, SEDISI, varios años.

Sin embargo, cuando se calcula el precio unitario de esa manera se está suponiendo que el producto presenta una calidad homogénea. Si aproximamos la calidad de los ordenadores por la capacidad del disco duro, la memoria RAM y la velocidad de procesamiento, la información del cuadro 2 revela que las características de los equipos cambiaron sustancialmente entre 1995 y 1999.

Cuadro 2

Características de los ordenadores				
	Velocidad	RAM	Disco Duro	Indice de calidad simple (media aritmética)
	Mhz	Mb		
1995	82	8	550	100
1996	118	12	1.012	159
1997	155	16	1.439	217
1998	374	59	4.568	675
1999	366	70	5.059	747

Fuente: Elaboración propia con base en *Las Tecnologías de la Información en España*, SEDISI, varios años.

En efecto, un ordenador de 1999 es 4,5 veces más rápido y 9,2 veces más potente -en términos de memoria RAM y capacidad del disco duro- que un ordenador de 1995. Materialmente, según el índice de calidad simple 7,5 ordenadores de 1995 serían equivalentes a un ordenador de 1999.

Así, si suponemos como unidad homogénea un ordenador personal con las características de 1995, esto es, 82 Mhz de velocidad, 8 Mb de RAM y 550 Mb de disco duro, las cantidades para el periodo 1996-1999 se incrementan considerablemente. Del cuadro 3 se deduce que, en promedio anual, el precio hedónico cayó 40% en el periodo estudiado.

Cuadro 3

Precio hedónico de los ordenadores				
	Valor	Cantidad	Precio hedónico	
	Mill. Pesetas	Unidades homogéneas	Pesetas	Variación
1995	142.237	668.176	212.874	
1996	162.762	1.161.136	140.175	-34,2%
1997	198.273	2.117.039	93.656	-33,2%
1998	220.589	7.636.070	28.888	-69,2%
1999	246.729	11.184.817	22.059	-23,6%

Fuente: Elaboración propia con base en un muestreo y *Las Tecnologías de la Información en España*, SEDISI, varios años.

Con otras palabras, un índice de precios que no ajusta por calidad contiene un sesgo, que en el caso de los ordenadores personales, y en general para los productos tecnológicos, es al alza -y tanto mayor cuanto más rápido sea el avance en los estándares de calidad.

2. La hipótesis hedónica

Para la hipótesis hedónica existe una relación subyacente entre el precio y la calidad de un producto. Si bien la apreciación de la calidad de un producto tiene que ver con la subjetividad, es correcto aproximarla mediante sus cualidades físicas [Griliches, (1961)]. Así, para la hipótesis hedónica el agente económico discrimina entre productos, o entre variedades de un producto, con base en sus características físicas.

De la hipótesis hedónica se desprende, entonces, que los diferentes modelos de un mismo bien son homologables a partir de sus características, o que las nuevas versiones de un producto representan sólo nuevas combinaciones de las características ya existentes.

Formalmente, el precio hedónico de los n modelos del bien i viene definido como:

$$PH_i = \frac{VM_i}{UCH_i} \quad (1)$$

Donde:

PH_i = precio hedónico del bien i

VM_i = valor monetario del bien i

UCH_i = unidades de calidad homogénea del bien i

La definición de calidad homogénea es:

$$UCH_i = (UF_i * IC_i) \quad (2)$$

Donde:

UF_i = número de unidades físicas del bien i

IC_i = índice de calidad del bien i

De lo que deducimos que la relación entre el precio unitario y el precio hedónico es:

$$PH_i = \frac{PU_i}{IC_i} \quad (3)$$

Donde PU_i representa el precio unitario del bien i . O lo que es equivalente:

$$PU_i = (PH_i * IC_i) \quad (4)$$

En la ecuación 4 el primer factor del lado derecho representa una variable no observable, mientras que para el segundo múltiplo es correcto suponer que depende de un conjunto de características físicas que varían en cada modelo i y para cada periodo t , por lo que podemos replantear el índice de calidad, sin pérdida de generalidad, como una combinación lineal de los índices de las j características ($IX_{j,i,t}$), debidamente ponderados:

$$IC_{i,t} = \sum_{j=1}^J \mathbf{b}_j * IX_{j,i,t} \quad (5)$$

Donde J sería el total de características consideradas y las betas (\mathbf{b}) serían las ponderaciones asignadas a cada característica.

