

---

# La evolución del empleo y del paro en el tercer trimestre del año 2001 según la Encuesta de Población Activa

## 1. INTRODUCCIÓN

Según la Encuesta de Población Activa (EPA), el ritmo de creación de empleo permaneció estabilizado en el tercer trimestre del presente año, interrumpiendo la desaceleración que venía observándose desde principios de 2000. En concreto, el aumento del número de ocupados, en relación con el mismo período del año anterior, fue de 263.000 personas, lo que representa una tasa interanual del 1,8%, idéntica a la correspondiente al trimestre anterior, aunque inferior a la observada entre enero y marzo (2,8%) y al crecimiento registrado el año 2000 [4,2%, una vez corregido del efecto de la actualización censal (1)]. Cabe destacar la aceleración del empleo asalariado, compensada por el escaso avance de los trabajadores por cuenta propia; entre los asalariados, los temporales registraron un cierto repunte, mientras que los indefinidos mantuvieron un ritmo estable, pero más alto. Como ya se comentó en el artículo anterior, según las estimaciones de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR), en el segundo trimestre del año el empleo (2) registró un incremento interanual del 2,3%, lo que supuso una ralentización más intensa que la registrada en ese período por los ocupados de la EPA y por el producto, facilitando una leve recuperación de la productividad aparente del trabajo (véase gráfico 1). En cuanto a otros indicadores de empleo, las afiliaciones a la Seguridad Social experimentaron un aumento interanual del 3,3% en octubre de este año, similar al registrado en el tercer trimestre, pero inferior al 4,4% correspondiente al conjunto del primer semestre. El número de contratos firmados en el INEM en el segundo y tercer trimestres fue ligeramente superior al registrado en el mismo período del año anterior (1,5%), apuntando también hacia una ralentización en el proceso de generación de puestos de trabajo.

Por lo que se refiere a la fuerza laboral, la población activa experimentó un avance interanual del 0,7% en el tercer trimestre, según los datos de la EPA, levemente superior al observado el trimestre anterior (0,6%), debido al incremento de la tasa de participación, que se situó en el 51,8%. El crecimiento interanual de la

---

(1) En el primer trimestre del año 2000 el Instituto Nacional de Estadística (INE) llevó a cabo una renovación parcial de las secciones censales que forman la muestra de la EPA. Como se explicó con más detalle en otros informes (véase, por ejemplo, el artículo publicado en el *Boletín económico*, Banco de España, mayo 2000), para subsanar la ruptura con los valores históricos de las variables de la Encuesta que ello supone, el INE difundió los resultados obtenidos con la muestra sin actualizar en el año 2000. Esta información permite comparar de forma homogénea los resultados del año 2000 con los de años anteriores.

(2) Medido en términos del número de puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo, en datos brutos.

## Evolución del empleo según la EPA

	Datos anuales				Datos trimestrales						
	1997	1998	1999	2000	I TR 00	II TR 00	III TR 00	IV TR 00	I TR 01	II TR 01	III TR 01
TASAS DE VARIACIÓN INTERANUAL (%):											
<b>Ocupados</b>	<b>3,0</b>	<b>3,4</b>	<b>4,6</b>	<b>4,7</b>	<b>5,3</b>	<b>4,9</b>	<b>4,8</b>	<b>4,1</b>	<b>2,8</b>	<b>1,8</b>	<b>1,8</b>
Asalariados	4,6	4,6	6,7	6,2	7,1	6,6	6,1	5,0	3,3	1,8	2,2
Por duración contrato:											
<i>Indefinidos + NC</i>	5,0	5,4	7,0	7,5	8,5	7,6	7,7	6,4	3,6	2,8	2,8
<i>Temporales</i>	3,8	3,0	6,0	3,5	4,1	4,7	3,0	2,1	2,8	-0,2	1,0
Por duración jornada:											
<i>Jornada completa</i>	3,9	4,6	6,5	6,3	7,1	7,0	6,0	5,1	3,4	1,7	2,3
<i>Jornada parcial + NC</i>	12,7	5,3	8,4	5,3	6,7	3,3	7,4	3,9	1,9	3,2	1,3
No asalariados	-1,8	-0,2	-2,2	-0,5	-1,2	-1,3	-0,1	0,5	1,0	1,6	0,1
Ocupados por ramas de actividad:											
Agricultura	-0,8	-0,6	-4,3	-2,5	-3,3	-2,7	-2,4	-1,7	4,0	-1,0	-4,0
No agrícola	3,3	3,8	5,4	5,3	6,0	5,5	5,4	4,5	2,7	2,0	2,2
Industria	3,2	4,9	2,8	3,4	2,7	3,3	3,5	4,1	3,5	1,8	1,1
Construcción	5,7	5,2	12,0	8,8	12,0	9,8	7,8	5,8	6,0	7,0	5,8
Servicios	3,0	3,2	5,2	5,4	6,0	5,5	5,5	4,4	1,9	1,1	1,9
<i>De mercado (a)</i>	3,4	3,2	5,5	6,2	7,1	6,7	6,4	4,9	2,6	1,1	1,5
<i>De no mercado (a)</i>	2,4	3,3	4,8	4,0	4,5	3,7	4,2	3,6	0,9	1,2	2,7
VARIACIONES INTERANUALES (MILES DE PERSONAS):											
Ocupados	369	440	613	656	710	677	670	569	403	257	263
PRO MEMORIA (NIVELES EN %):											
Ratio de asalarización	76,1	76,9	78,4	79,5	79,1	79,5	79,7	79,7	79,5	79,5	80,0
Ratio de temporalidad (b)	33,5	33,0	32,8	32,0	31,7	32,1	32,3	31,7	31,5	31,5	31,9
Ratio de parcialidad (b)	8,0	8,1	8,2	8,1	8,4	8,3	8,0	7,9	8,2	8,4	7,9
Ratio de temporalidad de asalariados											
a jornada parcial (b)	56,1	55,0	57,7	55,5	55,9	56,4	54,9	54,9	55,8	57,3	55,6
Fuente: Instituto Nacional de Estadística.											
(a) Servicios de mercado comprende las actividades de Comercio, Hostelería, Transporte, Intermediación financiera y Otros servicios de mercado. Servicios de no mercado comprende el resto de servicios.											
(b) En porcentaje de asalariados.											

tasa de participación es mayor cuando se excluye del cálculo a los mayores de 65 años. En ese caso, la tasa de actividad alcanzó un 66,1% en el tercer trimestre del año, en torno a un punto porcentual por encima del registrado un año antes, apuntando hacia un nuevo estrechamiento del diferencial con el promedio de la Unión Europea (71,4% en 2000).

En cualquier caso, el aumento de la ocupación en el tercer trimestre fue mayor que el de la población activa, de forma que se observó un nuevo descenso del desempleo. El número de desempleados se situó en 2.179.000 personas y la tasa de paro se redujo hasta el 12,8%, lo que representa un recorte de dos décimas respecto al trimestre anterior. En términos interanuales,

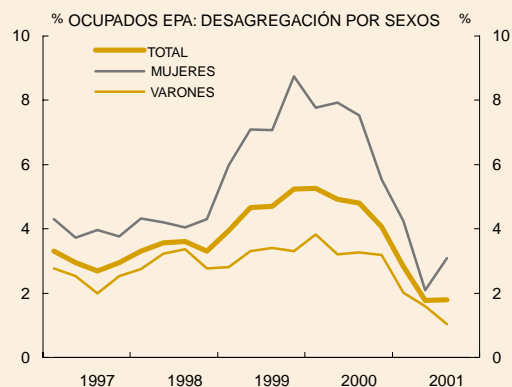
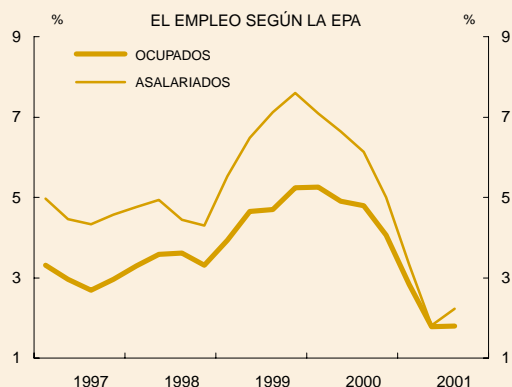
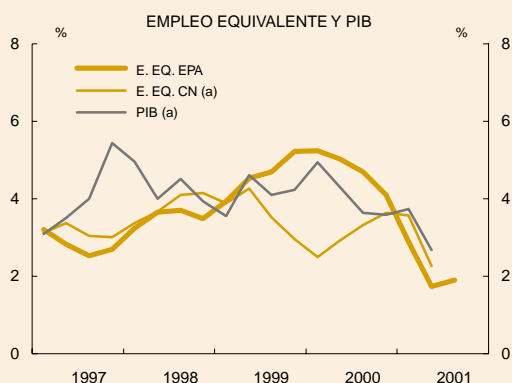
el ritmo de reducción del desempleo se atenuó ligeramente. Por su parte, los parados inscritos en el INEM experimentaron un descenso interanual del 1,8% en el tercer trimestre, tras una caída media del 3,1% en la primera mitad del año. La tendencia hacia un ritmo cada vez menor en la absorción del desempleo se prolongó al mes de octubre, en el que, por primera vez desde septiembre de 1994, se observó un aumento interanual de los desempleados inscritos en el INEM (0,6%).

## 2. EL EMPLEO

La cifra total de ocupados aumentó en 178.000 personas en el tercer trimestre de

GRÁFICO 1

**Empleo y PIB  
Tasas interanuales**

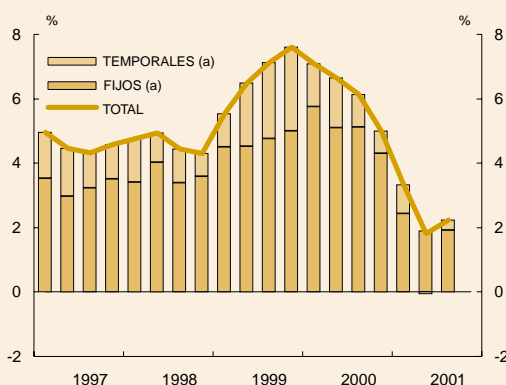


Fuente: Instituto Nacional de Estadística.  
(a) Datos brutos.

2001, dando lugar a un incremento de 263.000 personas en relación con el mismo período del año precedente; en términos de tasa interanual el aumento fue del 1,8%, idéntico al experimentado en el trimestre anterior (véase cuadro 1). Tanto el empleo asalariado como el empleo por cuenta propia invirtieron las pautas de crecimiento que se venían observando desde finales de 1999: mientras que los asalariados registraron un avance significativo (217.000 personas), que permitió recuperar en cuatro décimas el ritmo de crecimiento interanual con respecto al

GRÁFICO 2

**Asalariados por duración de contrato  
Tasas interanuales y contribuciones**



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.  
(a) Contribuciones a la tasa de variación interanual del total.

segundo trimestre, hasta el 2,2%, los no asalariados solo crecieron un 0,1%, frente al 1,6% del trimestre precedente, frenando su proceso de recuperación. En consecuencia, la tasa de asalariación de la economía avanzó cinco décimas, situándose en el 80%. La evolución de los no asalariados se debió fundamentalmente a la de los empleadores, cuyo ritmo de crecimiento se redujo en 4,5 puntos porcentuales respecto al del segundo trimestre; por su parte, los autónomos retrocedieron, pasando a registrar una tasa interanual negativa (-0,4%) tras cuatro trimestres consecutivos de crecimiento.

