

**Nuevos índices de precios para el sector
de las tecnologías de la información:
una aplicación macroeconómica
para España 1995-2000**

Nº11

Junio 2004

CUADERNOS DEL FONDO DE INVESTIGACIÓN
RICHARD STONE

L. R. KLEIN

CENTRO

STONE

**Nuevos índices de precios para el sector
de las tecnologías de la información:
una aplicación macroeconómica
para España 1995-2000**

Nº 11

Junio 2004

Autores:

Carlos Guerrero de Lizardi

Profesor investigador
Tec de Monterrey, Campus Ciudad de México

Julián Pérez García

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

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: 914978670
Fax: 914978670
E-mail: klein.stone@uam.es
Página web: www.uam.es/klein/stone

ISSN: 1695-1387

Depósito legal:M-29520-2004

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

Resumen

Las metodologías para la compilación de índices de precios sobreestiman los cambios en el nivel de precios por los sesgos originados en la sustitución de productos y unidades geográficas, en la aparición de nuevos productos, en los cambios en la calidad, y en la propia fórmula, entre otros. Para el caso de los bienes y servicios ligados al sector de tecnologías de la información (TI), y en general para los productos que presentan un acelerado progreso tecnológico, el sesgo más claro deriva de los cambios en la calidad. Los objetivos de nuestro trabajo son dos. En primer lugar estimar índices de precios para el sector TI español entre los años de 1995 y 2002, y compararlos con los compilados por el Instituto Nacional de Estadística y la Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos. En segundo lugar, desarrollar una aplicación macroeconómica que evidencia la relevancia de la corrección de los índices de precios oficiales.

Palabras clave: índice de precios hedónicos, sector de las tecnologías de la información, crecimiento económico.

Códigos JEL: C23, E31, L63

Abstract

Methodologies that are currently applied to compute prices index tends to overestimate changes in price levels due to some bias induced by product substitution, new products, and quality changes. For IT products and others with such quick technical progress, the main source of that bias lies on the quality changes side.

The aims of this paper are two. First, we compute new prices index for IT products, using the Hedonic regression approach, and then we compare it with the official prices compiled by National Statistic Institute (INE) for Spain and Bureau Of National Statistics (BEA) for United States. Secondly, we have re-estimated the aggregate deflators for main components of GDP and their respective values in real terms. Finally we analyze the impact of that quality correction over the main magnitudes of National Accounts.

Keywords: Hedonic Price Index, IT sector, Economic growth.

JEL codes: C23, E31, L63

1. Introducción

Las metodologías aplicadas para compilar índices de precios introducen distintos sesgos en la medición de la inflación y del crecimiento económico. Para el caso de los productos que presentan un acelerado progreso tecnológico, el sesgo responde, claramente, a las mejoras de calidad. Así las cosas, actualmente por lo menos nueve países -Australia, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Japón y Suecia- ya trabajan corrigiendo por calidad sus índices de precios [Triplett (1996, 2001), Holdway (2000), Colecchia y Schreyer (2001), Daveri (2001); en España, el Nuevo Sistema IPC-2001 adicionó a los métodos tradicionales para cuantificar los cambios en la calidad de tres productos -ordenadores, lavavajillas y automóviles-, la regresión hedónica. Sin embargo, su aplicación es sólo secundaria [Instituto Nacional de Estadística (2001, p. 5), Banco de España, (2002, p. 36)]. Por su parte, 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)].

Los propósitos centrales del presente documento son dos. En primer lugar calcular nuevos índices de precios corregidos hedónicamente para el sector de las tecnologías de la información (TI). En segundo lugar, aplicarlos para la medición del crecimiento económico en España durante el periodo 1995-2000.

El orden de exposición es el siguiente. En el primer apartado ilustramos por qué es necesario ajustar por calidad los índices de precios. En el segundo formalizamos a la metodología hedónica, y en el tercer revisamos la base de datos especialmente elaborada por los autores para realizar el ejercicio hedónico. En el cuarto apartado aplicamos la técnica al caso del precio 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 resumimos los pasos para evaluar el impacto de un ajuste completo por calidad de los índices de precios de las ramas asociadas a las TI sobre la medición de las principales variables macroeconómicas. En el sexto realizamos el ejercicio cuantitativo, y en

el séptimo un análisis de sensibilidad y comparación de resultados con Schreyer (1996, 1998), Izquierdo y Matea (2001), y Bover, Izquierdo y Matea (2001). En documento cierra con un resumen, las conclusiones y algunas recomendaciones.

2. 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.

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 un muestreo y *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.

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.

3. 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. 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:

$$PH_i = \frac{\text{valor monetario}}{\text{unidades de calidad homogénea}} \quad (1)$$

Donde la calidad homogénea es:

$$\text{Unidades de calidad homogénea } i = (\text{unidades} * \text{índice de calidad}) \quad (2)$$

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

$$PH_i = \frac{\text{precio unitario}}{\text{índice de calidad}} \quad (3)$$

O lo que es equivalente, el precio unitario de i es:

$$PU_i = (\text{precio hedónico} * \text{índice de calidad}) \quad (4)$$

En la ecuación 4 el primer factor del lado derecho representa una variable no observable. Respecto al segundo factor 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:

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

Donde J sería el total de características consideradas y las betas (β) 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:

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

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:

$$P_{i,t} = \sum_{t=1}^T \alpha_t F_t * \left(\sum_{j=1}^J \beta_{j,i} * X_{j,i,t} \right) + u_{i,t} \quad (7)$$

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 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.

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.
- 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. Sin embargo, si se plantea una relación lineal entre las variables, la única forma funcional correcta es la doble logarítmica.
- 5) En los estudios con un enfoque hedónico -y las agencias estadísticas que lo aplican 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 α_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:

$$IPH_t = \frac{\exp(\alpha_t)}{\exp(\alpha_0)} * 100 \quad (8)$$

Donde IPH es el índice de precios hedónico y α_0 es el valor estimado para el año base.

4. Información estadística

Para poder calcular nuevos índices de precios para el sector de las tecnologías de la información español fue necesario elaborar previamente una base de datos a partir de revistas especializadas en informática 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.

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 IVA, 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.

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 sin IVA		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.

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.

5. Índices de precios hedónicos para los ordenadores

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 regresiones¹, pudiendo constatar, 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.