La combinación de las expresiones 4 y 5 permite especificar la evolución del precio unitario de un determinado producto a lo largo del tiempo mediante una función del tipo:

$$PU_t = PH_t * \sum_{j=1}^J \mathbf{b}_j * IX_{j,t} \quad (6)$$

Ya que el precio nominal es conocido, las incógnitas en la expresión 6 son el precio hedónico y las ponderaciones beta asignadas a cada uno de los índices de las características - que suponemos igualmente conocidos.

La propuesta más extendida para estimar las citadas incógnitas es lo que se conoce como regresiones hedónicas, que consisten en la recopilación de información detallada para un conjunto suficientemente amplio de modelos alternativos i del producto analizado, durante un determinado periodo de tiempo t , y la especificación de un modelo con datos temporales cuya expresión estocástica es:

$$P_{i,t} = \sum_{t=1}^T \mathbf{a}_t F_t * \left(\sum_{j=1}^J \mathbf{b}_{j,i} * X_{j,i,t} \right) + u_{i,t} \quad (7)$$

Donde $P_{i,t}$ es el precio del modelo i en el periodo t , y F_t simboliza una variable ficticia ligada al tiempo, $X_{j,i,t}$ es el nivel del j -ésimo atributo del modelo i en el periodo t , y $u_{i,t}$ representa la perturbación aleatoria.

Los parámetros de interés son las alfas (\mathbf{a}) y las betas. Las alfas miden el efecto del tiempo, por lo que recogen la evolución del precio hedónico, y las betas miden los efectos

marginales de los cambios en las características sobre el precio unitario. En la literatura hedónica las betas son llamadas precios implícitos o precios sombra de las características y se interpretan, ya sea como la valuación de uso realizada por el consumidor, o como una fuente de costo para el productor [Triplett, (1986)].

Sobre la especificación de la regresión hedónica cabe precisar:

- 1) Mientras mayor sea el número de características que incluya el vector X , más completa será la descripción del producto i . Sin embargo, es dudoso suponer que el consumidor atiende a cada detalle físico del bien i o dispone del conocimiento para apreciarlo. Más bien, la teoría de la demanda del consumidor afirma que el agente económico observa sólo un reducido número de características homologables al momento de tomar sus decisiones de compra [Arguea y Hsiao, (1993)].
- 2) Desde el punto de vista estadístico existe el riesgo de enfrentar un problema de colinealidad entre los regresores. Una solución radica en la aplicación del método de componentes principales. Pero si existe el interés empírico por conocer los valores de los parámetros ligados a las características, la solución pasa por incluir sólo a las variables más representativas del producto i .
- 3) Por otro lado, si se omite(n) una o varias características relevantes, encontramos tres casos. En el primero la(s) variable(s) omitida(s) no está(n) correlacionada(s) con las variables incluidas por lo que las betas estimadas son insesgadas pero las alfas son sesgadas. En el segundo caso, la(s) variable(s) omitida(s) está(n) correlacionada(s) con una de las variables incluidas y la correlación entre ambas variables es perfecta. Así las cosas, aunque la beta estimada correspondiente es sesgada, las alfas no presentan sesgo. En el tercer caso, no existe correlación perfecta entre ambas variables y tanto las betas como las alfas son sesgadas.
- 4) La hipótesis hedónica no indica la forma funcional de la ecuación 7 o, con otras palabras, establece que se trata de un problema meramente empírico [Triplett, (1990)]. Sin embargo, si se plantea una relación lineal entre las variables, la única forma funcional correcta sería la doble logarítmica.
- 5) En los estudios con un enfoque hedónico, y en las aplicaciones realizadas por las agencias estadísticas p.e. la Oficina de Estadísticas Laborales de los Estados Unidos,

es común encontrar estimaciones econométricas de la ecuación 7 mensuales, anuales, bianuales y para un conjunto de años consecutivos o periodos.