La recuperación del empleo por cuenta ajena afectó en mayor medida a los asalariados con contrato temporal, aunque la principal contribución al crecimiento del empleo asalariado siguió siendo la de los indefinidos (véase gráfico 2). En particular, mientras los asalariados fijos registraron un aumento interanual idéntico al del trimestre anterior (2,8%), los temporales pasaron de disminuir un 0,2% en primavera a crecer un 1% en el último trimestre. En consecuencia, la *ratio* de temporalidad ha disminuido en cuatro décimas respecto al tercer trimestre del año anterior, alcanzando el 31,9%. Esta información es coherente con la que proporciona la estadística de contratos del INEM, según la cual, los contratos temporales experimentaron un crecimiento interanual del 1,1% en el conjunto del tercer trimestre, tras haber registrado tasas negativas en los dos trimestres anteriores. Por su parte, los contratos indefinidos disminuyeron su peso en el total en mayor medida que en el mismo período del año anterior, al haber crecido un 6,4% en términos interanuales, frente al 20,6% del trimestre precedente. Dentro de esta categoría, conviene destacar,

## Evolución de la tasa de participación según la EPA

	Datos anuales				Datos trimestrales						
	1997	1998	1999	2000	I TR 00	II TR 00	III TR 00	VI TR 00	I TR 01	II TR 01	III TR 01
<b>Población activa. Tasas interanuales (%)</b>	<b>1,2</b>	<b>0,9</b>	<b>1,0</b>	<b>2,6</b>	<b>2,8</b>	<b>2,9</b>	<b>2,7</b>	<b>1,9</b>	<b>1,0</b>	<b>0,6</b>	<b>0,7</b>
<b>Tasa de actividad (%)</b>	<b>49,8</b>	<b>50,0</b>	<b>50,2</b>	<b>51,3</b>	<b>51,0</b>	<b>51,2</b>	<b>51,6</b>	<b>51,4</b>	<b>51,3</b>	<b>51,3</b>	<b>51,8</b>
Entre 16 y 64 años	61,9	62,6	63,5	65,0	64,4	64,7	65,3	65,4	65,4	65,6	66,1
Por sexos :											
Hombres	63,0	63,2	63,1	63,8	63,5	63,6	64,2	63,9	63,7	63,8	64,4
Mujeres	37,5	37,8	38,4	39,8	39,5	39,7	39,9	39,9	39,9	39,7	40,1
Por edades :											
Entre 16 y 29 años	56,3	56,9	58,0	59,7	58,8	59,1	61,0	60,1	59,6	60,2	62,0
Entre 30 y 44 años	78,1	78,6	79,3	80,5	80,5	80,5	80,2	80,8	80,7	80,4	80,1
De 45 años en adelante	31,6	31,4	31,3	32,1	31,8	32,1	32,2	32,3	32,3	32,4	32,5
Por formación (a):											
Estudios bajos	34,0	32,8	31,4	30,9	31,3	31,1	30,7	30,3	29,9	29,6	29,8
Estudios medios	61,6	62,4	63,8	65,1	64,8	65,3	65,3	65,1	65,2	65,6	66,1
Estudios altos	76,6	77,4	77,1	78,1	77,9	78,0	78,1	78,2	78,3	78,9	78,8

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

(a) Bajos: sin estudios o primarios; altos: universitarios y otros.

como la única modalidad que está aumentando —y a un ritmo importante—, la conversión de contratos temporales, por lo que parece, pues, que las medidas adoptadas en marzo no han tenido, por el momento, una incidencia significativa en la firma de nuevos contratos indefinidos de fomento, aunque sí en las conversiones. Por edades, la *ratio* de temporalidad de los jóvenes se ha mantenido en niveles muy elevados y su senda decreciente —iniciada en 1997, tras la creación del contrato de fomento del empleo indefinido— ha perdido intensidad en los últimos trimestres. En particular, en el tercer trimestre la tasa de temporalidad juvenil experimentó un avance de dos décimas, situándose en el 52,2% —un punto porcentual y medio menos que en el mismo período del año anterior—, por lo que dicha *ratio* sigue siendo más del doble que la del grupo de adultos (24,5%) y casi cuatro veces mayor que la de los mayores (14%).

Por tipo de jornada, los asalariados a tiempo completo experimentaron un repunte, al crecer un 2,3% en el tercer trimestre, seis décimas más que en el período abril-junio. Por el contrario, el número de asalariados a tiempo parcial se redujo algo más de lo que constituye el comportamiento estacional típico, lo que ha supuesto una caída de la *ratio* de parcialidad hasta el 7,9% (frente al 8% del año anterior). Dicha desaceleración ha afectado fundamentalmente

a los asalariados a tiempo parcial con contrato temporal, si bien la *ratio* de temporalidad de este colectivo de asalariados se sitúa todavía en el 55,6%. Por sexos, la *ratio* de parcialidad entre los varones sigue siendo muy modesta (2,6% en el período transcurrido del año), mientras que entre las mujeres volvió a registrarse una caída de dicha *ratio* (que se situó en el 16,2% en el tercer trimestre de 2001), truncando el avance interanual observado en el trimestre anterior.

En relación con el empleo por ramas de actividad, cabe destacar la ruptura del proceso de desaceleración que venía registrando el número de ocupados en la rama de servicios desde el primer trimestre de 2000 (véase cuadro 1). Entre julio y septiembre de 2001, el empleo en los servicios creció a una tasa interanual del 1,9%, ocho décimas más que en el trimestre precedente. En el resto de ramas el empleo se desaceleró. En el caso de la construcción, la senda ascendente de los últimos trimestres se invirtió y la variación interanual del empleo se situó en el 5,8% —frente al 7% de la primavera—, en consonancia con la ralentización de la actividad que se está produciendo en dicha rama. En las ramas industriales la desaceleración del empleo continuó, en línea con la evolución de la actividad industrial y como se refleja en los datos de afiliaciones, registrándose un crecimiento interanual del 1,1%, siete décimas

GRÁFICO 3

Variación interanual de la tasa de actividad y contribuciones por sexos y edades

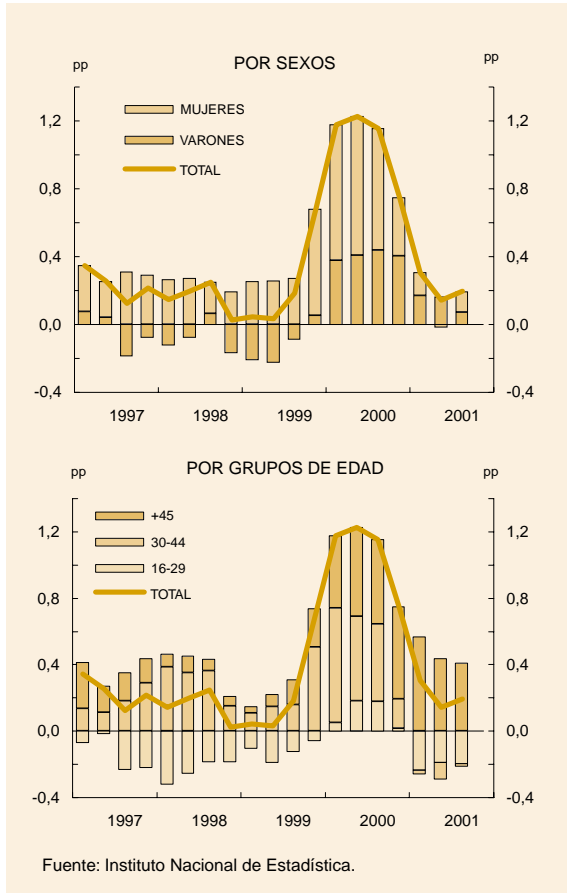
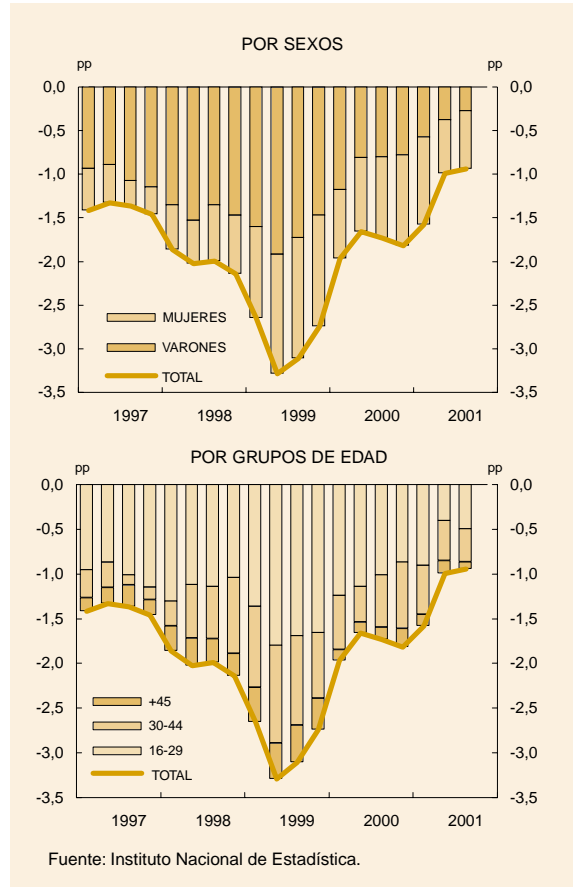


GRÁFICO 4

Variación interanual de la tasa de paro y contribuciones por sexos y edades



inferior al del segundo trimestre. Finalmente, el proceso de destrucción de empleo agrario se intensificó, y el número de ocupados en esta actividad registró una caída del 4% respecto al mismo trimestre del año 2000.

En cuanto a la evolución del empleo por sexos, en el tercer trimestre del año se han observado diferencias significativas (véase gráfico 1). Entre los varones continuó el proceso de desaceleración de la ocupación, al registrarse una variación interanual del 1%, seis décimas menos que en el segundo trimestre de 2001. Por el contrario, entre las mujeres el empleo experimentó un repunte, produciéndose un crecimiento interanual del 3,1%, frente al 2,1% del período abril-junio. Por edades, se produjo una modesta recuperación del ritmo de creación de empleo tanto en el grupo con edades comprendidas entre los 30 y los 44 años (1,3%) como en el de los más jóvenes (0,7%), aunque ambos colectivos siguen registrando tasas interanuales muy bajas. En el caso de jóvenes, este resultado se ha producido a pesar de las medidas de fomento del empleo introducidas en marzo, que, entre otras cosas, ampliaron el acceso al contrato de fomento a jóvenes desempleados de 16 a 30 años (an-

tes solo accedían los jóvenes de 18 a 29 años) y a parados que lleven seis meses o más en dicha situación (anteriormente eran doce), situación en la que se encuentran muchos jóvenes. Por niveles de estudios, cabe destacar la mejora de la ocupación entre aquellos que tienen un nivel educativo bajo, a pesar de que, tras cuatro trimestres de intensa caída, continúan observándose tasas interanuales negativas (-1,5%). Entre los grupos con niveles de estudios medios y altos, la creación de empleo ha seguido desacelerándose de forma relativamente intensa, aunque sus tasas de crecimiento interanual son más elevadas, del 2,3% y del 4,6%, respectivamente.

### 3. LA POBLACIÓN ACTIVA

Como ya se ha mencionado anteriormente, el crecimiento de la población activa repuntó ligeramente en el tercer trimestre, hasta el 0,7% en términos interanuales (véase cuadro 2), aunque manteniendo una pérdida de dinamismo en comparación con las elevadas tasas observadas el año anterior —un 2%, si se corrige de la renovación parcial de la muestra investigada por la EPA—. El moderado crecimiento de la po-

## Evolución del desempleo según la EPA

	Datos anuales				Datos trimestrales						
	1997	1998	1999	2000	I TR 00	II TR 00	III TR 00	VI TR 00	I TR 01	II TR 01	III TR 01
<b>Desempleados. Tasas interanuales (%)</b>	<b>-5,2</b>	<b>-8,8</b>	<b>-14,9</b>	<b>-9,0</b>	<b>-9,1</b>	<b>-8,0</b>	<b>-8,8</b>	<b>-10,2</b>	<b>-9,7</b>	<b>-6,5</b>	<b>-6,2</b>
<b>Tasa de paro (%)</b>	<b>20,8</b>	<b>18,8</b>	<b>15,9</b>	<b>14,1</b>	<b>15,0</b>	<b>14,0</b>	<b>13,7</b>	<b>13,6</b>	<b>13,4</b>	<b>13,0</b>	<b>12,8</b>
Por sexos :											
Hombres	16	14	11	10	10,5	9,6	9,3	9,5	9,6	9,0	8,9
Mujeres	28,3	26,6	23,0	20,5	21,6	20,4	20,3	19,8	19,1	18,9	18,6
Por edades :											
Entre 16 y 29 años	33,4	30,2	25,2	21,9	23,5	21,2	21,3	21,7	20,9	20,2	20,0
Entre 30 y 44 años	17,9	16,2	13,7	12,2	13,0	12,3	11,8	11,6	11,8	11,3	10,9
De 45 años en adelante	11,8	10,9	9,6	9,0	9,4	9,2	8,8	8,7	8,8	8,5	8,3
Por formación (a):											
Estudios bajos	19,7	17,8	15,6	14,8	15,1	14,8	15,0	14,2	14,0	13,7	13,7
Estudios medios	23,3	20,6	17,1	14,7	16,1	14,7	14,0	14,3	14,4	13,7	13,2
Estudios altos	15,4	15,1	12,7	11,0	11,7	10,6	11,0	11,0	9,9	9,9	10,3
<b>Paro de larga duración (%):</b>											
Incidencia (b)	54,7	53,2	49,9	46,1	47,1	46,7	45,4	45,1	44,5	42,9	42,2

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

(a) Bajos: sin estudios o primarios; altos: universitarios y otros.