¹ En la estimación para el precio de los ordenadores portátiles se excluyó como variable explicativa su peso ya que resultó no significativa estadísticamente.

Cuadro 7

Resultado de las regresiones						
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

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 7

Resultado de las regresiones (termina)						
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	

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

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

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

Cuadro 9

Comparación de las elasticidades entre países					
	Escritorio			Portátiles	
	España		EE UU	España	EE UU
	1 ^{er} modelo	2 ^o 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.² 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.

² Una causa de las distintas elasticidades precio-características radica en la irremediable colinealidad entre los regresores. La alternativa supone la aplicación del método de componentes principales.

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:

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

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.

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.

Cuadro 11

Índices de precios y variaciones										
	Escritorio						Portátiles			
	Índices de precios			Variación			Índices de precios		Variación	
	1 ^{er} modelo	2 ^o modelo	Simulación	1 ^{er} modelo	2 ^o 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).

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), *Las Tecnologías de la Información en España* (SEDISI) y, según nuestra base de datos -en términos nominales y las que se desprenden del ejercicio hedónico.³

Cuadro 12

Media de las variaciones de los índices de precios 1995-1999						
		INE	BLS	SEDISI	Guerrero y Pérez	
		Nominal				Hedónico
Escritorio	1 ^{er} modelo	-5%	-34,8%	-2%	-2%	-36,8%
	2 ^o modelo					-33,2%
Portátiles			-37,0%	-6%	-1%	-28,0%

Fuente: elaboración propia con base en www.ine.es, www.bls.gov, *Las Tecnologías de la Información en España*, SEDISI, varios años, y cuadro 11.

³ 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.

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, de los precios no corregidos por calidad -INE y SEDISI. 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.

6. Planteamiento metodológico para evaluar el impacto de los nuevos índices de precios del sector TI sobre la medición de las principales variables macroeconómicas: España 1995-2000

A continuación detallamos los pasos requeridos para cuantificar el sesgo de medición del producto interior bruto y sus componentes ocasionado por los cambios en la calidad de los productos informáticos.

1) Identificar los productos cuyas características mejoraron sustancialmente para cada componente del producto interior bruto y deflactar sus valores nominales para obtener sus valores reales:

$$Q_{i,t}^c = \frac{Y_{i,t}^c}{P_{i,t}^c} \quad (10)$$

Donde $Y_{i,t}^c$ representa el gasto nominal en el producto i perteneciente al componente c (consumo, formación bruta de capital, exportaciones o importaciones) en el periodo t , $P_{i,t}^c$ es su índice de precios sin ajuste de calidad completo, y $Q_{i,t}^c$ mide su valor real.

2) Para el resto de productos de cada componente del producto interior bruto se calculan los índices de precios ($P_{r,t}^c$) como diferencia:

$$P_{r,t}^c = \frac{P_t^c - \sum_{i=1}^2 \theta_{i,t}^c P_{i,t}^c}{1 - \sum_{i=1}^2 \theta_{i,t}^c} \quad (11)$$

Donde P_t^c representa el índice de precios del componente, y $\theta_{i,t}^c$ es la participación del producto i en el componente c en el periodo t . El recorrido de la sumatoria recoge a las ramas pertenecientes a las TI.

3) Deflactar los valores nominales de cada producto seleccionado ($Y_{i,t}^c$) con base en los índices de precios hedónicos ($\tilde{P}_{i,t}^c$):

$$\tilde{Q}_{i,t}^c = \frac{Y_{i,t}^c}{\tilde{P}_{i,t}^c} \quad (12)$$

Donde $\tilde{Q}_{i,t}^c$ mide el nuevo valor real del producto i en el componente c en el periodo t .

Como se espera que $P_{i,t}^c > \tilde{P}_{i,t}^c$, entonces $Q_{i,t}^c < \tilde{Q}_{i,t}^c$.

Schreyer (1998) y los estudios del Banco de España [Izquierdo y Matea (2001), y Bover, Izquierdo y Matea (2001)] calculan los índices de precios hedónicos así:

$$\tilde{P}_{i,t=1}^c = P_{i,t=0}^c [1 + (\pi_{i,t=1}^c - \lambda_i)]^{(t=1-t=0)} \quad (13)$$

Donde $\pi_{i,t=1}^c$ representa la tasa de crecimiento del índice de precios sin ajuste completo por calidad y λ_i es una corrección basada -como detallaremos más adelante- en estudios específicos. Sin embargo, en el ejercicio cuantitativo nosotros utilizaremos los índices de precios deducidos directamente de las regresiones hedónicas -lo que nos parece más correcto.

Desde un punto de vista teórico no disponemos de información sobre qué tanto el índice de precios oficial ajustó por calidad, y se introduciría una distorsión si se utiliza la expresión (13), y porque los índices de precios oficiales sólo son aproximaciones del comportamiento efectivo de los bienes TI -dado el natural nivel de agregación de las estadísticas oficiales.

Desde un punto de vista empírico sólo para el caso de la formación bruta de capital la Contabilidad Nacional de España proporciona un índice de precios de las ramas ligadas al sector TI, por lo que no disponemos de otros índices de precios con una mayor desagregación.

4) Construir los números índices del valor real corregido hedónicamente ($NI_{\tilde{Q}}^L$) y sin ajuste completo por calidad (NI_Q^L) de cada componente:

$$NI_{\tilde{Q}}^L = \frac{\sum_{i=1}^2 \tilde{P}_{i,t=0}^c \tilde{Q}_{i,t=1}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=0}^c Q_{j,t=1}^c}{\sum_{i=1}^2 \tilde{P}_{i,t=0}^c \tilde{Q}_{i,t=0}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=0}^c Q_{j,t=0}^c} \quad (14)$$

$$NI_Q^L = \frac{\sum_{i=1}^2 P_{i,t=0}^c Q_{i,t=1}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=0}^c Q_{j,t=1}^c}{\sum_{i=1}^2 P_{i,t=0}^c Q_{i,t=0}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=0}^c Q_{j,t=0}^c} \quad (15)$$

Si se calcula la diferencia de las tasas de crecimiento de las expresiones (14) y (15), obtenemos el sesgo de medición ocasionado por los índices de precios que no ajustan completamente las mejoras en la calidad de los productos TI para cada componente.

