

**DOCUMENTO OCASIONAL**

**EVOLUCIÓN  
DE LA CALIDAD  
DEL FACTOR TRABAJO  
EN ESPAÑA**

Documento ocasional n.º 0306

Esther Moral y Samuel Hurtado

**BANCO DE ESPAÑA**  
SERVICIO DE ESTUDIOS

# EVOLUCIÓN DE LA CALIDAD DEL FACTOR TRABAJO EN ESPAÑA

Documento Ocasional nº 0306

Esther Moraly Samuel Hurtado (\*)

(\*) Los autores agradecen los comentarios y sugerencias realizados por José M<sup>a</sup> Bonilla, Pablo Burriel, Soledad Núñez y Eloísa Ortega, y por los participantes en el seminario del Servicio de Estudios del Banco de España.

**BANCO DE ESPAÑA**  
SERVICIO DE ESTUDIOS

La serie de Documentos Ocasionales tiene como objetivo la difusión de trabajos realizados en el Banco de España en el ámbito de sus competencias que se consideran de interés general.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos Ocasionales son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con las del Banco de España o las del Eurosistema.

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

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente

© Banco de España, Madrid, 2003

ISSN: 1696-2222 (edición impresa)  
ISSN: 1696-2230 (edición electrónica)  
Depósito legal: M. 48857-2003  
Imprenta del Banco de España

## Resumen

En este trabajo se ha obtenido una medida del crecimiento del factor trabajo en España que permite tener en cuenta la heterogeneidad existente en términos de productividad entre diferentes tipos de trabajadores, así como las variaciones que se han producido en la calidad del trabajo como consecuencia de cambios en el peso relativo de dichas categorías de trabajadores. Los resultados muestran que, en el período comprendido entre el segundo trimestre de 1987 y el primero de 2003, se ha producido un aumento de la calidad del empleo de la economía de mercado que se ha traducido en un crecimiento medio anual del trabajo ajustado de calidad superior en 0,38 puntos porcentuales por año al crecimiento del total de horas trabajadas. Este aumento de la calidad ha venido explicado fundamentalmente por los cambios experimentados en la composición del empleo por niveles de estudios, a favor de los trabajadores más formados –los más productivos–. Este mayor crecimiento del empleo ajustado de calidad da lugar a crecimientos más moderados de la PTF (aproximada en términos del residuo de Solow) en casi todo el período analizado.

## 1. Introducción

La estimación del crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) basada en el modelo neoclásico de descomposición del crecimiento del producto [Solow (1957)] requiere la correcta medición de los *inputs* que intervienen en el proceso de producción, ya sea de la economía en su conjunto o de un determinado sector productivo. Ello es así porque, en la medida en que el cambio en la PTF –esto es, la parte del crecimiento de la producción no explicada por el crecimiento de los factores– se calcula como un residuo, cualquier sesgo en la medición del trabajo o del capital se traslada inmediatamente a la estimación del cambio tecnológico.

En este sentido, uno de los errores que más frecuentemente se comete afecta a la medición del factor trabajo, como viene siendo destacado por la literatura desde el trabajo de Jorgenson y Griliches (1967). En particular, la medida tradicional del trabajo –total de horas trabajadas en la economía o en un sector productivo– implica considerar que todas las horas trabajadas son homogéneas y que, por tanto, no existen diferencias de calidad o productividad dependiendo de las características del trabajador y/o del puesto de trabajo. Sin embargo, parece lógico pensar que esto no es así, dado que existen trabajadores más productivos que otros (por su nivel de formación, por su experiencia, etc.) y puestos que, independientemente del trabajador que los ocupe, conllevan una mayor productividad (por las propias características del sector). En consecuencia, una medición adecuada del *input* trabajo implicaría tener en cuenta no solo el crecimiento del número total de horas trabajadas sino también los cambios registrados en la distribución de esas horas por categorías de trabajadores de distinta calidad, así como las variaciones en la calidad relativa de las distintas categorías. En general, cabe esperar que, a lo largo del tiempo, se haya producido una mejora de la calidad del factor trabajo, por lo que, si se realizan los ajustes pertinentes, el crecimiento del trabajo sería más elevado y, en consecuencia, el de la PTF, más reducido. Y si bien una parte de este aumento de la calidad del trabajo se podrá asociar a la existencia de un tipo de progreso técnico intensivo en mano de obra cualificada, el menor crecimiento de la PTF estaría reflejando que los avances tecnológicos que implican una mejora de la eficiencia global del proceso productivo tendrían un alcance más limitado de lo que indicarían los cálculos que no tienen en cuenta esta corrección.