(b) Peso en el total de parados de aquellos que llevan más de un año en esa situación.

blación mayor de 16 años —un 0,3% en el tercer trimestre, que se convierte en una disminución si no se contabilizan los mayores de 65 años— continúa frenando el avance de la fuerza laboral, aunque este efecto se compensa por el aumento de la tasa de participación. A su vez, el avance de la tasa de participación en el año 2001 está siendo más modesto que en el año precedente, especialmente entre el colectivo femenino, que en el pasado ha sido el principal responsable del aumento de dicha tasa a nivel agregado; no obstante, en el tercer trimestre la tasa de actividad total todavía aumentó en cinco décimas, hasta situarse en el 51,8%. Este aumento afectó por igual a hombres y mujeres, una vez que se tienen en cuenta los factores estacionales, por lo que la brecha existente entre ambos colectivos se mantuvo estable (64,4% en los hombres, frente al 40,1% en las mujeres).

Por edades, el único colectivo en el que se ha observado un avance significativo en su tasa de participación ha sido el de los más jóvenes, alcanzando un 62% en el tercer trimestre del año, un punto porcentual más que en el mismo período de 2000. Sin embargo, la disminución de la población en dicho colectivo ha dado lugar a que su contribución a la variación

de la tasa de actividad agregada haya sido negativa, justo lo contrario de lo ocurrido con los mayores de 45 años (véase gráfico 3). Por niveles de estudios, a pesar del ligero avance del último trimestre, se viene observando un deterioro de la tasa de actividad en el caso de los trabajadores menos formados, que se ha situado por debajo del 30%, al intensificarse la tendencia descendente que venía registrando históricamente, más marcada entre los hombres. Por otra parte, cabe destacar el repunte observado en la tasa de actividad de los que tienen estudios medios, que se elevó hasta el 66,1%, ocho décimas más que un año antes, mientras que la tasa correspondiente a los individuos con estudios universitarios continuó con su senda de crecimiento moderado.

La población inactiva, que se había reducido de forma importante en el año 2000 (1,5%), se ha mantenido estabilizada en los trimestres transcurridos del año 2001. Esta evolución ha debido de ser consecuencia de factores puramente demográficos, puesto que el notable aumento de los individuos jubilados se ha visto compensado por una disminución de los estudiantes. Tampoco cabe descartar la existencia de un efecto desánimo, derivado de la desaceleración de la actividad, ya que el ritmo de reduc-

ción de las personas dedicadas a las tareas domésticas en su propio hogar se ha moderado.

#### 4. EL DESEMPLEO

Según la EPA, la cifra de desempleados se redujo en el tercer trimestre del año en 12.500 personas, registrando una disminución del 6,2% en términos interanuales, por debajo del 6,5% del trimestre precedente y del 8,8% del mismo trimestre del año 2000 (véase cuadro 3). Estos resultados ponen de manifiesto que el proceso de absorción del desempleo continúa perdiendo fuerza, si bien de forma más suave que en los dos trimestres anteriores. La tasa de paro ha mantenido una senda decreciente, reduciéndose en dos décimas respecto al segundo trimestre, hasta el 12,8%.

Por sexos, el número de mujeres desempleadas se redujo en mayor medida que el de hombres (un 7,6% y un 4,2%, respectivamente), observándose también un mayor descenso de la tasa de paro entre las mujeres que entre los hombres, al contrario de lo que ocurrió en el trimestre anterior. En concreto, mientras la tasa de paro de los hombres solo disminuyó una décima, situándose en el 8,9%, la de las mujeres se redujo en tres décimas y alcanzó el 18,6%, 1,7 puntos porcentuales por debajo de la registrada hace un año. Por tanto, las mujeres volvieron a ser responsables de la mayor parte de la caída interanual de la tasa de desempleo, como se viene produciendo desde el segundo trimestre del año 2000 (véase gráfico 4). Por otra parte, la senda descendente de la tasa de paro se ha generalizado a todos los grupos de edad, si bien el colectivo en el que la caída ha sido más acentuada, y cuya contribución a la reducción del desempleo total ha sido más importante (salvo en la pasada primavera), ha sido el de los jóvenes, que es precisamente el que pre-

senta una tasa de paro más elevada (20% en el tercer trimestre de 2001, frente al 21,3% que se registraba un año antes). Esto se ha debido no tanto a la creación de empleo juvenil como a la reducción de la población activa en este grupo de edad. Por niveles de estudios, la reducción de la tasa de paro también ha sido generalizada en los últimos trimestres, si bien el colectivo con estudios universitarios, que en el verano de este año registró un avance de cuatro décimas en su tasa de desempleo (como es propio de su comportamiento estacional), ha experimentado una reducción interanual de siete décimas, inferior a la que se venía registrando hasta el trimestre precedente. El grupo que registró el mayor recorte en este tercer trimestre fue el colectivo con estudios medios, alcanzando una tasa del 13,2%, lo que, sin embargo, implica también una desaceleración de su ritmo de reducción interanual.

Por último, la incidencia del paro de larga duración ha seguido disminuyendo, hasta alcanzar en el tercer trimestre de 2001 el 42,2% del total de parados, siete décimas menos que en el segundo trimestre del año y 3,2 puntos menos que un año antes. Por sexos, tanto entre los hombres como entre las mujeres se viene observando el mismo perfil decreciente en la incidencia del paro de larga duración. Por edades, los parados que llevan un año o más en situación de desempleo también han perdido peso de forma generalizada, si bien el colectivo en que los recortes interanuales han sido más reducidos es el de mayor edad, precisamente aquel en el que la incidencia es mayor. Entre los jóvenes, el recorte del paro de larga duración en los últimos trimestres ha sido muy significativo, afectando en el tercer trimestre de 2001 al 35,2% de este colectivo, 2,7 puntos porcentuales menos que un año antes.

22.11.2001.

---

# Sesgos de calidad en la medición de los precios: evidencia empírica e implicaciones macroeconómicas para España

*Este artículo ha sido elaborado por Olympia Bover, Mario Izquierdo y M<sup>a</sup> de los Llanos Matea, del Servicio de Estudios.*

## 1. INTRODUCCIÓN

El progreso tecnológico, que es consustancial con el desarrollo económico, da lugar a cambios continuos y significativos en las características —y en la calidad— de los bienes y servicios que se producen en una economía, así como a la aparición de nuevos productos. Ello plantea la necesidad de que los aparatos estadísticos de los diferentes países sean capaces de detectar estas modificaciones e incorporarlas con rapidez en las mediciones de las variables económicas. Sin embargo, a pesar de los esfuerzos realizados, esa incorporación nunca es completa, ya que la adaptación de las estadísticas a las nuevas realidades está sujeta a procesos costosos, que requieren tiempo y análisis. Uno de los problemas que se generan por esta adaptación insuficiente es la medición sesgada de las variaciones en los precios, ya que las técnicas estadísticas aplicadas no permiten discriminar plenamente qué parte de la variación observada en el precio de un producto se debe a una modificación en sus características y qué parte refleja una variación pura del precio. Esto, a su vez, tiene implicaciones importantes para la medición de las magnitudes reales, pues, en la medida en que los índices de precios empleados en la deflación de las magnitudes nominales estén sesgados, también lo estarán las magnitudes reales resultantes. En los últimos años, este tipo de problemas de medición han afectado especialmente a aquellos sectores económicos en los que el progreso técnico ha sido más rápido, como el de las tecnologías de la información.

Los métodos tradicionales utilizados por las oficinas de estadística para corregir las variaciones observadas en los precios por los cambios en la calidad de los productos son, a menudo, inadecuados. Como alternativa a dichos métodos tradicionales, la literatura y los expertos de las oficinas públicas de estadística han venido utilizando, en algunos casos, el denominado método hedónico, que Zvi Griliches popularizara a comienzos de los años sesenta. En el enfoque hedónico se parte de la base de que el precio observado de un bien es una función de sus características. De esta forma, la estimación de la relación entre el precio del producto y sus características —la función hedónica— permite construir un índice que represente la evolución de los precios para un nivel de calidad constante (1). Los países que han adoptado

---

(1) Para más detalles sobre la metodología hedónica puede verse Bover e Izquierdo (2001).



esta metodología en sectores productivos caracterizados por un rápido progreso tecnológico, como puede ser el de los ordenadores, han realizado correcciones importantes en los índices de precios de esos productos. Además, la incorporación de estas correcciones en los deflatores utilizados en la estimación de las magnitudes macroeconómicas en términos reales —como la inversión y el producto— ha supuesto una revisión al alza significativa de estas variables.

Ante la indudable importancia que tiene para las autoridades económicas el disponer de una medición lo más correcta posible del crecimiento y de la inflación, el Banco de España decidió poner en marcha un proyecto de investigación encaminado a acotar la magnitud de los sesgos que podían estar cometándose en la medición de las magnitudes reales, en España, como consecuencia del empleo de técnicas tradicionales en la elaboración de los índices de precios (2). Dicho proyecto incluía dos partes fundamentales. Por un lado, la estimación de ecuaciones de precios hedónicos para algunos de los productos en los que los cambios en la calidad se han revelado como más importantes: ordenadores, automóviles y vivienda. Los electrodomésticos y los productos pertenecientes a las restantes ramas TIC (tecnologías de la información y las comunicaciones) también incorporan importantes cambios de calidad, pero la inexistencia de datos apropiados ha imposibilitado hacer las estimaciones pertinentes. En segundo lugar, se trataba de realizar un ejercicio macroeconómico que permitiese calibrar la importancia de los sesgos en los que se incurre, por esta vía, en la estimación de los principales agregados macroeconómicos. A su vez, dicho ejercicio se ha abordado en dos etapas: una primera (3), en la que, para tener un punto de referencia, se aplicaron las correcciones de precios que se habían estimado en otras economías —pioneras en el uso de estas técnicas— a los datos de la Contabilidad Nacional de España (CNE) del período 1986-1994, y una segunda, que se presenta en este artículo, en la que las correcciones en los precios derivadas de los análisis sectoriales realizados para España se aplican a los datos más recientes de la CNE 1995-1999.

Los motivos que han llevado a incluir los ordenadores entre los tres grupos de productos investigados en este proyecto son obvios, ya que las mejoras de calidad que han experimentado en las últimas décadas han sido enormes. El aumento de la potencia del procesador —asociado a la evolución de la industria de los

semiconductores— se ha duplicado cada año y medio, aproximadamente, y el resto de los componentes del ordenador (disco duro, memoria, monitor, tarjeta gráfica, programas, etc.) también han mejorado de manera extraordinaria. En consecuencia, los ordenadores disponibles hoy en día muestran amplísimas diferencias con los de hace unos años, e incluso proporcionan prestaciones que entonces no eran posibles. Dado que un índice de precios debe comparar los precios de un producto homogéneo en dos momentos del tiempo, los ajustes realizados para tener en cuenta estos cambios de calidad tan notorios cobran especial relevancia en este sector y la metodología hedónica se ha mostrado especialmente adecuada para este fin. Así, los índices de precios hedónicos estimados para el sector de ordenadores en distintos países muestran descensos medios anuales que fluctúan entre el 20% y el 40%, dependiendo del tipo de producto y período considerados, mientras que en aquellos países que emplean técnicas más tradicionales las caídas de precios constatadas son muy reducidas, o incluso llegan a observarse variaciones positivas. Eurostat (4) recomienda el uso de la metodología hedónica para calcular índices de precios de ordenadores, y las oficinas de estadística de, al menos, EEUU, Canadá, Dinamarca, Francia y Suecia la están aplicando.