5) El índice de cantidades utilizado en el paso previo afecta la cuantificación del sesgo por cambios en la calidad. Siguiendo los usos de la Contabilidad Nacional, en las expresiones (14) y (15) las ponderaciones se basan en los precios del año inicial -por lo que se tiende a sobredimensionar la magnitud del sesgo. La causa es que una estructura de ponderaciones tipo Laspeyres se torna -en un corto lapso de tiempo- obsoleta, como resultado de los significativos cambios en los precios relativos de los bienes y servicios informáticos. Así, para evitar el llamado sesgo de sustitución se sugiere emplear un número índice superlativo del tipo Fisher, que se calcula como la media geométrica de los índices de Laspeyres y de Paasche -que utiliza como ponderaciones los precios del año final:

$$NI_{\tilde{Q}}^P = \frac{\sum_{i=1}^2 \tilde{P}_{i,t=1}^c \tilde{Q}_{i,t=1}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=1}^c Q_{j,t=1}^c}{\sum_{i=1}^2 \tilde{P}_{i,t=1}^c \tilde{Q}_{i,t=0}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=1}^c Q_{j,t=0}^c} \quad (16)$$

$$NI_Q^P = \frac{\sum_{i=1}^2 \tilde{P}_{i,t=1}^c Q_{i,t=1}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=1}^c Q_{j,t=1}^c}{\sum_{i=1}^2 \tilde{P}_{i,t=1}^c Q_{i,t=0}^c + \sum_{j \neq i} P_{j,t=1}^c Q_{j,t=0}^c} \quad (17)$$

Los números índices de Fisher del valor real corregido hedónicamente ($NI_{\tilde{Q}}^F$) y sin ajuste completo por calidad (NI_Q^F) de cada componente se obtienen así:

$$NI_{\tilde{Q}}^F = \sqrt{NI_{\tilde{Q}}^L NI_{\tilde{Q}}^P} \quad (18)$$

$$NI_Q^F = \sqrt{NI_Q^L NI_Q^P} \quad (19)$$

Análogamente, si se calcula la diferencia de las tasas de crecimiento de las expresiones (18) y (19), se obtiene una nueva cuantificación del sesgo -que evita la sobrevaloración por el uso de ponderaciones fijas basadas en los precios del año inicial.

6) Para cuantificar el impacto final sobre el producto interior bruto sólo hace falta agregar los números índices de Laspeyres y de Fisher del consumo, inversión, exportaciones e importaciones.

En breve, la metodología estadística expuesta indica que la magnitud del sesgo de medición del producto interior bruto y sus componentes derivado de las mejoras en la calidad de los bienes y servicios ligados a las TI depende del comportamiento de los índices de precios que no corrigen adecuadamente por calidad y los hedónicos, de la participación de los productos seleccionados en la economía, y del tipo de número índice que se utilice. Adicionalmente, el impacto del sesgo de medición se amplificará según la proporción de la producción total del sector TI destinada a la demanda final frente a la dirigida al consumo intermedio, y la parte de la producción TI elaborada en el país frente a la importada.

7. Desarrollo de la aplicación cuantitativa

De acuerdo a la Clasificación Industrial Internacional Estándar (ISIC por sus siglas en inglés), revisión 3, las ramas ligadas a las TI son dos, "Equipos de oficina, contabilidad y ordenadores", código 3000, y "Ordenadores y actividades relacionadas", código 7200 (en adelante, por brevedad, bienes y servicios informáticos respectivamente, véase OECD, 2000). Ambas actividades económicas se corresponden con las tablas input-output y la Contabilidad Nacional de España. En el cuadro 13 observamos que la participación del sector TI en el producto interior bruto casi se duplicó entre 1995 y 2000, al pasar de 0,75% a 1,43%. Como resulta natural, el peso por componente es bastante distinto.

Un rasgo interesante radica en el incremento de la participación del sector TI en los tres componentes de la demanda agregada, que en el periodo analizado pasó de 1,29% a 1,91%. En este sentido, es claramente positivo -desde el punto de vista de la penetración de las tecnologías de la información- que las familias, las empresas y el resto del mundo hayan aumentado su demanda de productos TI. Pero cabe advertir que, como observaremos más adelante, el efecto total del sesgo por cambios en la calidad del sector TI sobre el producto interior bruto disminuirá por la cantidad de bienes -y en menor medida servicios- informáticos de origen importado. Finalmente, no queremos dejar de señalar que en el periodo analizado las importaciones fueron el único componente que presentó una disminución de su participación en el producto interno bruto, lo que refleja -junto con el significativo incremento de la participación de las exportaciones- un cambio estructural favorable de la economía española.

Cuadro 13

Participación del sector TI en el PIB y por componente						
	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Consumo						
Bienes informáticos	0,096%	0,099%	0,107%	0,112%	0,117%	0,121%
Servicios informáticos	0,004%	0,004%	0,004%	0,003%	0,003%	0,003%
Total	0,100%	0,103%	0,111%	0,115%	0,120%	0,124%
Inversión						
Bienes informáticos	2,317%	2,748%	2,780%	2,872%	2,946%	3,029%
Servicios informáticos	2,774%	3,016%	3,033%	2,992%	2,930%	2,876%
Total	5,092%	5,765%	5,813%	5,865%	5,876%	5,905%
Exportaciones						
Bienes informáticos	1,042%	1,040%	0,910%	0,994%	0,944%	0,893%
Servicios informáticos	0,620%	0,899%	0,978%	1,305%	1,754%	2,170%
Total	1,661%	1,939%	1,889%	2,299%	2,698%	3,063%
Importaciones						
Bienes informáticos	2,720%	2,772%	2,791%	2,811%	2,662%	2,478%
Servicios informáticos	0,948%	1,150%	0,969%	0,979%	0,985%	0,933%
Total	3,668%	3,922%	3,759%	3,790%	3,648%	3,411%
PIB						
Bienes informáticos	0,208%	0,280%	0,223%	0,259%	0,304%	0,338%
Servicios informáticos	0,546%	0,609%	0,686%	0,787%	0,919%	1,089%
Total	0,754%	0,889%	0,909%	1,046%	1,223%	1,428%
Fuente: elaboración propia con base en las Tablas Input-Output de 1995, 1996 y 1997, y el <i>Informe sobre la Industria Española</i> (varios años).						