Este tipo de ejercicio ha sido realizado en numerosas ocasiones para Estados Unidos [entre otros trabajos, Ho y Jorgenson (1999)] y el Reino Unido (por ejemplo, Burriel-Llombart y Jones (2003)). El objetivo de este trabajo es la construcción de una serie de trabajo ajustado por cambios de calidad para España, con el fin de tener una estimación más fiable del crecimiento de dicho factor, que permita, además, determinar qué parte del mismo es atribuible a mejoras en la calidad. Para ello, se desagregará el

total de horas trabajadas por grupos de trabajadores, clasificados en función de las características que pueden ser más relevantes en la determinación de la calidad del trabajo: la rama de actividad, la edad y, sobre todo, el nivel de estudios. En efecto, cabe pensar que aquellos trabajadores que hayan alcanzado un nivel de estudios superior tendrán una mayor productividad, como resultado del mayor nivel de conocimientos adquiridos. Asimismo, la edad se puede asociar con el aprendizaje obtenido a través de la experiencia, de forma que se espera que los trabajadores de mayor edad sean relativamente más productivos. Por otra parte, la rama de actividad puede ser una característica importante a la hora de determinar la calidad asociada a un determinado puesto de trabajo (y no tanto al individuo que lo ocupa), dado que habrá ramas que serán más productivas que otras, por ejemplo, por su mayor contenido tecnológico. Adicionalmente se ha incluido en el análisis la variable sexo, lo cual obedece a que, como la productividad de cada categoría de trabajadores se aproxima por el salario por hora correspondiente –como se verá a continuación–, puede ser relevante tener en cuenta las diferencias existentes entre los salarios de hombres y mujeres aunque éstas no reflejen una diferencia genuina de productividad entre ambos colectivos.

El crecimiento del factor trabajo, ajustado por la calidad, será el resultado de agregar los crecimientos de las horas trabajadas por cada categoría de trabajadores, utilizando como ponderaciones las participaciones relativas de cada uno de estos grupos en los costes laborales totales, dado que, suponiendo competencia perfecta en el mercado de trabajo, la productividad marginal de una hora de trabajo de una determinada categoría de trabajadores se puede aproximar por su salario medio por hora. Esto se ha hecho para la economía de mercado –excepto agricultura, educación y sanidad– y para una desagregación de esta última en nueve ramas productivas.

Por lo que respecta a los datos, se ha utilizado la información sobre ocupados y sobre número medio de horas trabajadas por ocupado procedente de la EPA (desde el segundo trimestre de 1987 hasta la actualidad), y para el cálculo de las ponderaciones, debido a la escasez de datos de salarios con el suficiente nivel de desagregación, en esta primera aproximación se ha empleado la Encuesta de Estructura Salarial, que está disponible únicamente para el año 1995, lo que obligará a mantener fijas dichas ponderaciones para todo el período de análisis<sup>1</sup>. Esto implica suponer que la calidad relativa de una determinada categoría de trabajadores, aproximada por el salario por hora de dicha categoría en relación al salario por hora agregado, se mantendrá fija a lo largo del tiempo. Como posteriormente se explicará, esto puede introducir un sesgo en

---

<sup>1</sup> La falta de datos de salarios a un nivel de desagregación adecuado justifica también una aproximación similar en O'Mahony y De Boer (2002), donde se calculan series de trabajo ajustado por calidad para EEUU, Reino Unido y Alemania para el período 1950-1999, aplicando a todo el período las ponderaciones obtenidas para 1993.

la estimación del crecimiento del trabajo ajustado por calidad al no poder tener en cuenta el efecto de la evolución de la dispersión salarial.

El trabajo se estructura en seis secciones. En el apartado segundo se desarrolla el marco metodológico en el que se basa el estudio empírico. En la sección tercera se describe la base de datos empleada, comentando los problemas que presenta y las soluciones aplicadas para solventarlos. En la sección cuarta se presentan los principales resultados empíricos obtenidos, tanto a nivel agregado como por ramas de actividad, incluyéndose en la sección quinta una estimación del crecimiento de la PTF de la economía de mercado en el período considerado, corrigiendo por calidad del trabajo. Finalmente, el apartado sexto contiene las conclusiones.

## 2. Marco metodológico

Habitualmente, el trabajo, como *input* de la función de producción de la economía o de un determinado sector productivo, se mide a través del número total de horas trabajadas por el total de ocupados. Esto implica suponer que todas las horas de trabajo son homogéneas, es decir, que todas ellas tienen la misma “calidad” o productividad. Sin embargo, como se ha señalado en la introducción, cabe pensar que existen determinadas características del trabajador, así como del propio puesto de trabajo, que pueden influir en la capacidad de producción de dicho trabajador, es decir, en su productividad, lo que se debe tener en cuenta para medir adecuadamente la aportación del factor trabajo a la economía.