En el caso de los automóviles las mejoras de calidad también han sido indiscutibles, aunque de menor intensidad que las experimentadas por los ordenadores. En este sector se realizaron los primeros estudios de precios hedónicos en 1939, cuando Court estimó que, durante los años 1925-1935, se había producido en EEUU un descenso en los precios de los automóviles nuevos de un 55%, mientras que las cifras oficiales de la oficina de estadística norteamericana mostraban un aumento del 45%. En España, el ajuste por calidad de los precios de este sector es relevante en términos macroeconómicos, dado su peso dentro de la economía: en 1999 representaba más del 5% del PIB español, el 6,5% del consumo total de los hogares y más del 15% de las exportaciones.

Por lo que se refiere a la vivienda, cabe señalar que el Bureau of Economic Analysis de los EEUU adoptó por primera vez las técnicas hedónicas en 1963, precisamente para el deflactor de las viviendas nuevas en la Contabilidad Nacional, con el fin de tener en cuenta las mejoras, lentas pero constantes, que se producían en la calidad de la construcción. En todos los países la construcción residencial tiene un peso considerable en la inversión y el producto reales. En concreto, en España, la formación bruta de capital fijo en

(2) Véase Banco de España (2001).

(3) Véase Izquierdo y Matea (2001a y 2001b).

(4) Véase Eurostat (1999).

construcción residencial representó un 5,2% del PIB en 1999 y un 21,1% de la formación bruta de capital fijo total. Además, hay un consenso cada vez mayor acerca de que el índice armonizado de precios de consumo (IAPC) europeo debería incluir las viviendas en régimen de propiedad, a través de un índice de precios de vivienda nueva corregido adecuadamente de los cambios de calidad (5). Esta consideración es especialmente relevante para España, ya que se trata de uno de los países europeos con mayor porcentaje de vivienda en propiedad (85% aproximadamente).

Hay que señalar, finalmente, que las estimaciones de funciones hedónicas que se presentan en este trabajo para los precios de los ordenadores, los automóviles y la vivienda se enmarcan dentro del método hedónico general, pero difieren en algunos puntos importantes, al tener que adaptarse a las características específicas de cada producto y a la información disponible en cada caso.

El artículo se estructura como sigue: en la próxima sección se resume el estudio realizado sobre los precios de los ordenadores, y en las secciones 3 y 4 los relativos a los precios de los automóviles y de la vivienda, respectivamente. A continuación, en la sección 5 se utilizan los resultados obtenidos sobre los sesgos por cambios de calidad en estos sectores para valorar su impacto sobre la medición de las variables macroeconómicas españolas en el período 1995-1999. Por último, en la sección 6 se presentan unas breves conclusiones.

## 2. ÍNDICES DE PRECIOS HEDÓNICOS PARA ORDENADORES PERSONALES (6)

### 2.1. Modelo y datos utilizados

En el estudio sobre los ordenadores personales se ha aplicado la metodología hedónica tradicional. Como ya se ha mencionado, en esta metodología se supone que el precio observado de un producto es una función de sus características. Una vez determinadas las características relevantes del producto, se estima la relación entre ellas y el precio observado. En general, la función hedónica básica puede escribirse como:

$$\log P_{it} = \alpha_0 + \delta_t + \sum_k \beta_k \log c_{ikt} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde  $P_{it}$  corresponde al precio del modelo  $i$  en el período  $t$ ,  $c_{ikt}$  es el nivel de la característica

(5) Véase Eurostat (2000).

(6) Esta sección es un resumen de Izquierdo y Matea (2001c).

$k$ -ésima en el modelo  $i$  y  $\varepsilon_{it}$  es un término de perturbación. Para la estimación de  $\delta_t$  se definen variables ficticias de tiempo, de manera

que  $\delta_t = \sum_{t \neq 0} d_t D_t$ , donde  $D_t$  toma el valor uno en

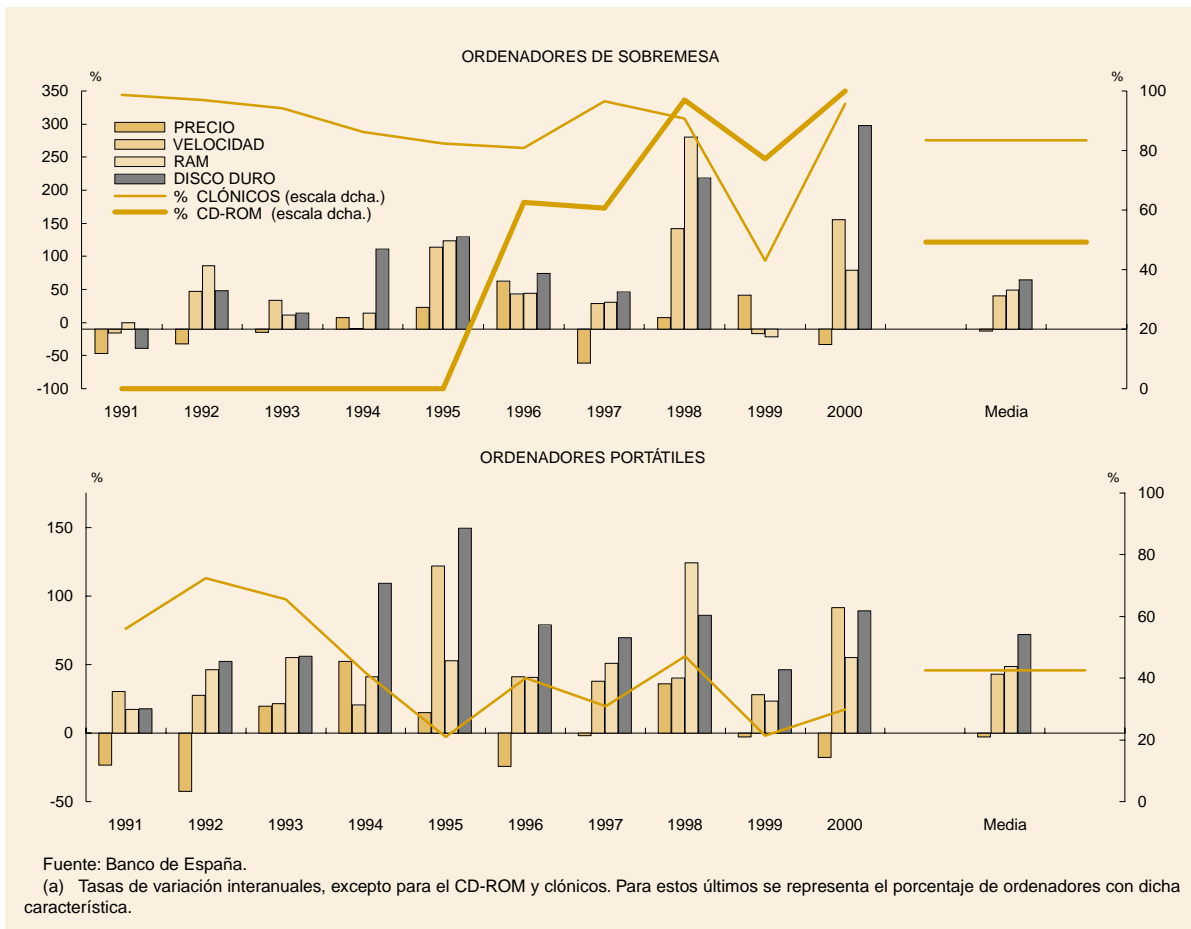
el período  $t$  y cero en el resto de períodos. Nótese que las  $d_t$  están referidas al período inicial y, por tanto, proporcionan la variación, entre el período  $t$  y el inicial, del precio estimado neto de cambios en la calidad. En consecuencia, a partir de una estimación de estos coeficientes es posible construir un índice de precios hedónicos.

Un aspecto importante de esta metodología es la selección de las características más relevantes de cada producto, para lo que se necesita un buen conocimiento del mismo. Para los ordenadores, la base de datos utilizada ha sido diseñada y facilitada por los expertos de la Asociación Española de Empresas de Tecnologías de la Información (SEDISI) y contiene información para ordenadores de sobremesa y portátiles entre 1990 y 2000. En particular, se conoce el precio del ordenador, la marca del fabricante o distribuidor, la velocidad del procesador, la capacidad del disco duro, la cantidad de memoria RAM y la disponibilidad de CD-ROM (en el caso de los ordenadores de sobremesa). Estas son las variables que se han utilizado más frecuentemente en la literatura. Si bien todas ellas son fundamentales, habría sido deseable disponer de otras características, como el tipo de pantalla, el tipo de procesador y los distintos accesorios del ordenador, que, sin duda, han acusado mejoras sustanciales en los últimos años, y, por tanto, deberían tenerse en cuenta a la hora de realizar las estimaciones pertinentes.

La muestra se ha confeccionado a través de la información facilitada por los distribuidores. En consecuencia, es representativa de las ventas a los particulares, ya que las empresas suelen comprar directamente a los fabricantes. El precio es el precio medio al que el distribuidor vende el ordenador, incluyendo el monitor y cualquier otro accesorio incorporado. Tanto el precio como las características corresponden a aquellos ordenadores vendidos por los distribuidores en el año correspondiente. Como en este sector se están incorporando continuamente novedades, el tiempo que permanece un determinado modelo en el mercado es muy corto. Esta circunstancia y el hecho de que la frecuencia de la muestra sea anual, hacen que se disponga de una única observación para cada modelo.

Para los ordenadores de sobremesa se tiene una media de 132 observaciones por año. En la muestra hay una presencia mayo-

Cambios en las características de los ordenadores (a)



ritaria de los denominados ordenadores clónicos, es decir, ordenadores ensamblados por el propio distribuidor y comercializados con su nombre. En la parte superior del gráfico 1 se han representado las tasas de variación de las características y de los precios de los ordenadores de sobremesa, apreciándose la importancia de las mejoras de calidad que han tenido lugar. Así, la velocidad del procesador ha crecido cada año a una tasa media del 41%, la memoria RAM lo ha hecho al 49% y la capacidad del disco duro al 65%. Además, mientras que en 1990 ningún ordenador disponía de CD-ROM, en el año 2000 lo tienen todos. Sin embargo, a pesar de estas fuertes mejoras en las características de los ordenadores, su precio medio de venta ha disminuido a un ritmo anual del 13%.

En cuanto a los ordenadores portátiles, la muestra disponible es algo menor y consta de una media de 67 observaciones por año, siendo más de la mitad el número de ordenadores de marca. Como antes, la evolución de las características medias de los ordenadores portátiles vendidos a lo largo del período de estudio regis-

tra unos incrementos de calidad sustanciales (véase la parte inferior del gráfico 1): la velocidad media del procesador ha aumentado cada año a una tasa del 43%, la memoria RAM al 49% y la capacidad del disco duro al 72%. Todo esto ha ocurrido mientras el precio medio ha caído a una modesta tasa media anual del 3%.

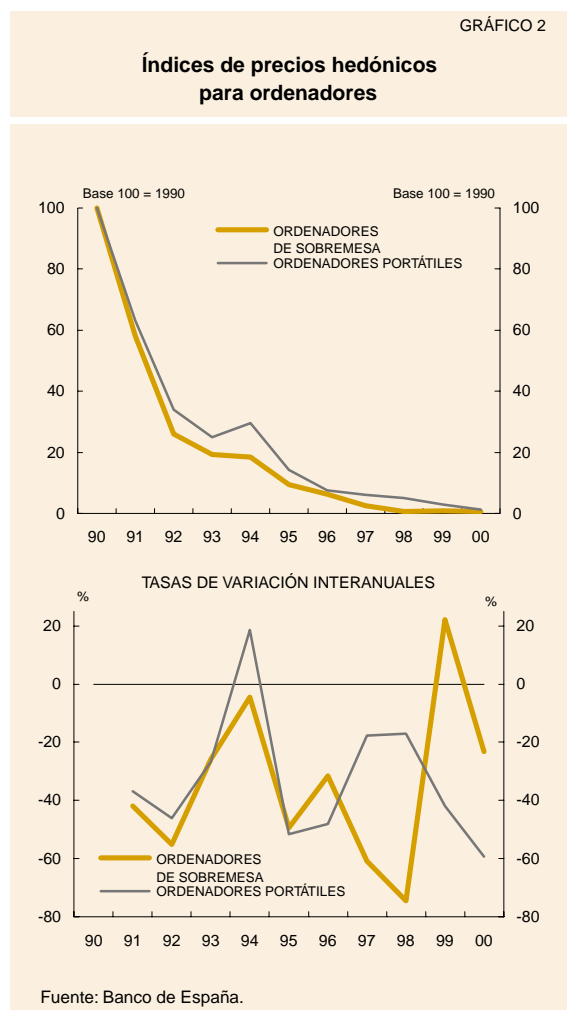
## 2.2. Estimación y resultados

Los ordenadores de sobremesa y los portátiles se han analizado por separado, ya que se trata de productos que, al proporcionar servicios diferentes, pueden considerarse distintos. Al respecto, Berndt y Rappaport (2001), con un conjunto de características como el utilizado aquí, pero con datos para EEUU, concluyen que la relación entre los precios de estos dos tipos de ordenadores y sus características no es la misma. De hecho, en la literatura se suelen construir regresiones independientes para cada tipo de ordenador, como, por ejemplo, hace el Bureau of Labor Statistics (BLS) o el Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE).