- 6) Por último, si la forma funcional seleccionada para la ecuación estocástica es la doble logarítmica, entonces el parámetro \mathbf{a}_t representa el cambio en el logaritmo neperiano del precio estimado del modelo de ordenador entre dos periodos manteniendo la calidad constante. Por tanto, el cociente de los exponentes de dichos parámetros estimados sirve para calcular el índice de precios ajustado por calidad del producto analizado, y que puede expresarse como:

$$IPH_t = \frac{\exp(\mathbf{a}_t)}{\exp(\mathbf{a}_0)} * 100 \quad (8)$$

Donde IPH es el índice de precios hedónico y \mathbf{a}_0 es el valor estimado para el año base.

3. Información estadística

Para poder realizar el desarrollo empírico del presente estudio fue necesario elaborar previamente una base de datos a partir de revistas especializadas en informática -*PC World*, *PC Actual* y, *Guía del Comprador de Ordenadores y Software*- que recogen periódicamente las características técnicas y precios de mercado de los ordenadores personales. En este sentido, solucionamos el problema de información de manera similar a otros estudios académicos [Berndt, Dulberger y Rappaport (2000), Berndt y Griliches (1993), Berndt, Griliches y Rappaport (1995), Nelson, Tanguay y Patterson (1994)].

La base de datos cuenta con 1.865 observaciones -1.125 correspondientes a ordenadores de escritorio y 740 relativas a portátiles-, y se extiende desde 1990 hasta el año 2000, disponiendo así, en promedio, de 170 observaciones por año.

Cuadro 4

Comparación de precios y características de ordenadores de escritorio											
	España						Estados Unidos				
	Obs.	VEL	RAM	DD	CDROM	Precio	Obs.	VEL	RAM	DD	Precio
		Mhz	Mb	Mb		Ptas		Mhz	Mb	Mb	Ptas
90	57	23,7	1,3	68	0	427.938	457	19,4	1,8	61	451.160
91	71	21,3	1,6	65	0	280.648	322	21,2	2,1	55	460.951
92	49	33,2	3,5	110	0	207.389	505	29,0	5,2	132	347.987
93	62	41,6	3,3	116	0	182.029	943	34,2	4,0	168	321.587
94	118	41,2	4,1	255	0	204.532	362	53,4	5,5	722	272.069
95	77	82,0	7,6	550	0	186.025	476	78,0	8,6	476	268.081
96	100	118,5	12,0	1.012	61	287.149	202	140,5	17,3	1.390	328.410
97	102	154,6	15,8	1.439	63	152.443	408	184,3	22,2	1.971	290.632
98	169	374,1	58,7	4.568	163	152.095	209	337,0	52,8	5.080	219.013
99	182	365,7	70,3	5.059	182	166.921	1247	413,7	69,8	7.106	196.019
00	138	812,1	98,8	17.745	138	162.946					

Fuentes: Elaboración propia con base en un muestreo y Berndt et. al., 2000.

Cuadro 5

Comparación de precios y características de ordenadores portátiles											
	España						Estados Unidos				
	Obs.	VEL	RAM	DD	Peso	Precio	Obs.	VEL	RAM	DD	Precio
		Mhz	Mb	Mb	Kg	Ptas		Mhz	Mb	Mb	Ptas
90	62	12,9	1,2	30	4,89	575.568	118	14,4	1,3	33	440.864
91	84	16,9	1,4	36	2,98	440.891	131	14,9	1,3	33	419.491
92	47	21,5	2,0	55	2,99	253.254	125	22,8	3,0	83	337.339
93	99	26,0	3,1	85	2,82	303.238	287	25,3	3,1	99	420.341
94	48	31,3	4,3	179	2,65	460.938	248	40,8	4,8	150	411.519
95	67	69,5	6,6	446	2,72	529.847	269	66,0	5,9	365	413.593
96	50	98,1	9,3	798	2,73	400.823	123	114,8	11,6	1.012	520.161
97	55	135,3	14,1	1.352	2,70	393.466	79	137,3	15,6	1.383	510.986
98	53	189,6	31,5	2.513	3,13	535.002	131	257,7	45,1	4.445	474.479
99	98	242,7	38,9	3.672	3,13	519.217	263	326,2	56,0	5.545	429.992
00	77	464,8	60,2	6.953	2,13	426.285					

Fuentes: Elaboración propia con base en un muestreo y Berndt et. al., 2000.