El objetivo será, por tanto, observar el crecimiento de la calidad del trabajo debido tanto a cambios en su estructura –esto es, a las variaciones en el peso relativo de los distintos grupos de trabajadores– como a cambios en la calidad relativa de dichos grupos. No obstante, como ya se ha anticipado, los datos de salarios de que se dispone han obligado a ceñir el análisis a la primera de estas fuentes de crecimiento de la calidad del trabajo.

La metodología aplicada es la que viene siendo utilizada por la literatura económica desde el trabajo, anteriormente mencionado, de Jorgenson y Griliches (1967), consistente en construir un índice de trabajo ajustado de calidad ( $L_t$ ) a partir de la agregación de las horas trabajadas por cada una de las categorías de trabajadores consideradas ( $H_t^i$ ), suponiendo que los trabajadores de una misma categoría tienen idéntica productividad marginal, si bien ésta difiere de la productividad del resto de categorías. Añadiendo el supuesto de que las empresas actúan de forma competitiva en el mercado de trabajo, que permite aproximar la productividad marginal por el salario

( $w_t^i$ ), esto se traduciría en la siguiente expresión para el crecimiento del índice del factor trabajo ajustado por la calidad:

$$\Delta \ln L_t = \sum_i \frac{1}{2} \left( \frac{w_{t-1}^i H_{t-1}^i}{\sum_i w_{t-1}^i H_{t-1}^i} + \frac{w_t^i H_t^i}{\sum_i w_t^i H_t^i} \right) \Delta \ln H_t^i \quad (1)$$

donde el subíndice  $i$  representa a cada clase de trabajadores, clasificados estos en función de un conjunto de características que se consideran relevantes para explicar las diferencias de productividad o calidad existentes entre ellos.

Como se puede observar en (1), el crecimiento del índice de trabajo ajustado de calidad se ha calculado como la suma ponderada de los crecimientos de las horas trabajadas por las distintas categorías, empleando como ponderaciones la participación de cada categoría en los costes laborales totales (en particular, la media de los períodos  $t$  y  $t-1$ ). En este trabajo, debido a que los datos de salarios disponibles carecen de variabilidad temporal (corresponden solo al año 1995), ha habido que suponer que las ponderaciones solo varían como consecuencia de cambios en la estructura del empleo. Es decir, ante la presencia de *shocks* de oferta o de demanda en el mercado de trabajo, solo se estarían captando los cambios en las horas de equilibrio (y por tanto, en el peso relativo del empleo de los diferentes tipos de trabajadores) y no las variaciones que tuvieran lugar en los salarios de equilibrio relativos.

De este modo, las ponderaciones quedarían de la siguiente manera:

$$\frac{1}{2} \left( \frac{w^i H_{t-1}^i}{\sum_i w^i H_{t-1}^i} + \frac{w^i H_t^i}{\sum_i w^i H_t^i} \right) = \frac{1}{2} \left( \frac{w^i H_{t-1}^i}{w H_{t-1}} + \frac{w^i H_t^i}{w H_t} \right) = \frac{w^i}{w} \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{H_{t-1}^i}{H_{t-1}} + \frac{H_t^i}{H_t} \right) \right] \quad (2)$$

donde  $w^i / w$  es el salario por hora relativo de la clase  $i$  respecto al agregado y  $H_t = \sum_i H_t^i$ .

La variación en la calidad del factor trabajo ( $LQ_t$ ) se obtiene como diferencia entre el crecimiento del índice de trabajo ajustado de calidad y el de un índice de trabajo sin ajustar, que no es otra cosa que el crecimiento del total de horas trabajadas en la economía o sector productivo correspondiente:

$$\Delta \ln LQ_t = \Delta \ln L_t - \Delta \ln H_t \quad (3)$$



Combinando (3) con (1) y haciendo algunas transformaciones algebraicas, se obtiene la siguiente expresión alternativa del crecimiento de la calidad del trabajo:

$$\Delta \ln LQ_t = \sum_i \frac{w^i}{w} \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{H_{t-1}^i}{H_{t-1}} + \frac{H_t^i}{H_t} \right) \right] (\Delta \ln H_t^i - \Delta \ln H_t) \quad (4)$$

Como se observa en (4), la calidad del trabajo crecerá si las categorías de trabajadores que tienen un salario por hora relativo mayor (o lo que es lo mismo, las más productivas) aumentan su peso en el empleo total. Ahora bien, la ausencia de variabilidad en los salarios relativos provoca que al estimar el crecimiento de la calidad no se tenga en cuenta el posible efecto de cambios en la dispersión salarial entre los distintos tipos de trabajadores, lo que puede dar lugar a una estimación sesgada de dicho crecimiento. Así, un aumento de la calidad del trabajo, debido a un incremento del peso relativo de los trabajadores más productivos, podría estar sesgado al alza si la dispersión salarial hubiera disminuido, por ejemplo, como consecuencia de un crecimiento de la oferta de los trabajadores más productivos superior al de su demanda.