La mejor aproximación al comportamiento de los datos se obtiene, para ambos tipos de ordenadores, cuando se expresa el logaritmo de los precios como una función del logaritmo de las características, es decir, con una regresión del tipo de la ecuación [1]. En diversos estudios sobre el sector se ha puesto de manifiesto que la marca suele ser también una característica importante, por cuanto recoge aspectos como el prestigio, garantía, etc., que permiten a los fabricantes poner precios diferentes a ordenadores con las mismas prestaciones. En este sentido, en la ecuación seleccionada para los ordenadores portátiles se incluyen variables ficticias para cada una de las marcas, mientras que en el caso de los ordenadores de sobremesa lo más adecuado ha sido utilizar una única variable ficticia, que toma el valor uno si el ordenador es clónico, y cero en caso contrario.

Por otro lado, si se estima una única ecuación para cada tipo de ordenador se está imponiendo que los coeficientes de las características se mantengan constantes a lo largo del tiempo, un supuesto demasiado restrictivo, dados los importantes cambios que han tenido lugar. Una forma de relajar este supuesto —que ha sido la elegida— consiste en dividir la muestra en submuestras de dos períodos adyacentes y estimar una regresión para cada una de ellas. En cada regresión, excepto en la inicial, el primer período considerado es el último de la regresión anterior. Esta estrategia mantiene constantes los coeficientes de las características dentro de cada uno de los períodos adyacentes, pero permite que varíen entre las diferentes regresiones. De hecho, de los resultados obtenidos se concluye que no es aceptable suponer que los coeficientes de las características sean los mismos a lo largo del período de estimación.

A partir de las variables ficticias temporales incluidas en las regresiones hedónicas se calculan los índices de precios hedónicos. En el gráfico 2 se han representado los índices de precios ajustados por cambios de calidad obtenidos para los ordenadores de sobremesa y los ordenadores portátiles, así como sus tasas de variación interanuales. Según estas estimaciones, los precios de los ordenadores de sobremesa han disminuido a una tasa media anual del 40% a lo largo del período 1990-2000. Como se aprecia en la parte inferior del gráfico mencionado, las caídas de precios fluctuaron en torno a ese valor, aproximadamente, durante todos los años del período muestral —con la única excepción del año 1999, en el que los precios registraron una tasa de variación posi-



va (7)—, aunque el ritmo de caída se intensificó en la segunda mitad de la década.

En cuanto al índice de precios de los ordenadores portátiles, la tasa de variación media anual de caída estimada para el período 1990-2000 se cifra en el 36%, siendo 1994 el único año para el que se constata un aumento en el precio de estos productos, que no es explicado por la evolución de las características consideradas (8). Desde 1995, los índices vuelven a una senda descendente, mostrando importantes recortes. De hecho, también en este caso se aprecia una intensificación en las reducciones de precios en la segunda mitad de la década.

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

(8) Una explicación a este comportamiento podría ser el incremento notable de la demanda de ordenadores portátiles en torno a ese año, dado que las sucesivas reducciones experimentadas en su peso hicieron que los ordenadores pasaran, de ser un objeto que se puede trasladar, a ser efectivamente portátiles.

Los índices de precios hedónicos calculados por separado para ordenadores de sobremesa y portátiles se han agregado para formar un único índice de precios hedónicos de ordenadores personales. Como no se dispone de ventas por tipo de ordenador, la agregación se ha realizado como media simple. De esta forma, se estima una caída media anual en el precio de los ordenadores personales durante el período 1990-2000 del 38%.

Comparando la evolución de este índice con la del índice de precios de consumo (IPC) correspondiente a la subclase de ordenadores personales, máquinas de escribir y otros se puede tener una cuantificación del sesgo presente en el caso español debido a un insuficiente ajuste de los precios ante los extraordinarios cambios de calidad acaecidos en los ordenadores. Esta subclase del IPC está disponible desde 1992, por lo que la comparación se circunscribe al período 1992-2000. Durante estos años, la tasa de variación media anual de esta subclase fue del -9%, mientras que el índice hedónico disminuyó a un ritmo del 35%. Es decir, la estimación del sesgo de calidad incurrido por el IPC español de ordenadores en esos años se estima, con las debidas cautelas, en el 26% anual.

### 3. ÍNDICES DE PRECIOS EN EL SECTOR AUTOMOVILÍSTICO (9)

#### 3.1. Metodología y datos utilizados

Para medir las mejoras de calidad en el sector automovilístico español y calcular índices de precios hedónicos se dispuso de una base de datos mensuales proporcionada por el Instituto de Estudios de Automoción (IEA), sobre la población total de automóviles vendidos en España entre enero de 1997 y diciembre de 2000, con información sobre el precio y un amplio conjunto de sus características. Esta base de datos contiene información sobre alrededor de 5.000 versiones distintas de automóviles agrupadas en unos 200 modelos pertenecientes a 48 marcas. Los datos de matriculaciones —la medida de ventas de cada automóvil utilizada— están, sin embargo, disponibles por modelos. En consecuencia, el modelo, distinguiendo por tipo de motor —gasolina o diesel—, pasó a ser la unidad básica de información del estudio.

Como ya se dijo, en principio, cuanto mayor sea la información disponible sobre las características o los indicadores de calidad del automóvil mejor será la aproximación al problema

de los cambios de calidad. Ahora bien, estos indicadores tienden a estar altamente correlacionados. Los coches de alta gama son, en general, muy sofisticados, en tanto que, en el otro extremo, los coches de baja gama disponen de un equipamiento básico. En consecuencia, el valor de cada uno de los indicadores difícilmente podrá ser identificado mediante la estimación de regresiones hedónicas tradicionales, pues las estimaciones puntuales de estos valores pueden estar sesgadas y presentar problemas de inestabilidad. Pero, por otra parte, si se decide utilizar un número reducido de indicadores, puede producirse una valoración imprecisa de las mejoras de calidad (por omisión de variables importantes), cuando no una infravaloración.

En el trabajo se plantea una metodología alternativa consistente en clasificar a los indicadores disponibles de calidad del automóvil en subíndices que reflejen diferentes aspectos de la calidad, para luego agrupar los subíndices en un índice general de calidad. El análisis estadístico de los datos permite determinar la organización de los indicadores en subíndices, para luego estimar el peso de cada indicador en el subíndice correspondiente y los pesos de cada subíndice en el índice general de calidad. Esta metodología permite trabajar con un número elevado de indicadores que puede reducirse a un único índice de calidad, lo que resuelve los problemas de colinealidad presentes en las regresiones hedónicas tradicionales. En consecuencia, la calidad del automóvil se puede medir mediante un índice de fácil interpretación, y su precio, así como su evolución en el tiempo, pueden estimarse con la precisión estadística adecuada.

El punto de partida del trabajo son los 15 indicadores disponibles sobre la calidad del automóvil (10), cuya información se pretende resumir en un único índice general de calidad. En un primer paso se construyeron subíndices de calidad que reflejaran distintos aspectos de las características del automóvil. Utilizando el análisis factorial sin restricciones se encontró que eran necesarios 5 subíndices para reproducir satisfactoriamente las matrices de correlaciones entre los indicadores de calidad originales. Después de probar numerosas combinaciones, los 15 indicadores de calidad del automóvil se agruparon en los siguientes 5 subíndices: a) rendimiento, a partir de los indicadores de aceleración y consumo; b) potencia, a partir de los indicadores de volumen y caballos; c) co-

(9) Esta sección es un resumen de Izquierdo, Licandro y Maydeu (2001).

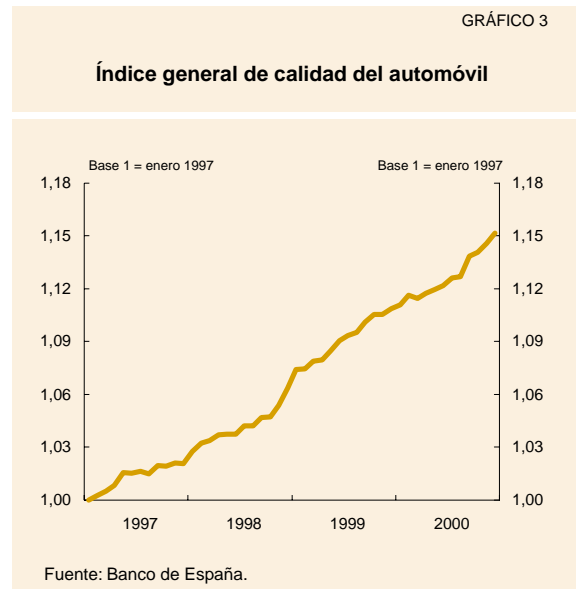
(10) La base de datos disponible contiene un conjunto más amplio de características, pero distintos problemas, básicamente asociados a una alta presencia de datos perdidos, impidieron su utilización.

modidad, a partir de los indicadores de dirección asistida, aire acondicionado y elevallas delantero y trasero; d) seguridad a partir de los indicadores de airbag, airbag doble, ABS y cierre centralizado remoto, y e) lujo, a partir de los indicadores de ordenador, llantas de aluminio y climatizador. En un segundo paso, el índice general de calidad del automóvil se construyó como el primer componente extraído de la matriz de covarianzas entre los 5 subíndices de calidad, lo que permite resumir la calidad de cada automóvil en un único número, fácilmente interpretable en términos de los indicadores que lo componen. En el gráfico 3 se presenta la media, ponderada por ventas, de los índices de calidad construidos para cada modelo. Se puede observar cómo este índice de calidad agregado registró aumentos sustanciales a lo largo del período de estudio: un 15% en cuatro años.

### 3.2. Resultados

Una vez construido el índice general de calidad para cada uno de los automóviles, se puede estimar fácilmente una ecuación como [1], en la que, ahora, el conjunto de características ha sido sustituido en la regresión por el mencionado índice. Además, se incluyen como factores explicativos variables ficticias mensuales, de marca y de tipo de combustible, y el número de versiones de cada modelo como indicador de la variedad. Las regresiones fueron estimadas por mínimos cuadrados ponderados, con ponderaciones iguales a las ventas anuales del modelo correspondiente en el año anterior, y, separadamente, para automóviles diesel y de gasolina. Se realizaron estimaciones para la muestra completa de datos, para períodos adyacentes de dos meses y, finalmente, estimaciones mes a mes. En los dos primeros casos, las variables ficticias temporales ofrecen la evolución del precio de los automóviles controlando por las mejoras de calidad ocurridas durante el período, mientras que en el tercero se utiliza la estimación mensual del precio de la calidad para elaborar el índice hedónico de precios. Aunque los resultados obtenidos son muy similares, la estimación preferida fue la realizada mediante regresiones para períodos adyacentes de dos meses. El índice de precios hedónicos del automóvil así construido presenta una clara tendencia decreciente, como se puede observar en el gráfico 4. En concreto, decreció a una tasa media anual acumulativa del 2,1% entre enero de 1997 y diciembre de 2000. A partir de la estimación conjunta para la muestra completa de datos, se obtiene una tasa media anual del 2,2%.