Los principales problemas a los que nos enfrentamos al momento de construir la base de datos fueron, por un lado, la propia disponibilidad de información y, por otro, la selección de las características tecnológicas de los ordenadores. En este sentido, la información recopilada fue: precio en pesetas sin IVA¹, la velocidad del procesador, la capacidad del disco duro, la cantidad de memoria RAM, la disponibilidad de CDROM -para el caso de los ordenadores de escritorio- y el peso -para el caso de los portátiles (ver cuadros 4 y 5). Cabe precisar que, por falta de disponibilidad de la información, no todos los campos de las 1.865 observaciones están completos.

El contenido del cuadro 6 cuantifica la semejanza entre las características, por un lado, y los precios, por otro, de los ordenadores personales de escritorio y portátiles de España y los Estados Unidos.

Cuadro 6

Coefficientes de correlación de las variables entre España y EE UU				
	Velocidad	RAM	Disco duro	Precio
Escritorio	0,986	0,993	0,989	0,800
Portátiles	0,991	0,997	0,988	0,299

La elevada correlación de las características de los ordenadores vendidos en ambos países sugiere una homologación tecnológica espacial y temporal del producto. Por su parte, el coeficiente de correlación entre los precios de los ordenadores en España y EE UU es relativamente bajo, sobre todo en el caso de los portátiles, lo que podría venir justificado, tanto por las diferentes estructuras de mercado, como por la propia composición de marcas de las cestas muestrales de los ordenadores, para el caso Español orientada a los ordenadores armados y para los Estados Unidos orientada a los equipos de marca.

¹ Siguiendo la práctica habitual -p.e. de la Oficina de Análisis Económico (BEA por sus siglas en inglés) de Estados Unidos- se trata del precio de catálogo.

4. Evidencia empírica

Para construir un índice de precios ajustado por calidad la modelización econométrica presenta dos opciones: regresiones de alta y baja frecuencia. En nuestro caso, una estimación anual implicaría suponer que el consumidor no percibe la calidad similarmente a lo largo del periodo 1990-2000, o que la estructura de costos de los fabricantes de ordenadores cambia considerablemente año con año; por lo que nos pareció más adecuado utilizar la segunda opción y realizar regresiones que se extienden a lo largo de los once años. Así, con base en la ecuación 7 estimamos tres modelos: el primero corresponde a los ordenadores de escritorio considerando las cuatro características disponibles en la base de datos, el segundo modela el precio de los ordenadores de escritorio excluyendo a la característica CDROM, y el tercero corresponde a los ordenadores portátiles. Los modelos con la forma funcional doble logarítmica presentaron los mejores ajustes. Cabe señalar que, como mecanismo para explorar la estabilidad estructural de las regresiones hedónicas, se aplicó el test de Chow. En el cuadro 7 presentamos los resultados básicos de las regresiones.²

En el cuadro 7 se constata, en primer lugar, la significatividad estadística individual y conjunta de los parámetros; en segundo lugar, que los resultados de las dos estimaciones para los ordenadores de escritorio son bastante similares; en tercer lugar, que el consumidor no valora en el mismo orden y de igual magnitud las características de los ordenadores de escritorio y portátiles y, en cuarto lugar, que la dinámica observada en los parámetros ligados a las variables ficticias anuncia claramente la disminución sostenida del precio de los ordenadores entre 1990 y 2000.

² En la estimación para el precio de los portátiles se excluyó su peso ya que resultó no significativa estadísticamente.