En la sección anterior observamos que la clave en la medición del sesgo derivado de los cambios en la calidad radica en la evolución de los índices de precios hedónicos. En este sentido, Schreyer -con base en la revisión de algunos estudios que ajustan completamente por calidad el precio de los ordenadores personales y con el deseo de "mantener las cosas simples" (1996, p. 163)- utilizó una corrección del índice de precios de los bienes informáticos de -10% promedio anual, que supone su "límite inferior" (1998, p. 6). Así las cosas, ante la falta de información empírica para el caso español, Izquierdo y Matea (2001) utilizaron una cifra similar para ajustar el índice de precios de los bienes TI.

Ya en el segundo estudio del Banco de España la disponibilidad de información por bien aumentó. En el cuadro 14 observamos las fuentes utilizadas por Bover, Izquierdo y Matea (2001) para elaborar su trabajo dedicado a la cuantificación del sesgo derivado de las mejoras en la calidad de los sectores TIC, automoción y vivienda sobre las principales variables macroeconómicas de España 1995-1999.

Cuadro 14

Ajuste aplicado a los índices de precios en Bover, Izquierdo y Matea (2001)		
Sector	Ajuste aplicado	Fuente
Maquinaria de oficina y equipo informático	-26%	Izquierdo y Matea (2001), caída del precio de los ordenadores de escritorio y portátiles de 46,3% y 32,6% respectivamente entre 1995 y 1999
Fabricación de material electrónico, aparatos de precisión, equipos y servicios de comunicación	-2%	Schreyer (1998), con base en algunas aplicaciones empíricas
Vehículos de motor	-3%	Izquierdo, Licandro y Maydeu (2001), reducción del precio de 3,1% de turismos y todo terreno entre 1997 y 2000
Vivienda	-3%	Bover y Velilla (2001), reducción del precio de 3,5% en las promociones de viviendas nuevas entre 1993 y 1997
Fuente: elaboración propia con base en Izquierdo y Matea (2001), Schreyer (1998), Izquierdo, Licandro y Maydeu (2001), Bover y Velilla (2001), y Bover, Izquierdo y Matea (2001).		

Ciertamente existe una brecha entre los estudios específicos -p.e. ordenadores personales- y el ajuste realizado al índice de precios del sector. Para el caso que nos ocupa, Bover, Izquierdo y Matea (2001) simplemente no explican como pasaron de un -46,3% o un -

32,6% a un -26%. Al respecto existen dos problemas básicos. En primer lugar no se dispone de estudios específicos del conjunto de bienes o servicios agregados por sector. En segundo lugar, hace falta información sobre la participación de cada bien o servicio en el sector correspondiente.

En el cuadro 15 presentamos el centro de nuestra propuesta que utiliza no sólo los precios de los ordenadores de escritorio y portátiles para construir un índice de precios ajustado por calidad del sector "Maquinaria de oficina y equipo informático" sino que considera el comportamiento de los precios de las estaciones de trabajo, servidores, e impresoras. Cabe señalar que según los anuarios elaborados conjuntamente por el Ministerio de Ciencia y Tecnología y la Asociación Española de Empresas de Tecnologías de la Información (SEDISI), el peso de los cinco bienes seleccionados en el valor agregado del sector TI pasó de 54,0% en 1995 a 68,2% en el 2000.

Cuadro 15

Tasa de crecimiento de los bienes informáticos 1995-2000		
Bien informático	Tasa de crecimiento	Fuente
Ordenadores de escritorio	-38,41%	Guerrero y Pérez
Ordenadores portátiles	-30,78%	Guerrero y Pérez
Estaciones de trabajo y servidores	-36,85%	Guerrero (2003)
Impresoras	-15,24%	Guerrero (2003)
Fuente: elaboración propia con base en el apartado cuatro, y Guerrero (2003).		

Para construir el índice de precios ajustado por calidad relativo al sector "Maquinaria de oficina y equipo informático" adicionalmente incorporamos información sobre el subsector "máquinas de oficina". Como el nivel de agregación de la información disponible no permite determinar la evolución de los precios del subsector estudiado, utilizamos su análogo para el caso de la economía estadounidense -cuya tasa de crecimiento media anual en el periodo 1995-2000 ascendió a +0,85%. Más adelante profundizaremos en los mecanismos para trasladar los índices de precios entre países.

Las ponderaciones de la evolución de los precios de los equipos informáticos y máquinas de oficina fueron determinadas con base en la *Encuesta Industrial de Productos*. Esta publicación anual cubre el 90% de la producción de cada clase de la CNAE-93 y, según nuestra revisión bibliográfica, es la única que proporciona información a nivel de cuatro y

hasta diez dígitos.⁴ En el cuadro 16 observamos las ponderaciones de los seis bienes seleccionados.

Cuadro 16

Estructura de ponderaciones 1995-2000	
Bien informático	Porcentajes
Ordenadores de escritorio	47,43%
Ordenadores portátiles	16,60%
Estaciones de trabajo y servidores	8,73%
Impresoras	25,43%
Máquinas de oficina	1,81%
Suma	100,00%
Fuente: elaboración propia con base en <i>Las Tecnologías de la Información en España</i> (varios años), y la <i>Encuesta Industrial de Productos</i> (varios años).	

La combinación de la información contenida en los cuadros 15 y 16 arrojó una caída del índice de precios de los bienes informáticos de 30,4% en el periodo 1995-2000; y, ante la falta de información relativa a los servicios informáticos, utilizamos el índice de precios análogo construido por la Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos -que presentó una reducción media anual de 16,5% en el periodo analizado.

En el cuadro 17 observamos las tasas de crecimiento del producto interior bruto y sus componentes según las Cuentas Nacionales (antes) y la corrección introducida por la metodología estadística expuesta en el apartado anterior (después).

Cuadro 17

Crecimiento medio anual del PIB y sus componentes 1995-2000		
Gasto en Consumo Final	Antes	3,59%
	Después	3,64%
Formación Bruta de Capital	Antes	6,14%
	Después	8,58%
Exportaciones de Bienes y Servicios	Antes	10,19%
	Después	11,19%
Importaciones de Bienes y Servicios	Antes	11,42%
	Después	13,21%
Producto Interior Bruto	Antes	3,80%
	Después	4,20%

⁴ En contraste, en los índices de producción y de precios industriales encontramos información para el agregado "fabricación de máquinas de oficina y equipos informáticos". Una "limitación" de la *Encuesta Industrial de Productos* radica en la omisión de datos como consecuencia del secreto estadístico.