Una de las ventajas de disponer de un índice sintético de calidad es el poder obtener esti-

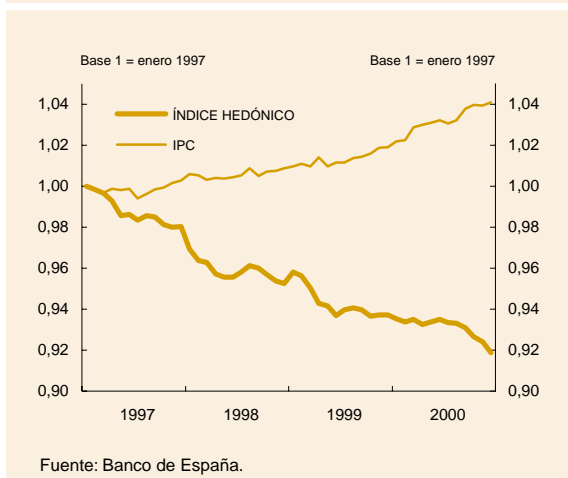


maciones estables mes a mes del precio de la calidad. En base a esta serie de precios mensuales de la calidad se puede construir un índice de precios —llamado de características— de los automóviles para un nivel de calidad constante. La evolución de este índice de precios es muy similar a la de los índices de precios corregidos estimados por los otros dos métodos, con una tasa media anual de caída del 1,9%. Merece la pena mencionar que en cada estimación los resultados obtenidos indican que el índice general de calidad construido representa muy bien al conjunto de características utilizado en las regresiones hedónicas tradicionales: el  $R^2$  ajustado de la regresión utilizando únicamente el índice general de calidad en las regresiones es muy elevado (supera el 90%) y, en comparación con las regresiones donde se incluye la totalidad de indicadores disponibles, la pérdida de poder explicativo es muy reducida.

Por último, igual que en el caso anterior, la comparación entre la evolución del IPC de automóviles (11) y el índice hedónico de precios estimado permite ofrecer una cuantificación de la sobrevaloración de los precios en este sector derivada de una insuficiente consideración de las mejoras de calidad. En el gráfico 4 se muestra la evolución durante el período de estudio de ambos índices, observándose claramente el efecto de las correcciones por calidad. En términos de tasas medias de variación

(11) Esta comparación podría verse afectada porque la serie de precios del automóvil publicada por el INE contiene, además, una serie de precios de coches de ocasión. No obstante, el peso de esta serie debe ser reducido y además se construyó, siguiendo lo más fielmente posible la metodología del INE, un índice de precios tradicional, a partir de los datos que solo incluyen a coches nuevos, obteniéndose una tasa de crecimiento media anual del 1 %.

GRÁFICO 4

**IPC e índice hedónico de precios para los automóviles**


anuales, el IPC de automóviles creció a un ritmo anual del 1%, mientras que el índice hedónico cayó a una tasa media anual del 2,1%. Por tanto, el sesgo de calidad implícito durante el período de estudio, desde enero de 1997 a diciembre de 2000, es del 3,1% anual.

#### 4. ÍNDICES DE PRECIOS PARA LA VIVIENDA NUEVA (12)

##### 4.1. Modelos y datos utilizados

En el trabajo relativo al sector de la vivienda se estima la inflación en los precios de la vivienda nueva ajustada por cambios en la calidad de una forma alternativa a los métodos hedónicos tradicionales. Un aspecto de las estimaciones hedónicas tradicionales, especialmente problemático para un producto como la vivienda, es que la omisión de características inobservables puede sesgar gravemente los resultados de la estimación. La ubicación precisa de la vivienda, el transporte, el tráfico, la proximidad a los servicios o la calidad de la construcción son algunas de estas características, generalmente no observadas, pero relevantes. Para poder tener en cuenta estos factores y controlar de manera muy general por las características no observadas, lo que se ha hecho es apoyarse en el concepto de promoción, promediándose exclusivamente diferencias de precios de viviendas correspondientes a una misma promoción. De esta manera se tiene la seguridad de que los cambios en los precios no se deben a diferencias en características de las viviendas. Esto es así en la medida en que viviendas de una misma promoción tengan en

(12) Esta sección es un resumen de Bover y Velilla (2001).

común todas las características relevantes (excepto el tamaño).

En efecto, una promoción toma la forma de uno o varios bloques de pisos o de varias casas, con unos niveles de calidad similares, que se construyen en un mismo lugar. Pueden compartir determinadas instalaciones, como el garage o el jardín, y una promoción suele estar en el mercado durante un largo período, de 18 a 24 meses en promedio. Por lo tanto, el método propuesto se basa en la variación de precios dentro de una misma promoción a lo largo del tiempo para captar los aumentos de precios netos de cambios en las características de promoción.

Para evaluar el alcance del ajuste por calidad con respecto a unos mismos datos se estima como punto de referencia la ecuación:

$$(\log P_{it} - \log M_{it}) = \gamma_0 + \delta_t + u_{it} \quad [2]$$

donde  $P_{it}$  es el precio de la vivienda  $i$  en el año  $t$  y  $M_{it}$  es su superficie. Los términos  $\delta_t$  son coeficientes de variables ficticias de tiempo definidos como variaciones con respecto al valor del año base  $\gamma_0$ . La estimada en [2] es la medida utilizada aquí de la inflación de los precios de la vivienda no ajustada por calidad, que es equivalente a las estadísticas de precios medios de la vivienda disponibles habitualmente, definidas en términos de precios por metro cuadrado. En concreto, la tasa de crecimiento de los precios medios con respecto al año base viene dada, aproximadamente, por  $(\delta_t) - 1$ .

El modelo con efectos de promoción propuesto para corregir por calidad es:

$$\log P_{ijt} = \delta_t + \beta_j \log M_{ijt} + \zeta_j + v_{ijt} \quad [3]$$

donde  $j$  representa la promoción. Nótese que se permiten efectos de promoción aditivos,  $\zeta_j$ , y también multiplicativos,  $\beta_j$ , ya que puede pensarse que algunas instalaciones de la promoción pueden influir en la elasticidad precio-tamaño. De hecho, se espera que dicha elasticidad sea menor cuantos más servicios comunes se paguen al margen de la propia vivienda. Obsérvese que en este modelo todas las características de la vivienda (excepto la superficie) se encuentran incluidas en los efectos de promoción, tanto las características observables como las inobservables. Los efectos de promoción se pueden estimar mediante observaciones repetidas a lo largo del tiempo, y la disponibilidad de distintos tipos de viviendas (definidas por la superficie construida) en cada promoción.

Los datos utilizados abarcan las nuevas construcciones de vivienda en algunas de las

principales ciudades españolas y en las ciudades más pequeñas de los alrededores de la capital durante parte de los años noventa. La base de datos, facilitada por el Ministerio de Fomento, contiene información sobre la oferta de vivienda nueva disponible (pisos y casas) de forma semestral. La cantidad de información recogida en esta base es grande. Para cada promoción, se detallan los distintos tipos de vivienda disponibles. Las diferencias radican básicamente en la superficie construida. Además, aparte del precio y de los metros cuadrados de la vivienda, hay información sobre una serie de características de la promoción, en particular sobre las siguientes: distrito municipal, número total de viviendas en la promoción, número total de viviendas a la venta, número de dormitorios, número de cuartos de baños, garaje, calefacción, aire acondicionado, armarios empotrados, muebles de cocina, trasteros, ascensores, jardín, piscina y zonas deportivas, entre otras. La amplia gama de características recogidas es una de las principales ventajas de esta base de datos. Hace posible la estimación de ecuaciones hedónicas tradicionales y su comparación con métodos alternativos de obtención de índices de precios de la vivienda corregidos por calidad.

El período muestral utilizado se inicia en 1993 y termina en 1997. Las ciudades analizadas son: Barcelona, Bilbao, Cádiz y alrededores, Madrid, alrededores de Madrid, Málaga, Sevilla, Valencia, Valladolid y Zaragoza. En promedio se cuentan con observaciones de casi 23.000 viviendas por semestre, para el total de ciudades, correspondientes a aproximadamente 1.570 promociones.

#### 4.2. Resultados

En primer lugar, se recogen las estimaciones por ciudades de los distintos índices de precios que se han obtenido. En concreto, en el gráfico 5 se puede observar, para las distintas ciudades, la evolución del índice de precio medio por metro cuadrado tradicional (el indicador de referencia no ajustado por calidad) y el índice hedónico con efectos de promoción específicos que se propone para ajustar por calidad de la vivienda. Para la mayoría de las ciudades, se puede observar que el índice medio por metro cuadrado crece, en promedio, por encima del índice ajustado por calidad, aunque esto no sucede en todos los casos. Este resultado se ha obtenido también en otros países en períodos de corta duración [véanse, Bureau of the Census (1997) y Fleming y Nellis (1985)] y se ha atribuido a desplazamientos, a corto plazo, hacia viviendas de calidad inferior.

La diferencia estimada entre la evolución del índice tradicional de precio por metro cuadrado y el índice propuesto para ajustar por calidad es significativa en la mayoría de las ciudades, como se desprende del gráfico 5, en el que se representan los intervalos de confianza correspondientes a estos dos índices.

Como se comentaba anteriormente, se han estimado también ecuaciones hedónicas estándar y se han comparado con los resultados obtenidos en el índice hedónico con efectos de promoción. A pesar de que la base de datos es bastante rica en características observables, la evolución de los precios ajustados por calidad es muy diferente, en ambos casos, para algunas ciudades. Nótese que los modelos con efectos específicos de promoción, además de ser robustos a características relevantes pero no observables (y por lo tanto omitidas), tienen una importante ventaja adicional. En efecto, contrariamente al modelo hedónico habitual —representado en la ecuación [1]—, requieren muy pocos datos sobre características; en concreto: precio, superficie construida y un identificador de promoción único.

A continuación se han utilizado los índices por ciudades obtenidos anteriormente para elaborar índices agregados, lo que permite una evaluación más general del sesgo que sufren los precios de la vivienda cuando no se controlan adecuadamente las diferencias de calidad. Las ponderaciones utilizadas son las proporciones de viviendas de las ciudades incluidas en la muestra. Sin embargo, los resultados son robustos a la utilización de distintas ponderaciones. La diferencia entre los dos índices agregados, el índice medio por metro cuadrado y el índice hedónico con efectos específicos de promoción, es considerable. Se estima que el sesgo al alza debido a aumentos de calidad se sitúa entre 0,75% y 1,2% por año a lo largo del período analizado.

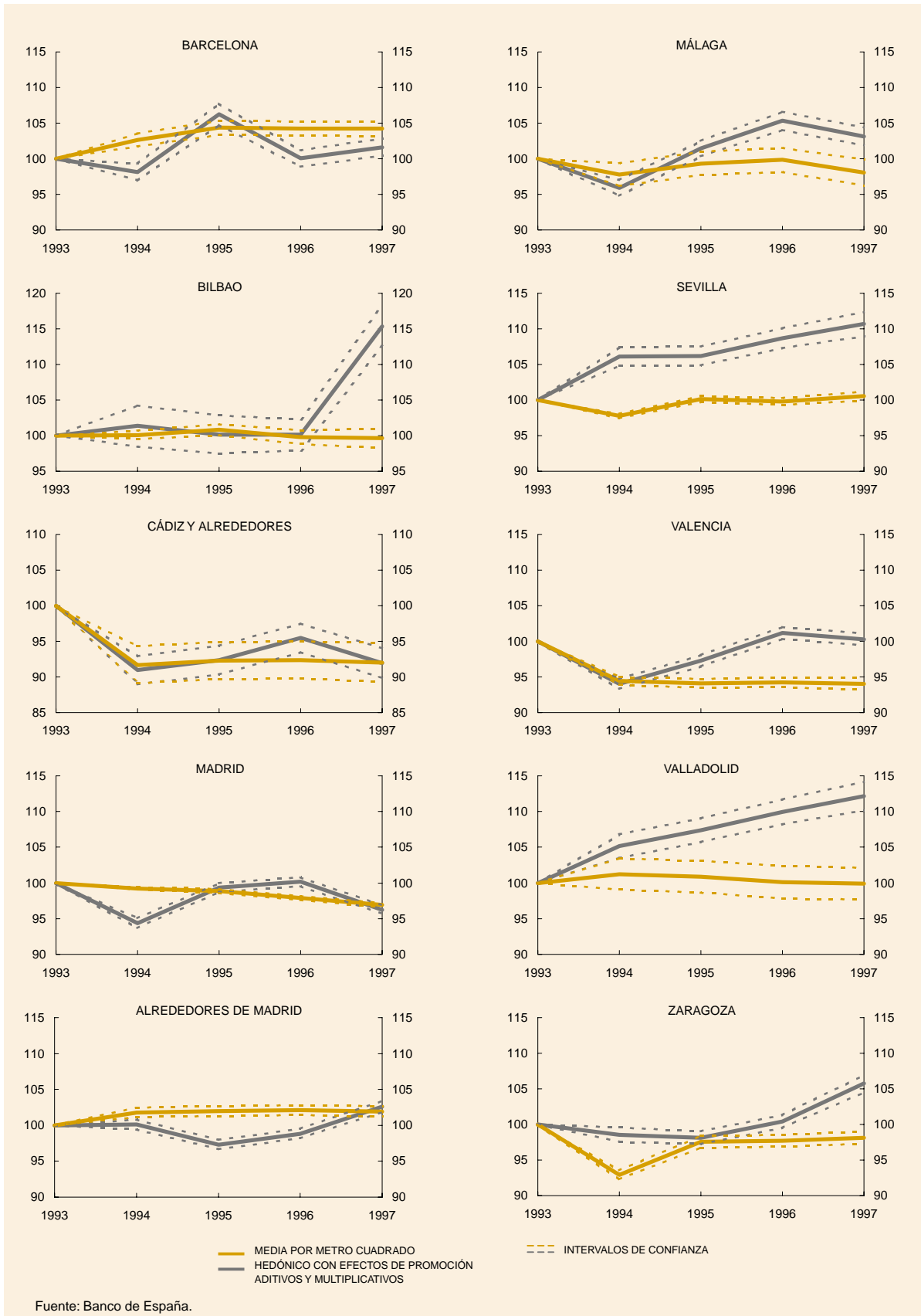
Finalmente, se compara el índice corregido por calidad con el deflactor de la construcción residencial en la CNE. El crecimiento medio acumulado del deflactor oficial fue de un 3% para el período analizado (13). En cambio, para el índice ajustado por calidad se estima un descenso anual acumulado de entre un 0,36% y un 0,56%. El sesgo al alza del deflactor de la construcción residencial se estima, por lo tanto, en torno al 3,5% anual para el período considerado.