En la práctica, el cálculo del crecimiento total de la calidad del trabajo se hace agregando los efectos parciales correspondientes a cada una de las características del trabajador y del puesto de trabajo que se consideran relevantes. Esto es así porque la ecuación (1) se puede utilizar para obtener índices parciales de trabajo ajustado de calidad, en los que los trabajadores se clasifican atendiendo a una sola característica ( $\Delta \ln L^j$ ) o a un subgrupo de características. Por ejemplo, si la característica  $j$  es el nivel de estudios,  $\Delta \ln L^j$  estará midiendo el crecimiento del factor trabajo ajustado de calidad derivado de cambios en la estructura del empleo por niveles de estudios. Los índices parciales asociados a una sola característica permitirán obtener el efecto de cada una de ellas, considerada de forma aislada, sobre la calidad del trabajo, lo que se denomina efecto de primer orden de la característica  $j$ :

$$\Delta \ln LQ_t^j = \Delta \ln L_t^j - \Delta \ln H_t \quad (5)$$

Por otra parte, un índice parcial de trabajo ajustado de calidad que tenga en cuenta las variaciones en el peso relativo de los distintos tipos de trabajadores, clasificados atendiendo simultáneamente a dos características ( $\Delta \ln L^{jk}$ ), permitirá el cálculo del llamado efecto de segundo orden de  $j$  y  $k$ , que mide el efecto cruzado que tales características tienen sobre la calidad del factor trabajo descontando los efectos de primer orden de cada una de ellas:

$$\Delta \ln LQ_t^{jk} = \Delta \ln L_t^{jk} - \Delta \ln H_t - \Delta \ln LQ_t^j - \Delta \ln LQ_t^k \quad (6)$$

Análogamente, se pueden obtener tantos efectos de orden superior como subconjuntos de características haya. Finalmente, el crecimiento total de la calidad del trabajo, que se obtiene a partir de la ecuación (4) cuando el subíndice  $i$  representa el máximo nivel de desagregación de que se dispone, se podría calcular también como la suma de todos los efectos de primer orden más los de orden superior. Esta última es la forma en que se ha hecho en este trabajo, debido a que permite obviar aquellos efectos de orden superior para cuyo cálculo sea necesaria una desagregación de los datos de empleo y salarios que no esté disponible.

### 3. Datos

Para la obtención de una serie del factor trabajo ajustado por cambios en la calidad para la economía española, se necesitan datos de horas trabajadas y salarios por hora desagregados por categorías de trabajadores, en función de aquellas características que, *a priori*, se pueden considerar más relevantes en la determinación de su productividad. En particular, se han tenido en cuenta las variables edad, sexo, nivel de estudios alcanzado y sector de actividad, por los motivos que ya han sido expuestos en la introducción. En el cuadro 1 se presenta la desagregación que se utiliza de cada una de estas variables. La realización de este ejercicio de medición ha requerido la construcción de series de horas y salarios en función de cada característica de forma independiente (para el cálculo de los efectos de primer orden) pero también en función de todos los posibles cruces existentes entre ellas (para obtener los efectos de orden superior). Sin embargo, como se verá a continuación, la ausencia de datos disponibles en algunos de los niveles de desagregación requeridos ha planteado ciertos problemas, que se han intentado solventar.

Las series de horas trabajadas se han construido empleando datos trimestrales de ocupados y de número medio de horas trabajadas por ocupado, procedentes de la Encuesta de Población Activa (EPA), para el período comprendido entre el segundo trimestre de 1987 y el primer trimestre de 2003. El primer problema ha sido la ausencia de datos de ocupados por edades y niveles de estudios simultáneamente<sup>2</sup>, de forma que no ha sido posible calcular el correspondiente efecto de segundo orden ni aquéllos de orden superior para los que fuera necesario cruzar esas dos características, por lo que se ha supuesto que éstos son nulos. Como se verá posteriormente, la gran mayoría de efectos de segundo orden y superiores tienen una dimensión muy reducida, de manera que cabe esperar que este supuesto no haya resultado demasiado restrictivo.