Tal como comentamos en el apartado anterior, el impacto del uso de los índices de precios hedónicos sobre la medición del crecimiento depende de la participación de los productos TI en cada uno de los componentes del producto. Así por ejemplo, el efecto sobre la dinámica del consumo es mínima, mientras que sobre la inversión total el crecimiento que contabiliza las mejoras en la calidad de los productos TI es un 40% superior al reportado por las Cuentas Nacionales.⁵ Por su parte, el impacto sobre el sector exterior es relevante.

En el cuadro 18 observamos la magnitud del sesgo de medición ocasionado por los cambios en la calidad de los productos TI sobre el producto interior bruto y sus componentes.

Cuadro 18

Impacto del sesgo de medición 1995-2000					
	Consumo	Inversión	Exportaciones	Importaciones	PIB
Laspeyres corregido menos Laspeyres original	0,06%	2,44%	0,99%	1,79%	0,40%
Paasche corregido Menos Paasche original	0,01%	0,48%	0,25%	0,33%	0,11%
Fisher corregido menos Fisher original	0,03%	1,44%	0,62%	1,05%	0,25%

Como se esperaba, el impacto final sobre la actividad económica global es bastante menor que el observado en la inversión, las exportaciones y las importaciones. La contabilización de los cambios en la calidad de los bienes y servicios informáticos deriva, según la formulación de Laspeyres, en una subestimación de la dinámica del producto interior bruto de 0,40 puntos porcentuales, según la formulación de Paasche de 0,11 y, según la formulación de Fisher, de 0,25 puntos porcentuales por año en el periodo 1995-2000.

Ahora bien, la incertidumbre respecto a los resultados obtenidos en el apartado anterior se encuentra condicionada por el comportamiento de los índices de precios hedónicos de los

⁵ La nueva medición de la inversión repercute sobre la estimación del stock de capital y de la productividad individual y total de los factores. Si bien el análisis de ambas consecuencias rebasa nuestros objetivos, se espera un incremento del stock de capital y una relocalización de la productividad multifactorial hacia el factor capital.

productos TI. En este sentido, a continuación revisamos un ejercicios de sensibilidad que utiliza los índices de precios del sector estudiado elaborados por la Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos. Posteriormente, comparamos nuestros resultados con los obtenidos por Schreyer (1996, 1998), Izquierdo y Matea (2001), y Bover, Izquierdo y Matea (2001), que si bien abordan los efectos del sector TI y de otros sectores sobre la medición de las principales variables macroeconómicas, representan las únicas referencias disponibles en la literatura.

Existen muchas alternativas al momento de trasladar los índices de precios de un país a otro, pero tres son las más comunes [Schreyer (2001)]. En la primera simplemente se igualan las evoluciones de los índices de precios. Así por ejemplo, si P_{PC}^{EEUU} representa al índice de precios de los ordenadores en Estados Unidos, entonces la tasa de crecimiento del índice de precios estimado de los ordenadores en España es $\Delta \text{Log}(\hat{P}_{PC}^{España}) = \Delta \text{Log}(P_{PC}^{EEUU})$. Esta simple operación deja de lado las diferencias en las evoluciones de los niveles de precios generales de ambos países. La segunda opción corrige la dispersión de la inflación entre los dos países al suponer que el precio relativo de los ordenadores respecto al nivel general de precios es

parecido entre los dos países $\left(\frac{P_{PC}^{EEUU}}{P_{General}^{EEUU}} = \frac{\hat{P}_{PC}^{España}}{P_{General}^{España}} \right)$. Derivadamente, calculamos la variación del

precio así: $\Delta \text{Log}(\hat{P}_{PC}^{España}) = \Delta \text{Log}(P_{General}^{España}) + \Delta \text{Log}(P_{PC}^{EEUU}) - \Delta \text{Log}(P_{General}^{EEUU})$. Considerando que España importa productos TI -y que, en general, se trata de productos comerciables internacionalmente-, en la tercera alternativa realizamos un ajuste al índice de precios utilizando la relación peseta/dólar (denotada por e). Bajo un régimen de tipo flotante, esta opción refleja el diferencial de precios entre países. Formalmente la expresión es $\Delta \text{Log}(\hat{P}_{PC}^{España}) = \Delta \text{Log}(P_{PC}^{EEUU}) + \Delta \text{Log}(e_{EEUU}^{España})$.

Las dos primeras alternativas no modifican sustancialmente los índices de precios de los bienes y servicios TI ya que las variaciones del nivel general de precios en Estados Unidos y España fueron similares (2,48% y 2,61% en promedio anual entre 1995 y 2000 respectivamente). En contraste, la tercera opción es doblemente interesante. En primer lugar porque la devaluación de la peseta respecto al dólar ascendió a 7,69% en el periodo analizado, y en segundo lugar porque esta tercera opción es la utilizada por algunas oficinas estadísticas

para "importar" los índices de precios de bienes TI compilados en Estados Unidos [Colecchia y Schreyer (2001), Daveri (2001), Moulton (2001), y Schreyer (2001)]. En el cuadro 19 observamos las tasas de crecimiento de los índices de precios de los productos TI seleccionados en Estados Unidos y su corrección con base en la evolución del tipo de cambio bilateral.

Cuadro 19

Dinámica de los índices de precios informáticos sin/con ajuste		
Bienes y servicios informáticos	Tasa de crecimiento	
	Sin ajuste	Con ajuste
Ordenadores de escritorio y estaciones de trabajo	-31,91%	-24,22%
Ordenadores portátiles	-34,12%	-26,43%
Impresoras	-8,77%	-1,08%
Máquinas de oficina	0,85%	8,54%
Servicios informáticos	-16,50%	-8,81%

Fuente: elaboración propia con base en la Oficina de Estadísticas Laborales de Estados y del Ministerio de Economía.

La combinación de la información expuesta anteriormente arrojó una caída del índice de precios de los bienes informáticos de 17,57%; por su lado, el ajuste de la tasa de crecimiento de los servicios informáticos refleja solamente la evolución del tipo de cambio en el periodo estudiado. En el cuadro 20 observamos la magnitud del sesgo de medición derivado de las mejoras en la calidad de los productos TI sobre el producto interior bruto y sus componentes que se desprende de estas nuevas cifras de partida de los índices de precios del sector analizado.