Es una discrepancia importante para un sector como el de la vivienda, que requiere estu-

(13) En 1995 se introdujo un ligero cambio en la definición de construcción residencial y, por esta razón, el índice presenta una ruptura.



Índices de precios estimados para la vivienda nueva e intervalos de confianza



diarse con más detalle. Es probable que en esta discrepancia no se esté recogiendo solo el hecho de que el deflactor de la vivienda de la CNE no esté ajustado por las mejoras en la calidad de los edificios residenciales, sino que se encuentre afectada, también, por las propias características del deflactor, al tratarse, en gran parte, de un índice basado en el coste de los factores del sector de la construcción. Este problema de los índices basados en el coste de los factores ya se puso de manifiesto originalmente en el informe Stigler [véase Price Statistics and Review Committee (1961)]. De hecho, la diferencia en las tasas de crecimiento anuales entre el índice del coste basado en los factores y el índice medio por metro cuadrado no ajustado por calidad es de más de un 2%.

Por último, es evidente que los índices estimados se basan en una muestra de ciudades que no son, necesariamente, representativas de la totalidad del país. No obstante, para poder imputar a este factor la significativa discrepancia que se aprecia entre el índice estimado y el deflactor de la CNE, la inflación correspondiente a la vivienda en las zonas de España que no se abarcan en este estudio tendría que ser improbablemente alta. Puede concluirse, por tanto, que, como en el caso de los otros dos sectores analizados en este artículo, se trata de unos resultados robustos pero que deben utilizarse con la debida cautela.

## 5. EFECTOS MACROECONÓMICOS DE LOS SESGOS POR CAMBIOS DE CALIDAD

La evidencia empírica aportada en los epígrafes precedentes confirma la existencia de importantes sesgos al alza en los métodos de cuantificación que se utilizan habitualmente para calcular los índices de precios de los tres sectores analizados —ordenadores, automóviles y vivienda—, como consecuencia de una corrección insuficiente de los cambios de calidad en estos productos, que, en todos los casos estudiados, son de gran relevancia. Dado que dichos índices se utilizan como indicadores de los deflatores de la CNE, los sesgos acaban por transmitirse a las variables macroeconómicas en términos reales. Ello, no solo sesga a la baja la medición del PIB real y de sus principales componentes, sino que repercute, por ejemplo, en la estimación del *stock* de capital de la economía y en la medición de la productividad total de los factores.

En Izquierdo y Matea (2001a y 2001b) se proporcionó una primera estimación de los sesgos que pueden haberse cometido en la medición de las magnitudes macroeconómicas es-

pañolas en el período 1986-1994 debido a un ajuste insuficiente de los precios a los cambios en la calidad de los productos, aplicando a España la evidencia empírica disponible para otros países. De acuerdo con los datos entonces aportados, se estimaba que la tasa de crecimiento del PIB real de la economía española a lo largo de dicho período podía estar infravalorada en una magnitud del orden de las dos o tres décimas porcentuales al año. Ahora se pueden utilizar los resultados de aquellos sectores en los que ha sido posible realizar estimaciones específicas para el caso español, y llegar a una nueva valoración —más ajustada— del impacto de los sesgos por cambios de calidad sobre la medición del PIB real y sus principales componentes, para el período 1995-1999. En esta ocasión, la información utilizada proviene básicamente de la CNE, a diferencia del ejercicio anterior, que procedía de las Tablas Input-Output (TIO). Esta circunstancia se debe a que, por un lado, ha aumentado la desagregación sectorial en la nueva CNE y, por otro, a que las TIO solo están disponibles hasta 1996.

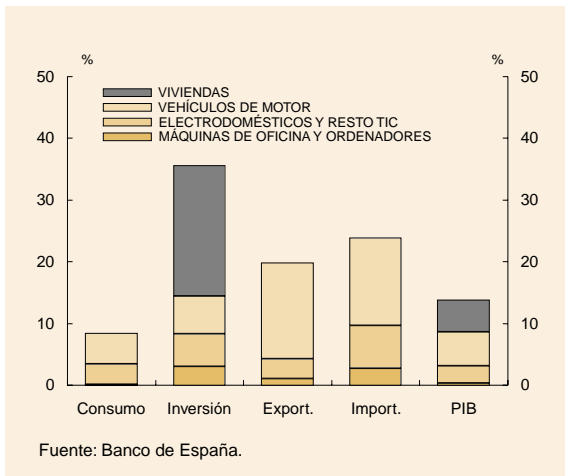
### 5.1. Ejercicios de simulación

Para cuantificar el efecto de los sesgos de calidad sobre la valoración de las magnitudes macroeconómicas españolas en términos reales es necesario disponer de información desagregada sobre el gasto nominal realizado en cada uno de los productos considerados, así como de sus deflatores implícitos. Estos deflatores, sobrevalorados debido a la presencia de los sesgos de calidad, se corrigen en la magnitud señalada por los estudios sectoriales específicos, obteniéndose, así, deflatores netos de los cambios de calidad. Al deflactar las cantidades nominales de cada uno de los productos analizados por su correspondiente deflactor corregido, se dispone de una nueva cifra de gasto en términos reales. La agregación de estas cantidades reales al PIB, y sus componentes, permite estimar, al compararlas con las originales, los efectos macroeconómicos de las correcciones por sesgos de calidad efectuadas en los deflatores.

El impacto final estimado para los distintos componentes de la demanda agregada dependerá directamente de la magnitud de las correcciones por calidad aplicadas a los deflatores y de la importancia relativa de los productos afectados. En el caso del PIB, este impacto se ve aminorado como consecuencia de que parte de dichos productos son importados, ya que sus deflatores también están sujetos a dichos sesgos y deben corregirse. El tipo de índice utilizado para realizar la agregación de las nuevas

GRÁFICO 6

**Peso de los productos cuyos precios se han ajustado por cambios de calidad sobre los componentes del PIB nominal en 1999**



cantidades reales es también un factor relevante en el cálculo de los sesgos por calidad. Los índices de cantidades del tipo Laspeyres, que son los utilizados por la CNE, se construyen con ponderaciones fijas basadas en los precios del año inicial, por lo que tienden a sobrevalorar los efectos de las correcciones por calidad. Ello se debe a que una estructura de ponderaciones fija no permite recoger el efecto de las variaciones en los precios relativos, que, en el caso de los productos sujetos a cambios de calidad, suelen ser, como ya se ha visto, bastante acusadas. En esta circunstancia, un índice de cantidades de Fisher, que es la media geométrica de un índice de Laspeyres y un índice de Paasche —que utiliza ponderaciones basadas en los precios del año final—, resulta más adecuado.

El gráfico 6 muestra la importancia relativa de los cuatro sectores considerados más sensibles a los cambios de calidad: vivienda, vehículos de motor (en adelante, automóviles), máquinas de oficina y ordenadores (en adelante, ordenadores) y electrodomésticos y resto TIC, que representan algo más del 8% del consumo, más de un tercio de la inversión y alrededor de un 20% del comercio exterior, lo que equivale al 14% del PIB español del año 1999. Esto supone un incremento apreciable en relación con la importancia de estos sectores en el período 1986-1994, reflejo, fundamentalmente, de su mayor peso dentro del consumo privado.

Aunque las estimaciones realizadas en los sectores de ordenadores y automóviles se refieren exclusivamente a productos de consumo, sus resultados se han extendido a la inversión en este tipo de bienes y a sus flujos comercia-

les con el exterior, con el fin de completar la información necesaria para la realización del ejercicio; esto ha obligado a realizar algunos supuestos adicionales sobre los deflatores correspondientes. En el caso de los electrodomésticos y el resto de productos TIC, que engloban la fabricación de material electrónico, aparatos de precisión, equipos de comunicación y los servicios de comunicación, como no se han podido realizar estimaciones de los posibles sesgos en el caso español, se han aplicado los sesgos basados en la evidencia empírica obtenida en otros países, como se hizo en el ejercicio realizado en Izquierdo y Matea (2001a y 2001b).

La información utilizada para realizar todos estos cálculos procede de la desagregación por productos disponible en la CNE, aunque ha sido necesario acudir a fuentes de información complementarias. En particular, la desagregación de la inversión por productos disponible en la CNE ha sido ampliada acudiendo a las TIO de 1995 y 1996, y ha sido necesario construir deflatores para la inversión basándose en los índices de precios industriales y en los índices de valor unitario de las importaciones. Por su parte, para el desglose de las partidas del sector exterior se han empleado los registros aduaneros, mientras sus deflatores se han elaborado a partir de los índices de valor unitario. Por último, los períodos de los estudios sectoriales para los automóviles (1997-2000) y la vivienda (1993-1997) no coinciden, lo que también se ha tenido en cuenta.

Dados los márgenes de incertidumbre existentes sobre la cuantía exacta de los ajustes por cambios de calidad, en el cuadro 1 se presentan dos ejercicios alternativos. El primero es el resultado de la aplicación directa de los sesgos obtenidos en los estudios sectoriales que se han llevado a cabo, con algún pequeño ajuste; el segundo permite acotar la incertidumbre sobre algunos de los supuestos realizados.

En concreto, en el primer caso, el A, las correcciones a la baja en los deflatores de los componentes del PIB implicados en este ejercicio han sido del 26% para los ordenadores, del 3% para los automóviles y del 3% para la vivienda. En el caso de los deflatores de los electrodomésticos y del resto de productos TIC, para los que no se dispone de evidencia referida a la economía española, se ha optado por una corrección del 2%, en línea con los datos disponibles para otros países, como ya se ha mencionado.