---

<sup>2</sup> La utilización del panel de datos individuales de la EPA probablemente permitiría resolver los problemas con que nos hemos encontrado al utilizar directamente los datos agregados, procedentes de dicha encuesta, que publica el INE. Sin embargo, eso se deja para una futura extensión de este trabajo.

Por otra parte, no se dispone de series de número medio de horas trabajadas desagregadas simultáneamente por sexo, rama y nivel de estudios, ni por sexo, rama y edad, categorías para las cuales sí están disponibles las series de número de ocupados. En este caso, la manera de obtener la serie de horas trabajadas a este nivel de desagregación ha sido suponer que, en cada rama de actividad y tanto en el colectivo masculino como en el femenino, el número medio de horas semanales es el mismo para todos los grupos de edad y para todos los niveles de formación. Por último, en los datos de ocupados por niveles de educación existe una ruptura entre el último trimestre de 1999 y el primero de 2000 debido a un cambio de la clasificación utilizada. Este problema se ha solventado parcialmente reduciendo a tres los posibles niveles de estudios: primarios, secundarios y universitarios. Aun así, persiste un salto entre esas dos fechas que ha obligado a realizar una interpolación de las series en ese punto.

Por lo que respecta a los datos de salarios, como ya se ha avanzado, el principal problema se deriva del hecho de que en España no existe ninguna estadística que permita obtener una serie de salarios al nivel de desagregación deseado. La única fuente de información con esa desagregación es la Encuesta de Estructura Salarial (EES), que por el momento solo está disponible para 1995. Esto implica que, al estimar el crecimiento de la calidad del trabajo, no se tendrá en cuenta el posible efecto de variaciones en la dispersión salarial existente entre los distintos tipos de trabajadores, lo que puede dar lugar a una estimación sesgada de dicho crecimiento. Dados los profundos cambios que el mercado de trabajo español ha experimentado a lo largo del período objeto de análisis (especialmente, en los últimos años), no hay duda de que la dispersión salarial se habrá modificado, por lo que suponer que los salarios por hora relativos se han mantenido constantes en su nivel de 1995 es una restricción que obliga a interpretar los resultados finales del trabajo con las debidas cautelas. No obstante, cabe señalar que Burriel-Llombart y Jones (2003) encuentran, para el caso del Reino Unido, que el crecimiento de la calidad del trabajo se puede explicar, básicamente, por los cambios en la composición del empleo y no tanto por las variaciones en los salarios relativos<sup>3</sup>. Dejando a un lado las diferencias que puedan existir entre ambas economías, ese resultado matiza la importancia de la restricción que se acaba de mencionar.

Una segunda limitación de la EES consiste en que no proporciona información del total de la economía sino solo de la economía de mercado, exceptuando la agricultura, la educación y la sanidad (ramas C a K de la CNAE93)<sup>4</sup>, de manera que

---

<sup>3</sup> Suponiendo los salarios constantes, encuentran un crecimiento de la calidad del factor trabajo en el Reino Unido –en el período 1975-2002– de 0,88 pp., solo 0,18 pp. superior al observado cuando también tienen en cuenta los cambios en la dispersión salarial entre categorías de trabajadores.

<sup>4</sup> Un problema adicional es que la EES no contiene información de todos los trabajadores, sino únicamente de los asalariados que prestan sus servicios en empresas que cuentan con al menos 10 trabajadores. A finales de 1996, estos asalariados representaban [según los datos del Directorio Central de Empresas (INE)] más del 80% del total, lo que permite suponer que este problema tendrá un efecto reducido sobre los resultados del trabajo.

solo ha sido posible obtener los índices de trabajo ajustado de calidad correspondientes a dichas ramas (tanto de forma agregada como para cada una de ellas).

Por último, hay que señalar que se ha utilizado el programa TRAMO–SEATS para obtener las series que se emplearán finalmente para derivar el índice de trabajo ajustado por calidad. En primer lugar, el programa TRAMO ha permitido asignar valores a aquellas series que en determinados puntos del período analizado no disponían de datos. En segundo lugar, partiendo de los datos brutos (aunque ya corregidos por TRAMO) se han obtenido las series ajustadas de estacionalidad a través del programa SEATS.

## **4. Resultados empíricos**

### **4.1. Resultados agregados**

Como ya se ha avanzado, el principal objetivo de este artículo es obtener un índice del factor trabajo ajustado por calidad para la economía española, en particular, ajustado por los cambios en la composición de la fuerza de trabajo en términos de nivel de estudios, edad, rama de actividad y sexo. Los resultados agregados de este análisis, para las ramas C a K de la CNAE93 –es decir, aquéllas que cubre la EES–, figuran en los gráficos 1 y 2, así como en el cuadro 2.