Cuadro 20

Impacto del sesgo de medición con base en los índices de precios trasladados de Estados Unidos					
	Consumo	Inversión	Exportaciones	Importaciones	PIB
Laspeyres corregido menos Laspeyres original	0,02%	0,89%	0,38%	0,63%	0,15%
Paasche corregido menos Paasche original	0,01%	0,35%	0,18%	0,25%	0,08%
Fisher corregido menos Fisher original	0,01%	0,62%	0,28%	0,44%	0,12%

Como se esperaba, bajo este escenario el sesgo de medición del producto interior bruto y sus componentes es menor respecto al observado en el apartado anterior. Ahora bien, para dimensionar los resultados obtenidos en ambos ejercicios, en el cuadro 9 observamos los obtenidos por Schreyer (1996,1998), Izquierdo y Matea (2001), y Bover, Izquierdo y Matea (2001).

En sentido estricto, sólo los trabajos de Schreyer (1998) e Izquierdo y Matea (2001) son comparables -por la magnitud de los ajustes realizados y por los sectores estudiados. El sesgo de 0,10% en la medición del crecimiento económico en España es consistente con los resultados de Schreyer (1998) y, según Izquierdo y Matea (2001, p. 29), refleja "la mayor dependencia tecnológica y un peso relativamente bajo de la inversión" en bienes TIC. El sesgo de medición obtenido por Bover, Izquierdo y Matea (2001) parece excesivo considerando las cifras del resto de los estudios. En oposición, nuestros resultados son consistentes con Schreyer (2001) e Izquierdo y Matea (2001). Pero es conveniente recordar que los autores de todos los estudios -y nosotros mismos- llamamos a tomar con cautela los resultados puntuales.

Cuadro 21

Comparación de resultados			
Autor(es)	Sectores estudiados	Sesgo de medición del PIB	Periodo
Schreyer (1996)	TIC, Banca y Seguros	Alemania 0,3% Canadá 0,2% EEUU 0,3% Japón 0,6% Reino Unido 0,5%	1985-90
Schreyer (1998)	TIC	Canadá 0,03% EEUU 0,29% Francia 0,21% Holanda 0,27% Japón 0,73%	1986-92 1987-93 1985-96 1986-93 1985-94
Izquierdo y Matea (2001)	TIC	España 0,10%	1986-94
	TIC, Vehículos de motor y Vivienda	España 0,22%	
Bover, Izquierdo y Matea (2001)	TIC, Vehículos de motor y Vivienda	España 1,19%	1995-99

Fuente: Elaboración propia con base en Schreyer (1996, 1998), Izquierdo y Matea (2001), y Bover, Izquierdo y Matea (2001).

8. Resumen, conclusiones y recomendaciones

8.1. 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.

8.2. Acerca de la pertinencia de introducir otras características en nuestros modelos hedónicos -p.e. el tipo de monitor, la incorporación de software o accesorios relevantes- nuestro comentario es evidentemente sí. 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. Sólo queremos comentar que 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.

8.3. 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.

8.4. Por su parte, en 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.

8.5. La medición de las principales variables macroeconómicas presenta un sesgo derivado del uso de índices de precios que no captan completamente los cambios en la calidad de los productos que presentan un rápido avance tecnológico. Aquí nos concentramos en la medición del sesgo del producto interior bruto y sus componentes ocasionado por las mejoras

de calidad de algunos productos ligados al sector TI -excluyendo los productos en los que se presentan pérdidas de calidad.

8.6. Con base en índices de precios ajustados hedónicamente encontramos que la subestimación de la dinámica económica española ascendió -en el escenario base- a 0,40%, y a 0,15% -en el escenario alternativo- en promedio anual, lo que implica que la economía alcanzó una tasa de crecimiento media anual de entre 4,20% y 3,95% entre 1995 y 2000. Por su parte, el sesgo de medición por componente es naturalmente distinto. En un extremo encontramos al gasto en consumo final -cuya dinámica apenas se afectó- y, en el otro, a la formación bruta de capital. Nuestros resultados son consistentes con los descubrimientos de Schreyer (1996, 1998) e Izquierdo y Matea (2001), y ligeramente alejados de los resultados obtenidos por Bover, Izquierdo y Matea (2001). Sin embargo, es conveniente tomar con precaución cualquier cuantificación puntual.

8.7. De los resultados obtenidos podemos extraer como principales conclusiones y recomendaciones de actuación las siguientes:

- Cuantitativamente, el sesgo de medición sobre el producto interior bruto es relativamente significativo, y debe ser tenido en cuenta a la hora de realizar comparaciones internacionales entre países que aplican estas correcciones frente a otros que no las hacen, cuando se analiza la dinámica de algunos componentes específicos, fundamentalmente la inversión, y cuando se realizan cálculos derivados, tales como la evolución de la productividad del capital y multifactorial.
- La metodología utilizada para la corrección de los sesgos por calidad no es neutral sobre los resultados finales ya que la significativa evolución diferencial de los índices de precios de los productos tecnológicos frente al resto provoca que el cambio en el tipo de índice de precios utilizado -de Laspeyres a Fisher- lo reduzca a casi la mitad.
- Aunque parece viable la transferencia de índices de precios entre países -dado p.e. el elevado nivel de homologación internacional de este tipo de productos-, es conveniente disponer de información específica para cada país ya que, aún cuando las características de los productos sean similares, las distintas estructuras de mercado pueden afectar a los precios finales de forma considerable. Así, nuestro ejercicio de simulación apuntaría un sesgo de medición del producto interior bruto

significativamente inferior si se utilizan los índices de precios transferidos de Estados Unidos, frente a la medición directa con los datos españoles.

8.8. Por último, es conveniente señalar que el impacto macroeconómico de las mejoras en la calidad de los productos TI rebasa a las ramas "Equipos de oficina, contabilidad y ordenadores" y "Ordenadores y actividades relacionadas". En tanto insumos para muchas otras ramas -principalmente servicios- los productos TI posibilitan cambios significativos en la calidad de muchos bienes y servicios -y el surgimiento de otros nuevos-, a todo lo largo y ancho de la economía, y cuyos efectos indirectos son mucho más difíciles de estimar y rebasan nuestros objetivos.