Cuadro 7

Resultado de las regresiones hedónicas						
Variable	Escritorio				Portátiles	
	Coeficientes		Valor t		Coeficiente	Valor t
	1ª regresión	2ª regresión	1ª regresión	2ª regresión		
Vel	0,09	0,09	4,89	4,78	0,36	14,36
RAM	0,32	0,34	17,71	18,44	0,17	7,20
DD	0,36	0,35	11,99	11,43	0,24	5,65
CDROM	0,25		7,92			
α_{90}	11,39	11,40	101,92	99,39	11,39	106,02
α_{91}	10,91	10,93	100,78	98,24	10,99	97,08
α_{92}	10,16	10,15	83,43	81,21	10,18	83,87
α_{93}	9,99	9,99	79,33	77,25	10,03	80,65
α_{94}	9,95	9,94	76,32	74,26	10,11	75,09
α_{95}	9,29	9,28	61,36	59,68	9,57	60,03
α_{96}	9,15	9,30	55,88	55,56	9,03	52,15
α_{97}	8,40	8,54	48,86	48,60	8,63	47,00
α_{98}	7,46	7,67	37,82	38,18	8,48	43,95
α_{99}	7,45	7,65	37,66	38,07	8,26	41,25
α_{00}	6,96	7,17	30,93	31,24	7,61	34,45
R^2	0,68	0,66			0,52	
F	172,36	171,26			124,46	
Prob (F)	0,00	0,00			0,00	

Considerando que tanto los coeficientes ligados al tiempo como la variable CDROM son ficticias, no fue posible aplicar la prueba de estabilidad estructural al primer modelo de los ordenadores de escritorio. A continuación presentamos los resultados del test de Chow para la segunda regresión de los ordenadores de mesa y la regresión correspondiente a los portátiles. Para ambos tipos de ordenadores la F de tablas asciende a 1,67 al 5% de significación [Greene, (1998)].

Cuadro 8

Prueba de Chow		
Año	Valor de la F	
	Escritorio	Portátil
1990	1,84	0,19
1991	0,46	0,13
1992	1,43	1,12
1993	2,40	0,25
1994	2,68	0,05
1995	1,40	0,79
1996	2,85	0,12
1997	0,57	0,54
1998	0,74	0,82
1999	3,57	0,68
2000	1,75	0,28

Los resultados obtenidos de la prueba de Chow indican inestabilidad de los parámetros del modelo de los ordenadores de escritorio sin CDROM en seis años y estabilidad del modelo para los portátiles en los once años que abarca el periodo de análisis.

Como primer paso para explorar la viabilidad de la transferencia internacional de las funciones hedónicas, en el cuadro 9 comparamos las elasticidades precio-características de los ordenadores en EE UU y España, y en el cuadro 10 comparamos las variaciones de los índices de calidad -construidos con base en las tres características seleccionadas- simple y ponderado -por las betas- de los ordenadores de ambos países. Remitimos al lector interesado a la formalización del índice de calidad (ecuación 5) anteriormente presentada. El índice de calidad simple supone fijar una ponderación similar para cada una de las características

$$\left(b_j = \frac{1}{3}, \forall_j \right), \text{ mientras que el ponderado utiliza las betas estimadas normalizadas}$$

$$\left(b_j^* = \hat{b}_j / \sum_{j=1}^3 \hat{b}_j \right).$$

Cuadro 9

Comparación de las elasticidades entre países					
	Escritorio			Portátiles	
	España		EE UU	España	EE UU
	1er modelo	2do modelo			
Disco duro	0,36	0,35	0,09	0,24	0,21
RAM	0,32	0,34	0,29	0,17	0,15
Velocidad	0,09	0,09	0,63	0,36	0,37
CDROM	0,25				

Fuente: Elaboración propia con base en el cuadro 7 y Berndt, et. al. (2000).