En primer lugar, como se observa en el gráfico 1, la calidad del trabajo (que en el panel inferior izquierdo se representa mediante un índice de base 100 en el segundo trimestre de 1987) viene creciendo de forma casi continua desde 1991, a excepción de algunos trimestres entre 1999 y 2000, en que registró ligeras caídas interanuales. Así, desde 1992 el índice de empleo ajustado por calidad ha estado siempre por encima del empleo sin ajustar (esto es, del índice que representa la evolución del total de horas trabajadas), habiéndose ampliado progresivamente la diferencia entre ambos índices, especialmente en los últimos años. En el promedio del período, el aumento de la calidad del factor trabajo ha añadido 0,38 puntos porcentuales (pp.) por año al crecimiento registrado por el empleo sin ajustar, observándose, no obstante, un cierto comportamiento cíclico caracterizado por un mayor crecimiento de la calidad en las etapas de desaceleración, lo que podría reflejar que, en dichas fases del ciclo, el ajuste del empleo se hace a través de los trabajadores menos productivos. Además, si se analizan por separado los dos ciclos económicos contenidos en el período de estudio (véase cuadro 2), se observa que el avance de la calidad fue superior entre el segundo trimestre de 1995 y el primero de 2003 que en el período anterior (0,47 pp. por año frente a 0,27 pp.), lo que muestra que en este último ciclo no solo se ha creado más empleo, sino que además este ha sido de mayor calidad.

La mayor contribución a este aumento de la calidad viene dada por el efecto de primer orden correspondiente a la educación, que estaría añadiendo, en media, 0,62 pp. por año al crecimiento de las horas trabajadas en la economía de mercado no agraria (véase cuadro 2). Esto significa que, a lo largo de este período, la estructura del empleo ha variado de forma que los trabajadores con un mayor nivel de educación, que son los más productivos, han incrementado su peso relativo en términos de horas trabajadas. Este hecho queda reflejado claramente en el cuadro 3, donde se muestra cómo los trabajadores con estudios universitarios, cuyo salario por hora en 1995 era un 72% superior a la media de la economía de mercado, han multiplicado casi por cuatro su participación en el empleo total entre el segundo trimestre de 1987 y el primero de 2003, contribuyendo con 0,64 pp. al efecto positivo de la educación sobre la calidad del trabajo. Al mismo tiempo, se observa que la notable caída de las horas trabajadas por individuos con estudios primarios (-3,85%) también ha contribuido positivamente al crecimiento de la calidad, aunque dicha aportación ha sido compensada por la contribución negativa de los trabajadores con estudios secundarios, que, con un salario por hora ligeramente inferior a la media en 1995, también han incrementado de forma considerable su peso en el empleo total. Además, como se observa en el gráfico 2, el efecto de la educación ha sido positivo en todo el período, habiendo permitido compensar el importante efecto negativo que han tenido otras características en determinados momentos.

Por lo que respecta al efecto de la edad, ha sido positivo en el promedio del período, aunque considerablemente inferior al de la educación (de 0,1 pp. por año). Este efecto positivo obedece a que los trabajadores de más edad han pasado a tener, en media, un mayor peso relativo en el empleo total, siendo ellos los más productivos en relación con el resto de grupos de edad por su mayor experiencia (como se refleja en los mayores salarios por hora que percibían en 1995). Sin embargo, cabe destacar el claro comportamiento contracíclico que se observa en la evolución temporal de este efecto (véase segundo panel del gráfico 2), que podría corresponderse con el carácter fuertemente procíclico de la tasa de participación de los jóvenes en el mercado de trabajo, que da lugar a una evolución también muy procíclica del peso de las horas trabajadas por dicho grupo de edad en el total. Así, en las etapas de desaceleración de la actividad, el peso relativo de los jóvenes se reduce de forma notable, lo cual habría originado un aumento de la calidad del trabajo. Esto es así porque en dichas etapas los jóvenes tienen menos incentivos para participar en el mercado de trabajo, pero también porque los ajustes del empleo suelen afectarles en mayor medida, principalmente debido a la mayor incidencia de la temporalidad (en la actualidad, más del 50% de los trabajadores de 16 a 29 años tienen un contrato temporal), así como a los menores costes de despido derivados, tanto de los contratos de fomento –creados en 1997 para

impulsar la contratación indefinida de los más jóvenes, entre otros– como simplemente del hecho de tener una menor antigüedad en el puesto de trabajo.