Por su parte, en el caso B se ha tenido en cuenta la incertidumbre existente sobre las correcciones efectuadas en los deflatores

CUADRO 1

## Efectos agregados sobre la tasa media de crecimiento anual en términos reales, 1995-1999

	Consumo	Inversión	Exportaciones	Importaciones	PIB
<b>Ejercicio A (a)</b>					
Laspeyres corregido - Laspeyres original	0,38	3,34	3,16	2,79	1,19
Fisher corregido - Fisher original	0,27	2,33	1,93	1,87	0,75
Fisher corregido - Laspeyres original	0,25	2,29	1,78	1,89	0,70
<b>Ejercicio B (b)</b>					
Laspeyres corregido - Laspeyres original	0,38	1,94	1,89	1,80	0,77
Fisher corregido - Fisher original	0,27	1,36	1,20	1,28	0,49
Fisher corregido - Laspeyres original	0,25	1,32	1,05	1,30	0,45

Fuente: Banco de España.  
(a) Correcciones aplicadas: Ordenadores -26%, electrodomésticos y resto productos TIC -2%, automóviles -3%, vivienda -3%.  
(b) Correcciones aplicadas: Ordenadores para consumo -26%, ordenadores para resto destinos -20%, electrodomésticos y resto productos TIC -2%, automóviles para consumo -3%, automóviles para resto de destinos -2%, vivienda -1%.

de la inversión y las partidas de comercio exterior de los ordenadores y los automóviles, para los que no hay evidencia directa, y a los que se aplicaron, como se recordará, los mismos recortes que se habían estimado para el consumo de estos productos. Así, para evitar una exageración por esta vía, la corrección del 26% para el deflactor de los ordenadores se ha reducido ahora al 20% en las partidas de inversión y comercio exterior. Igualmente, la reducción del 3% aplicada al deflactor del consumo de los automóviles se ha situado ahora en el 2%, para esas mismas partidas. Además, la corrección en el deflactor de la inversión en vivienda se ha limitado considerablemente, desde el 3% anterior al 1%. La razón de este cambio es que existe alguna duda razonable sobre si la diferencia entre el deflactor de la vivienda y el índice hedónico estimado puede atribuirse, íntegramente, a mejoras de calidad. Diferencias en la cobertura de la CNE y la muestra empleada o aspectos metodológicos distintos del ajuste por calidad en el cálculo del deflactor podrían explicar parte de esta diferencia. Por tanto, en este segundo escenario, más cauto, se opta por aplicar una corrección de solo el 1%, que es la cifra obtenida si se compara la evolución del precio medio por metro cuadrado de la muestra y el índice hedónico de precios para la vivienda.

Aunque los resultados de estos ejercicios deben interpretarse con las debidas cautelas, se pueden extraer conclusiones muy significativas. Así, en ambos casos, el impacto sobre el PIB real y sus componentes es muy importante, destacando especialmente el registrado por la inversión y los agregados del sector exterior. Por otro lado, queda patente que el tipo de índice

utilizado en la agregación es un elemento fundamental. Como ya se ha señalado, las estimaciones con índices de cantidades de Laspeyres están sobrevaloradas (son las recogidas en la primera línea de cada simulación), mientras que las realizadas con índices de cantidades de Fisher (segunda línea) proporcionan una medida más apropiada de los sesgos por cambios de calidad que afectan a las variables reales. Sin embargo, dado que la CNE emplea índices de cantidades del tipo Laspeyres, tiene relevancia también reportar el efecto conjunto de introducir ajustes en los deflatores por cambios de calidad y de cambiar, simultáneamente, a índices de cantidades del tipo Fisher (tercera línea).

Como se recoge en el cuadro 1, en el primer caso considerado, el A, se estima que el crecimiento medio anual del PIB real de la economía española del período 1995-1999 podría llegar a estar infravalorado en una cifra que fluctúa en torno a 0,75 puntos porcentuales. En el caso B, en el que se han limitado los riesgos de exageración de los efectos estimados, esta cifra se reduce hasta el entorno del medio punto porcentual. Como se ha mencionado antes, el impacto es especialmente relevante en el caso de la inversión, donde las correcciones al alza superan claramente los dos puntos porcentuales, en el primer caso, y son algo inferiores al punto porcentual y medio, en el caso B. El consumo privado es la variable menos afectada, pero los sesgos estimados son igualmente relevantes: del orden de las tres décimas porcentuales de crecimiento real por año. Es destacable, por último, cómo el impacto en el PIB de las correcciones de las importaciones y exportaciones tiende a compensarse en estos ejercicios.

## 6. CONCLUSIONES

En este trabajo se presenta evidencia empírica relevante sobre las diferencias entre los índices de precios tradicionales y los estimados mediante el uso de la metodología hedónica, para tres sectores de la economía española: ordenadores, automóviles y vivienda. Los resultados alcanzados confirman la importancia de las correcciones de los sesgos de calidad para una adecuada valoración de la evolución de los precios de estos productos. De hecho, cuando los sesgos estimados se trasladan a los deflatores que se utilizan habitualmente en las cuentas nacionales, las tasas de crecimiento real de los principales agregados macroeconómicos se revisan al alza de modo significativo.

No obstante, conviene señalar que extrapolar la evidencia empírica sobre la magnitud de los sesgos de calidad sectoriales a los agregados de la CNE requiere efectuar ciertos supuestos que condicionan las magnitudes finalmente estimadas. Además, el ejercicio realizado no tiene en cuenta los cambios de calidad habidos en otros bienes y servicios; de hecho, en algunos casos, pueden haberse producido pérdidas de calidad que implicarían un sesgo de sentido contrario. En consecuencia, las estimaciones presentadas de los posibles sesgos de medida sobre las variables macroeconómicas deberían tomarse como orientativas de la importancia que tiene el considerar adecuadamente el fenómeno de los cambios de calidad de los productos. Cabe señalar también que la adopción de la metodología hedónica por parte de las oficinas de estadística no está exenta de problemas. Por una parte, conlleva costes importantes, por lo que su adopción suele realizarse solo para algunos sectores clave. Por otra, la propia metodología está sujeta a limitaciones, que hace que determinadas aplicaciones concretas puedan ser controvertidas.

Un factor fundamental para la realización de este tipo de trabajos es la disponibilidad de bases de datos adecuadas, cuyas características, a veces, condicionan el tipo de aproximación metodológica utilizado. En los estudios que aquí se han presentado se ha dedicado un esfuerzo especial a la obtención, análisis y depuración de las fuentes de información correspondientes, a pesar de lo cual, los datos utilizados pueden haber impuesto determinados sesgos a los resultados de las estimaciones. Esto debe interpretarse también como una llamada de atención sobre el esfuerzo que debe realizarse para dotar de los medios adecuados a los organismos estadísticos competentes, si se quiere seguir avanzando en esta línea de investigación.

El análisis de las características de los distintos bienes analizados muestra que las mejoras de calidad en todos ellos han sido relevantes. Destacan especialmente las que han tenido lugar en el sector de ordenadores —velocidad, memoria, capacidad, etc.—, aunque son también notables las que han registrado los automóviles y la vivienda. Las peculiaridades de las muestras utilizadas han obligado a utilizar aproximaciones distintas de la metodología hedónica. Así, por ejemplo, en el caso de los automóviles, se ha elaborado un índice general de calidad del sector para introducirlo en la ecuación, en vez de las características específicas; en el caso de la vivienda, aunque se ha dispuesto de información sobre un gran número de características, hay algunas que son difícilmente observables —como la localización—, lo que puede condicionar la bondad de las estimaciones; para solucionar este problema se ha utilizado la promoción residencial como unidad de referencia.

De los resultados de las estimaciones realizadas se obtiene una medida del sesgo en el que se incurre al no corregir las distintas tasas de inflación —o hacerlo de forma insuficiente— por los cambios de calidad. En concreto, el crecimiento medio anual del precio de los ordenadores se corrige a la baja en una tasa media anual del 26%; el de los automóviles en un 3% y el de la vivienda en esa misma cuantía, 3%. Los períodos de referencia, con algunas variaciones, cubren diversos años de la pasada década. Si estas correcciones se aplican a los deflatores de la CNE —para lo que hay que utilizar distintas fuentes de información y realizar algunos supuestos específicos— se obtiene una cierta aproximación a la magnitud del sesgo en el que se puede estar incurriendo al valorar las tasas de crecimiento real de los principales agregados macroeconómicos en la economía española. Además, para que este ejercicio fuera lo más completo posible y pudiera ser comparado con otros trabajos realizados a nivel internacional y nacional, como el efectuado en Izquierdo y Matea (2001a y 2001b) para el período 1986-1994, se ha incluido también el sector de electrodomésticos y el resto de las ramas TIC, aunque no se hayan podido realizar las estimaciones pertinentes para la economía española.

Con el fin de delimitar un rango con el que valorar los resultados y poder matizar algunos de los supuestos realizados, se han elaborado dos escenarios alternativos: el primero utiliza los valores de las estimaciones realizadas para la economía española y la experiencia empírica internacional en el sector de electrodomésticos y restantes ramas TIC; el segundo corrige a la baja varios de los sesgos estimados, de forma que re-

duce los riesgos de exagerar los efectos estimados, como consecuencia de una generalización excesiva de los resultados obtenidos en los análisis sectoriales. Debe tenerse en cuenta, además, que la fórmula de agregación de los resultados es importante: es bien conocido que el índice Laspeyres sesga al alza los resultados agregados, ya que su estructura de ponderaciones fijas no permite tener en cuenta los cambios en los precios relativos; un índice de Fisher resulta más adecuado para realizar una valoración del fenómeno que se está analizando.

Pues bien, después de estas matizaciones, se estima que el crecimiento medio anual del PIB real de la economía española a lo largo del período analizado podría estar sesgado a la baja en una magnitud que fluctúa entre medio punto porcentual y tres cuartos de punto porcentual. El sesgo es especialmente relevante en la inversión, donde la infraestimación podría estar entre 1,4 ó 2,3 puntos porcentuales. El impacto sobre el consumo es de mucha menor intensidad, dado que la importancia relativa de los sectores implicados en las correcciones es más reducida, por lo que su valoración puede ser de unas tres décimas porcentuales. La incidencia sobre los flujos comerciales con el exterior es también notable, con valores que, en todos los casos, superan ampliamente el punto porcentual.

28.11.2001.

## BIBLIOGRAFÍA

- BANCO DE ESPAÑA (2001). «Los cambios en la calidad y la aparición de los nuevos productos: importancia de su valoración para la política económica», *Boletín económico*, enero.
- BERNDT, E. R. y RAPPAPORT, N. (2001). «Price and Quality of Desktop and Mobile Personal Computers: A Quarter Century of History», *The American Economic Review*, mayo, pp. 268-273.
- BOVER, O. E IZQUIERDO, M. (2001). *Ajustes de calidad en los precios: métodos hedónicos y consecuencias para la Contabilidad Nacional*, Estudios Económicos, nº 70, Servicio de Estudios, Banco de España.
- BOVER, O. Y VELILLA, P. (2001). *Precios hedónicos de la vivienda sin características: el caso de las promociones de viviendas nuevas*, Estudios Económicos, nº 73, Servicio de Estudios, Banco de España.
- BUREAU OF THE CENSUS (1997). «New One-Family Houses Sold», *Current Construction Reports*, mayo.
- COURT, A. T. (1939). «Hedonic Price Indexes with Automobile Examples», en *The Dynamics of Automobile Demand*, pp. 99-117, General Motors, Detroit.
- ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE (1993). *Annual Bulletin of Housing and Building Statistics for Europe and North America*, Naciones Unidas, Ginebra.
- EUROSTAT (1999). *Report of the Task Force Volume Measures for Computers and Software*, junio, Luxemburgo.
- (2000). *The Treatment of Owner Occupied Housing in the HICP*, Informe final de la Task Force XII.
- FLEMING, M. C. y NELLIS, J. G. (1985). «The Application of Hedonic Indexing Methods: A Study of House Prices in the United Kingdom», *Statistical Journal of the United Nations*, pp. 249-270.
- HOLDWAY, M. (2000). *Quality-Adjusting Computer Prices in the Producer Price Index: An Overview*, Bureau of Labor Statistics, noviembre.
- IZQUIERDO, M., LICANDRO, O. Y MAYDEU A. (2001). *Mejoras de calidad e índices de precios del automóvil en España*, Estudios Económicos, nº 72, Servicio de Estudios, Banco de España.
- IZQUIERDO, M. Y MATEA, M<sup>a</sup> LL. (2001a). *Una aproximación a los sesgos de medición de las variables macroeconómicas españolas derivados de los cambios en la calidad de los productos*, Estudios Económicos, nº 71, Servicio de Estudios, Banco de España.
- (2001b). «Impacto de los cambios de calidad de los productos sobre la medición de las variables macroeconómicas: una aproximación a la economía española», *Boletín económico*, junio.
- (2001c). *Precios hedónicos para ordenadores personales en España durante la década de los noventa*, Estudios Económicos, nº 74, Servicio de Estudios, Banco de España.
- MOREAU, A. (1996). «Methodology of the Price Index for Microcomputers and Printers in France», en *Industry Productivity: International Comparison and Measurement Issues*, OECD Proceedings.
- PRICE STATICS REVIEW COMMITTEE (1961). *The Price Statistics of the Federal Government*, Nueva York, NBER.