Cuadro 10

Variaciones porcentuales de los índices de calidad simple y ponderado								
	Escritorio				Portátil			
	España		EE UU		España		EE UU	
	Simple	Ponderado	Simple	Ponderado	Simple	Ponderado	Simple	Ponderado
1991	3,7	7,3	4,4	9,3	21,9	23,8	1,0	1,6
1992	85,9	92,8	108,5	87,8	40,3	37,9	112,3	99,3
1993	5,7	1,7	2,6	-1,8	44,2	39,7	11,5	9,4
1994	43,2	57,5	160,3	83,0	60,4	57,3	55,6	57,2
1995	101,0	102,1	-5,4	25,8	114,8	120,8	80,8	63,6
1996	67,1	71,7	138,3	105,2	62,7	61,8	135,2	114,5
1997	36,7	37,9	36,6	32,6	60,3	58,8	33,4	30,9
1998	222,4	232,0	139,8	119,6	85,3	79,9	194,5	174,6
1999	12,4	13,6	35,8	31,1	39,1	39,5	24,8	24,9
Media	53,9	57,5	57,1	49,1	56,7	55,6	62,2	56,0

Fuente: Elaboración propia con base en el cuadro 7 y Berndt, et. al. (2000).

Las elasticidades precio-características entre países son distintas para el caso de los ordenadores de escritorio -particularmente la ligada a la velocidad de procesamiento- y

similares para los portátiles.³ Sin embargo, su uso como ponderadores no modificó sustancialmente las variaciones del índice de calidad -respecto a las obtenidas con base en los promedios simples. Así, como segundo paso para explorar la viabilidad de la transferencia de funciones hedónicas entre países realizamos el siguiente ejercicio de simulación.

Considerando la información presentada en Berndt, et. al. (2000) sobre las características medias de los ordenadores y sus elasticidades, y utilizando la información de los precios medios de los ordenadores en España, es posible elaborar sus índices de precios utilizando la siguiente expresión:

$$PH_t = (PU_t) / \left(\sum_{j=1}^J \mathbf{b}_j * IX_{j,t} \right) \quad (9)$$

En resumen, el ejercicio de simulación utiliza, por un lado, los índices de las características medias anuales de los ordenadores en Estados Unidos y, por otro, los precios medios de los ordenadores en España. El ejercicio tiene sentido ya que la dificultad en la elaboración de los índices de precios ajustados por calidad radica, precisamente, en la escasez de información respecto a las características de los bienes tecnológicos -en nuestro caso de los ordenadores.

En el cuadro 11 comparamos los índices de precios -y sus variaciones- de los dos modelos de escritorio y el modelo de portátiles con sus respectivas simulaciones. Al respecto deseamos explicitar que las regresiones hedónicas en las que se basa la construcción de los índices de precios concedieron la misma importancia a todas las observaciones de las muestras por lo que los índices construidos poseen un sesgo inevitable. Desafortunadamente no disponemos de información detallada por empresa -para establecer una correspondencia entre los modelos por marca y su participación en el mercado.

³ Una causa de las distintas elasticidades precio-características radica en la irremediable colinealidad entre los regresores. Como ya se comentó, la alternativa supone la aplicación del método de componentes principales.

Cuadro 11

Indices de precios y variaciones										
	Escritorio						Portátiles			
	Indices de precios			Variación			Indices de precios		Variación	
	1er modelo	2do modelo	Simulación	1er modelo	2do modelo	Simulación	Modelo	Simulación	Modelo	Simulación
90	816	838	1296				613	836		
91	509	521	841	-37,5	-37,8	-35,1	414	631	-32,5	-24,5
92	239	241	336	-53,1	-53,8	-60,1	183	178	-55,8	-71,8
93	202	204	251	-15,5	-15,2	-25,3	157	184	-14,0	3,4
94	193	194	95	-4,2	-4,9	-62,3	170	181	8,4	-1,8
95	100	100	100	-48,2	-48,5	5,8	100	100	-41,3	-44,7
96	88	102	63	-12,4	1,7	37,3	58	31	-42,0	-69,3
97	41	48	24	-52,9	-53,0	-61,6	39	23	-32,7	-26,4
98	16	20	10	-61,0	-58,2	-58,1	34	10	-13,7	-54,3
99	16	20	8	-0,7	-0,1	-19,4	27	8	-20,4	-22,3
00	10	12		-38,7	-38,9		14		-47,9	
	1990-1999			-35,4	-34,0	-43,1			-29,4	-40,3
	1990-2000			-35,8	-34,5				-31,5	

Fuente: Elaboración propia con base en el cuadro 7 y Berndt et. al. (2000).