En línea con algunos trabajos recientemente realizados acerca de las consecuencias del envejecimiento de la población<sup>5</sup>, en los que se ha tratado de aislar el impacto sobre el crecimiento económico de un mayor peso en la población de los trabajadores conocidos como “*prime age*” (que aquí se van a identificar como aquellos con edades comprendidas entre los 30 y los 49 años), se ha realizado un ejercicio que ha consistido en calcular el efecto de la edad sobre la calidad del trabajo cuando solo se distingue entre dicho grupo de trabajadores y el resto. Si bien no se aprecian cambios sustanciales con respecto a los resultados anteriores en cuanto a la magnitud de este efecto, lo más destacado es que, como se observa en el gráfico 3, el carácter cíclico de la contribución de la edad se atenúa considerablemente debido a que la evolución del peso de los trabajadores de 50 años o más compensa en buena medida la de los trabajadores de menos de 30 años.

El efecto de primer orden que se corresponde con cambios en la distribución del total de horas trabajadas entre las nueve ramas de actividad consideradas, ha tenido una evolución temporal muy volátil (véase gráfico 2), sin que sea posible identificar ningún patrón claro de comportamiento. En media del período, este efecto ha restado 0,04 pp. por año al crecimiento del empleo sin ajustar. Esto significa que las ramas en las que los trabajadores son menos productivos (como la hostelería o la construcción) han experimentado un cierto avance en relación con el resto de ramas en términos del número de horas trabajadas, dando lugar a una pequeña disminución de la calidad del factor trabajo.

Por último, se ha incluido en el análisis la influencia de la variable sexo sobre la calidad del factor trabajo, dado que ello permite tener en cuenta las disparidades salariales y los efectos composición que pueden surgir de las diferencias en el tipo de categorías profesionales que ocupan hombres y mujeres. Este efecto vinculado a los cambios en la estructura del empleo por sexos ha sido negativo prácticamente en todos los trimestres analizados, con una media de -0,12 pp. por año. Dicho resultado refleja el aumento continuo de la tasa de participación femenina a lo largo de todo el período y, en consecuencia, del peso relativo de las horas trabajadas por el colectivo femenino, unido al hecho de que las mujeres percibían en 1995 un salario por hora inferior al de los hombres en la práctica totalidad de las categorías consideradas. Cabe recordar que, puesto que solo se dispone de datos de salarios para 1995, no se está teniendo en cuenta el efecto sobre la calidad de posibles cambios en la disparidad salarial por sexo.

---

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Gómez, R. y P. Hernández de Cos (2003), “Demographic Maturity and Economic Performance: The Effect of Demographic Transitions on Per Capita GDP Growth”, *mimeo*, Servicio de Estudios, Banco de España.

En el caso de que esta se haya reducido a lo largo del tiempo, el efecto negativo de la variable analizada probablemente habrá sido menor después de 1995, aunque también habría sido mayor antes de esa fecha, por lo que, en promedio, se espera que el sesgo sea pequeño.

Ahora bien, la inclusión de la variable sexo como determinante de la calidad del trabajo puede ser controvertida, debido a que, en principio, las diferencias salariales no estarían reflejando diferencias genuinas de productividad. Para resolver este problema, se podría optar, bien por excluir esta característica del análisis, bien por construir índices de trabajo ajustado de calidad para los colectivos masculino y femenino, respectivamente, que permitieran analizar, de forma independiente, la evolución de la calidad del trabajo en cada uno de ellos. En el primer caso, el crecimiento medio de la calidad en el período de estudio habría sido de 0,5 pp. por año (frente a los 0,38 pp. anteriormente señalados). En el segundo, los resultados (que se resumen en los cuadros 4 y 5) muestran un crecimiento de la calidad del trabajo considerablemente superior entre las mujeres que entre los hombres. Así, mientras que para estos últimos el aumento de la calidad ha añadido 0,34 pp. por año al crecimiento medio anual del empleo sin ajustar, en el caso de las mujeres, la calidad ha incrementado en 1,15 pp. el ya de por sí mayor crecimiento medio del empleo femenino. En ambos casos, el efecto principal ha sido, como en el total de la economía de mercado, el correspondiente a la educación (0,56 y 0,85 pp., respectivamente), si bien en el colectivo femenino, a diferencia de lo que ocurre en el masculino así como en el análisis agregado, los cambios en la composición del empleo, tanto por grupos de edad como por ramas, han contribuido también de forma notablemente positiva a la evolución favorable de la calidad del trabajo.