9. Bibliografía

- Banco de España** (2001), "Los Cambios en la Calidad y la Aparición de Nuevos Productos: Importancia de su Valoración para la Política Económica", *Boletín Económico*, enero, pp. 59-62.
- Banco de España** (2002), "Principales Cambios Metodológicos en el IPC Base 2001", *Boletín Económico*, febrero, pp. 31-39.
- Berndt, E. R.** (1990), *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company.
- Berndt, E. R. y N. J. Rappaport** (2001), "Price and Quality of Desktop and Mobile Personal Computers: a Quarter Century of History", *American Economic Review*, mayo, vol. 91, pp. 268-273.
- Berndt, E. R. y Z. Griliches** (1993), "Price Indexes for Microcomputers: An Exploratory Study", en Foss, M. F., M. E. Manser y A. H. Young editores, *Price Measurement and Their Uses, Studies in Income and Wealth*, vol. 57, NBER, The University of Chicago Press.
- 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*, documento presentado en CRIW-NBER Summer Institute 2000 Workshop on Price, Output, and Productivity Measurement, Cambridge, Mass., MIT Sloan School of Management y NBER.
- Berndt, E. R., Z. Griliches y N. Rappaport** (1995), "Econometric Estimates of Prices Indexes for Personal Computers in the 1990's", *Journal of Econometrics*, núm. 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, núm. 70.
- Bover, O. y P. Velilla** (2001), "Precios Hedónicos de la Vivienda sin Características: el Caso de las Promociones de Viviendas Nuevas", *Estudios Económicos*, Banco de España, núm. 73.

- Bover, O., M. Izquierdo y M. de los L. Matea** (2001), "Sesgos de Calidad en la Medición de los Precios: Evidencia Empírica e Implicaciones Macroeconómicas para España", *Boletín Económico*, Banco de España, noviembre, pp. 53-67.
- Colecchia, A. y P. Schreyer** (2001), "ICT Investment and Economic Growth in the 1990s: Is the United States a Unique Case? A comparative Study of Nine OECD Countries ", OECD, DSTI Working Paper, (2001)7.
- Daveri, F.** (2001), "Information Technology and Growth in Europe", documento de trabajo, Universidad de Parma.
- EUROSTAT** (1999), Report of the Task Force Volume Measures for Computers and Software, junio, Luxemburgo. Amablemente, la Dra. O. Bover nos facilitó una copia del documento.
- EUROSTAT** (2001), Handbook on Price and Volume Measures in National Accounts, versión preparada para el *Seminario sobre Medición de Precios y Volúmenes*, marzo.
- Griliches, Z.** (1961), "Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change", en *The Price Statistics of the Federal Government: Review, Appraisal and Recommendations*, NBER, General Series, núm. 73, pp. 173-196.
- Guerrero, C.** (2003), "Una aproximación al sesgo de medición del PIB y sus componentes derivado de los cambios en la calidad de los productos TI: evidencia para España 1995-2000", Tesis doctoral, Universidad Autónoma de Madrid.
- Guerrero, C. y J. Pérez** (2002), "Comparación del Precio de los Ordenadores Personales entre Estados Unidos y España 1990-2000: un Enfoque Hedónico", *Estudios de Economía Aplicada*, Revista oficial de la Asociación Española de Economía Aplicada, vol. 20, núm. 3, diciembre, pp. 549-564.
- Holdway, M.** (2000), "Quality-Adjusting Computer Prices in the Producer Price Index: An Overview", Bureau of Labor Statistics, noviembre, pp. 1-7.
- Instituto Nacional de Estadística** (2001), "Nuevo Sistema IPC-2001: Hacia un Indicador Más Moderno y Dinámico", *Cifras INE: Boletín Informativo*, núm. 7.
- Instituto Nacional de Estadística** (2001), Encuesta Anual de Servicios 1999: Turismo, Transporte, Telecomunicaciones, Inmobiliarias y Alquileres, Servicios Prestados a Empresas, Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística** (2002), "Cambio de Sistema del IPC 2001. Avance de las Características Más Importantes", www.ine.es.

Instituto Nacional de Estadística (2002), "La Encuesta del Sector Servicios", *Cifras INE: Boletín Informativo*, núm. 5.

Instituto Nacional de Estadística, Encuesta Industrial de Productos, Madrid, varios años.

Instituto Nacional de Estadística, Índice de Producción Industrial, www.ine.es.

Instituto Nacional de Estadística, Índices de Precios Industriales, www.ine.es

Izquierdo, M. y M. de los L. Matea (2001), "Precios Hedónicos para Ordenadores Personales en España durante la Década de los Noventa", *Estudios Económicos*, Banco de España, núm. 74.

Izquierdo, M. y M. de los L. 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, núm. 71. Un resumen aparece en "Impacto de los Cambios de Calidad de los Productos sobre la Medición de las Variables Macroeconómicas: una Primera Aproximación a la Economía Española", *Boletín Económico*, Banco de España, junio del 2001, pp. 1-7.

Izquierdo, M., O. Licandro y A. Maydeu (2001), "Mejoras de Calidad e Índices de Precios del Automóvil en España", *Estudios Económicos*, Banco de España, núm. 72.

J. Pérez y C. Guerrero (2003), "Impacto de los cambios en la calidad del sector TI sobre la medición del PIB y sus componentes: evidencia para España 1995-2000", **Estadística Española**, Revista oficial del Instituto Nacional de Estadística de España, vol. 45, núm. 154, tercer cuatrimestre, pp. 431-454.

Jorgenson, D. W. y R. Landau (1989), *Technology and Capital Formation*, editores, MIT Press.

López, A. M. y A. Pulido (2001), "Penetración de las TIC y Crecimiento Económico", La Sociedad de la Información en España, *Revista del Instituto de Estudios Económicos*, números 1 y 2, pp. 253-272.

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

Ministerio de Ciencia y Tecnología, Informe sobre la Industria Española, dos volúmenes, Madrid, varios años.

Moulton, B. R. (1996), "Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, núm. 4, otoño, pp. 159-177.