Las variaciones de los índices de precios de los modelos y sus simulaciones acusan desviaciones anuales pero en el periodo son relativamente parecidas. Estos resultados -unidos a las altas correlaciones entre las características de los ordenadores de ambos países- representan alguna evidencia empírica favorable a la hipótesis que plantea la posibilidad de la transferencia internacional de funciones hedónicas en el caso de los productos parecidos tecnológicamente. Evidentemente, la respuesta última está fuera de nuestro alcance.

Para complementar el análisis de la información del cuadro 11, a continuación presentamos las variaciones promedio de los índices de precios de los ordenadores según el

Instituto Nacional de Estadística de España (INE), la Oficina de Estadísticas Laborales de EE UU (BLS por sus siglas en inglés) y, nuestro ejercicio hedónico.⁴

Cuadro 12

Media de las variaciones de los índices de precios 1995-1999				
		INE	BLS	Guerrero y Pérez
Escritorio	1er modelo	-5%	-34,8%	-36,8%
	2do modelo			-33,2%
Portátiles				-37,0%

Fuente: elaboración propia con base en www.ine.es, www.bls.gov, y cuadro 11.

En el cuadro 12 salta a la vista el parecido, por un lado, de los precios de los ordenadores ajustados por calidad -BLS y Guerrero y Pérez- y, por otro, su diferencia respecto a la cifra compilada por el INE. Por tanto, parece correcto afirmar que el índice de precios de la subclase que incluye a los ordenadores elaborado por el Instituto Nacional de Estadística tiene, en alguna medida, un sesgo. Mientras que los índices ajustados por calidad cayeron entre 28% y 37%, el índice que no contabiliza la evolución de la calidad de los ordenadores apenas disminuyó alrededor de 5%.

Por último, cabe destacar que según nuestros resultados y en coincidencia con los obtenidos por Berndt et. al. (2000), la caída del índice de precios de los ordenadores se aceleró ligeramente durante la segunda mitad de los años noventa, y que la reducción del precio de los ordenadores de escritorio superó ligeramente a la de los portátiles.

⁴ Para el INE corresponde la subclase "aparatos fotográficos, ordenadores y otros" y para el BLS "computadoras personales de escritorio y estaciones de trabajo" y "ordenadores portátiles". En este sentido, la comparación entre las variaciones de los índices de precios es sólo aproximada.

5. Conclusiones

En el presente estudio elaboramos índices de precios de los ordenadores de escritorio y portátiles para España en el periodo 1990-2000. Sus variaciones medias anuales ascendieron a $-35,2\%$ y $-31,5\%$ respectivamente. Si bien las cifras parecen excesivas nuestros resultados son similares a los obtenidos en otras investigaciones con un enfoque hedónico.

Sería pertinente introducir otras características en nuestros modelos, p.e. el tipo de monitor, la incorporación de software o accesorios relevantes. Sin embargo, no contamos con información disponible. Así, nuestro esfuerzo se centró en realizar un estudio comparable con los estándares de la literatura hedónica. Por otro lado, no sólo hace falta información sobre las características sino sobre la participación de cada empresa informática en el mercado -para construir ponderadamente los índices de precios. Los retos informativos a los que se enfrenta un investigador para construir índices de precios ajustados por calidad insesgados son similares a los que enfrentan los institutos nacionales de estadística.

Si comparamos nuestros resultados con las variaciones de los índices de las subclases que incluyen a los ordenadores compilados por el Instituto Nacional de Estadística, parece correcto afirmar que los segundos presentan un sesgo.

Finalmente, el ejercicio de simulación basado, por un lado, en la información sobre las características de los ordenadores y las elasticidades obtenidas por Berndt et. al (2000) y, por otro lado, en los precios medios de nuestra base de datos, insinúa la posibilidad de la transferencia de funciones hedónicas de productos tecnológicos homologados internacionalmente.

6. Bibliografía

Arguea, N. M., y C. Hsiao (1993): “Econometric Issues of Estimating Hedonic Price Functions”, *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 243-67.

Asociación Española de Empresas de Tecnologías de la Información y Ministerio de Ciencia y Tecnología: **Las Tecnologías de la Información en España**, Colección Informes y Estudios, varios años.

Berndt, E. R., E. R. Dulberger y N. J. Rappaport (2000): “Price and Quality of Desktop and Mobile Personal Computers: a Quarter Century of History”, **A Quarter Century of PC Prices and Quality**, www.nber.org/~confer/2000/si2000/berndt.pdf

Berndt, E. R., y Z. Griliches (1993): “Price Indexes for Microcomputers: an Exploratory Study”, Foss, Murray, Marilyn E. Manser y Allan H. Young editores, **Price Measurements and their Uses**, The University of Chicago Press, pp. 63-99.

Berndt, E. R., Z. Griliches y N. Rappaport (1995): “Econometric Estimates of Prices Indexes for Personal Computers in the 1990’s”, *Journal of Econometrics*, número 68, pp. 243-68.

Bover, O. y M. Izquierdo (2001): “Quality-Adjustment Prices: Hedonic Methods and Implications for National Accounts”, *Estudios Económicos*, Banco de España, número 70.

Eurostat (2001): **Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts**, versión preparada para el *Seminario sobre Medición de Precios y Volúmenes*, marzo.

Greene, W. H. (1998): **Análisis Económico**, tercera edición, Prentice Hall.

Griliches, Z. (1961): “Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change”, **The Price Statistics of the Federal Government: Review, Appraisal and Recommendations**, National Bureau of Economic Research, número 73, pp. 173-96.

Holdway, M. (2000): “Quality-Adjusting Computer Prices in the Producer Price Index: An Overview”, Bureau of Labor Statistics, noviembre, <http://stats.bls.gov/ppicomqa.htm>, pp. 1-7.

Izquierdo, M. y María de los Llanos Matea (2001): “Una Aproximación a los Sesgos de Medición de las Variables Macroeconómicas Españolas Derivados de los Cambios en la Calidad de los Productos”, *Estudios Económicos*, Banco de España, número 71.

Lequiller, F. (2001): “The New Economy and the Measurement of GDP Growth”, Working Paper, G 2001/01, febrero, Institut National de la Statistique et des Études Économiques, <http://www.insee.fr>.

Nelson, Randy A., Tim L. Tanguay y Christopher D. Patterson (1994): “A Quality-Adjusted Price Index for Personal Computers”, *Journal of Business and Economics Statistics*, enero, vol. 12, número 1, pp. 23-31.

Triplett, J. E. (1986): “The Economic Interpretations of Hedonic Methods”, *Survey of Current Business*, enero, pp. 36-40.

Triplett, J. E. (1990): “Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy”, **Fifty Years of Economic Measurement**, editado por Ernest R. Berndt y Jack E. Triplett, The University of Chicago Press, pp. 207-37.

Cuadernos del Fondo de Investigación Richard Stone publicados anteriormente

- Nº1** Pulido, A., *Posibilidades y limitaciones de las Matemáticas en la Economía*, junio 2002, 33 páginas.
- Nº2** Dones, M. y Pérez, J., *Evaluación de los efectos macroeconómicos de los Fondos Estructurales y los Fondos de Cohesión (1995-1999) mediante Tablas Input-Output regionales integradas*, junio 2002, 25 páginas.
- Nº3** Fontela, E., *Precios relativos y estructuras de los mercados: diálogo fuera del tiempo con Luigi Solari*, junio 2002, 22 páginas.
- Nº4** López, A. y Pulido, A., *Modelización de la difusión regional de las Nuevas Tecnologías*, junio 2002, 35 páginas.