- Moulton, B. R.** (2001), "The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States", Bureau of Economic Analysis, U. S. Department of Commerce, junio.
- National Bureau of Economic Research** (1961), *The Price Statistics of Federal Government: Review, Appraisal, and Recommendations*, General Series, núm. 73.
- Nelson, R. A., T. L. Tanguay y C. D. Patterson** (1994), "A Quality-Adjusted Price Index for Personal Computers", *Journal of Business and Economics Statistics*, enero, vol. 12, núm. 1, pp. 23-31.
- Nordhaus, W. D.** (1998), "Quality Change in Price Indexes", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, núm. 1, invierno, pp. 59-68.
- Oficina de Estadísticas Nacionales del Reino Unido** (2002), "Implementing Hedonic Methods for PC's: The UK Experience", documento presentado en la reunión Official Statistics and the New Economy, de la International Association of Official Statistics, celebrada los días 27-29 de agosto en Londres.
- Oficina Federal de Estadística de Alemania** (2002), "Hedonic Quality Adjustment Applied for the First Time in Price Statistics", comunicado de prensa del 11 de julio.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico** (2000), *Measuring the ICT Sector*, www.oecd.org.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico** (2000), *Services: Measuring Real Annual Value Added*, www.oecd.org.
- Pérez, J.** (1995), "Tratamiento Econométrico del Cambio Estructural: el Método de Estimación Paramétrica Ponderada", tesis doctoral, Instituto R. L. Klein, Universidad Autónoma de Madrid, 317 páginas.
- Pulido, A.** (2000), *Economía en Acción*, Pirámide.
- Pulido, A.** (2001), "Hacia una Valoración del Impacto Macroeconómico de las TIC", XV Reunión de ASEPELT.
- Pulido, A. y J. Pérez** (2001), *Modelos Econométricos*, Pirámide.
- Schreyer, P.** (1996), "Quality Adjustment of Price Indices in Information and Communication Technology Industries: Simulation of Effects on Measured Real Output in Five OECD Countries", *Industry Productivity: International Comparison and Measurement Issues*, OECD Proceedings.

- Schreyer, P.** (1998), "Information and Communication Technology and the Measurement of Real Output, Final Demand and Productivity", OECD, STI Working Paper, 1998/2.
- Schreyer, P.** (2000), "The Contribution of Information and Communication Technology to Output Growth: A Study of the G7 Countries", OECD, STI Working Paper, 2000/2.
- Schreyer, P.** (2001), "Computer Price Indices and International Growth Comparisons", OECD, STD/DOC (2001)1. También aparece en *The Review of Income and Wealth*, núm. 1, marzo, 2002.
- Shepler, N.** "Developing a Hedonic Regression Model for Camcorders in the US CPI", BLS draft paper, www.bls.gov/cpicamco.htm.
- Triplett, J. E.** (1986), "The Economic Interpretations of Hedonic Methods", *Survey of Current Business*, enero, pp. 36-40.
- Triplett, J. E.** (1987), "Hedonic Functions and Hedonic Indexes", The New Palgrave, J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman editores, Macmillan, pp. 630-634.
- Triplett, J. E.** (1989), "Price and Technological Change in a Capital Good: A Survey of Research on Computers", en D. W. Jorgenson y R. Landau editores, *Technology and Capital Formation*, MIT Press.
- Triplett, J. E.** (1990), "Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy", en *Fifty Years of Economic Measurement*, editado por E. R. Berndt y J. E. Triplett, The University of Chicago Press.
- Triplett, J. E.** (1996), "High-Tech Industry Productivity and Hedonic Price Indices", en *Industry Productivity: International Comparison and Measurement Issues*, OECD Proceedings.
- Triplett, J. E.** (1999), "The Solow Productivity Paradox: What Do Computers Do to Productivity", *Canadian Journal of Economics*, vol. 32, núm 2, abril, pp. 309-334.
- Triplett, J. E.** (2000), "The Current Status of the Debate on the CPI", *Estadística Española*, vol. 42, núm. 145, pp. 15-23.
- Triplett, J. E.** (2001), "IT, Hedonic Price Indexes, and Productivity", The Brookings Institution, www.brook.edu.
- Triplett, J. E.** (2002), "Quality Adjustments in Conventional Price Index Methodologies", Hedonic Price Indexes: Too Fast, Too Slow, or Just Right?, febrero, The Brookings Institution, www.brook.edu.

Triplett, J. E. y B. P. Bosworth (2001), "Productivity in the Services Sector", en *Services in the International Economy*, Robert M. Stern, editor, The University of Michigan Press.

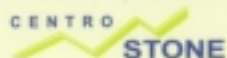
Triplett, J. E. y B. P. Bosworth (2002), "'Baumol's Disease' Has Been Cured: IT and Multifactor Productivity in U.S. Services Industries", *The New Economy: How New? How Resilient?*, abril.

Wyckoff, A. W. (1995), "The Impact of Computer Prices on International Comparisons of Labour Productivity", *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 3, números 3-4, pp. 277-293.

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.
- Nº5** Guerrero, C. y Pérez, J., *Comparación del precio de los ordenadores en Estados Unidos y España 1990-2000: un enfoque hedónico*; junio 2002, 22 páginas.
- Nº6** Fontela, E., *Leontief and the Future of the World Economy*; noviembre 2002, 21 páginas.
- Nº7** Duchin, F.; Fontela, E.; Nauphal, K. y Pulido, A.; *Scenario Models of the World Economy*, junio 2003, 38 páginas.
- Nº8** Pulido, A.; Pérez, J.; *Propuesta metodológica para la evaluación de la calidad docente e investigadora: Planteamiento y experimentación*, junio 2003, 20 páginas.
- Nº9** Dones, M.; Pérez, J.; *The Diffusion Process of Mobile Telephony in Europe*, diciembre 2003, 33 páginas.
- Nº10** Castro, R. B.; López, A. M.; *Dinámica de crecimiento de los ejes regionales en España desde una perspectiva anual y trimestral*, Marzo 2004, 22 páginas.

L. R. KLEIN

CENTRO
STONE

INSTITUTO L. R. KLEIN - CENTRO STONE
FACULTAD CC.EE. Y EE, MÓDULO E-XIV UAM
28049 CANTOBLANCO - MADRID
TELÉX Y FAX: 91 397 86 70
E-MAIL: KLEIN.STONE@UAM.ES
[HTTP://WWW.UAM.ES/KLEIN/STONE](http://www.uam.es/klein/stone)