Por lo que respecta a los efectos de segundo y tercer orden que se pueden calcular dado el nivel de desagregación de los datos disponibles, su magnitud es, en general, muy reducida, a excepción del efecto de segundo orden de rama de actividad y nivel de educación, que es el que explica la mayor parte de los 0,17 pp. que estos efectos han restado, en media, al crecimiento de las horas trabajadas (véase cuadro 2). En particular, los cambios en la composición del empleo por niveles de educación y ramas de actividad –descontando los correspondientes efectos de primer orden– han supuesto una caída de la calidad del trabajo de 0,22 pp. por año, lo que podría explicarse por el hecho de que, dentro de cada nivel de estudios (y sobre todo en el de estudios superiores, que es el que ha ganado peso relativo), las ramas que han registrado mayor crecimiento del empleo han sido aquéllas en que se pagan unos salarios menores.

## 4.2. Resultados por ramas de actividad

El análisis de las fuentes del crecimiento económico y el interés por obtener una estimación adecuada del crecimiento de la PTF (y por tanto, del avance tecnológico), no se limitan al total de la economía, sino que también resulta relevante su perspectiva sectorial<sup>6</sup>, lo que justifica que el intento de medir de forma más correcta el factor trabajo, es decir, teniendo en cuenta los cambios en su calidad, se generalice a todas las ramas de actividad. En este apartado se hace una breve descripción de la evolución de los índices de trabajo ajustado de calidad correspondientes a los sectores para los que la EES ofrece información (véanse cuadro 2 y gráficos 4.A y 4.B).

En la mayoría de los sectores, los resultados son muy similares a los obtenidos a nivel agregado, confirmándose el incremento de la calidad del factor trabajo en el promedio del período analizado. Las variaciones en la estructura del empleo por niveles de educación explican la mayor parte de ese crecimiento de la calidad, si bien cabe exceptuar, además de las ramas de intermediación financiera y de actividades inmobiliarias y servicios empresariales –que posteriormente se comentarán de forma más específica–, el sector de la hostelería, para el que la educación solo explica la tercera parte del aumento de la calidad (que se estima en 0,32 pp. por año), mientras que los cambios en el reparto del total de horas trabajadas por grupos de edad añaden 0,36 pp. por año al crecimiento del trabajo sin ajustar. Este reducido incremento de la calidad como consecuencia directa de la educación se explica por el hecho de que, en la hostelería, las diferencias salariales por nivel de estudios alcanzados son pequeñas, lo cual reduce considerablemente el impacto del aumento del peso relativo que han experimentado los trabajadores con estudios superiores en este sector. Por otra parte, los efectos de primer orden correspondientes a la evolución del empleo por sexos y por edades tienen el mismo signo que en el agregado, salvo en el último caso, en que se observan tres sectores en los que los trabajadores más jóvenes crecieron más que la media: energía, construcción y transporte.

Como ya se ha anticipado, merecen una mención especial, por su comportamiento claramente diferenciado, las ramas de intermediación financiera y de actividades inmobiliarias. Así, en la primera de ellas se observa uno de los aumentos de la calidad del trabajo más reducidos (0,29 pp. por año), debido a la elevada contribución negativa de los cambios en la composición del empleo por sexos (-0,35 pp.) Ello se debe a que ésta es una de las ramas en que más ha aumentado el peso relativo de las mujeres y, además, una de las que presentan una mayor dispersión salarial entre ambos colectivos (en media, el salario por hora femenino representaba en 1995

---

<sup>6</sup> Véase, por ejemplo, el artículo publicado en el *Boletín Económico* de abril de 2003 titulado "Algunas características del crecimiento de la economía española en la década de los noventa desde una perspectiva sectorial".



un 77,4% del masculino). El efecto de primer orden correspondiente a la educación compensa parcialmente esta contribución negativa del sexo, al representar un crecimiento de la calidad del factor trabajo de 0,26 pp. por año. Ahora bien, en esta rama destaca especialmente la aportación positiva de los efectos de segundo orden, que han añadido 0,24 pp. al crecimiento del trabajo sin ajustar por calidad. En particular, el efecto cruzado del sexo y la edad (0,17 pp.) es el que más relevancia tiene, lo que indica que el mayor crecimiento del empleo femenino se concentra especialmente en aquellos grupos de edad en los que las mujeres perciben un salario más elevado.

Por el contrario, la rama de actividades inmobiliarias y servicios empresariales es la que ha registrado un mayor aumento de la calidad del factor trabajo, con una media de 0,75 pp. por año. Destaca, en este caso, la importante contribución de las variaciones en la composición del empleo por grupos de edad, que añadieron 0,59 pp. de crecimiento al índice de trabajo sin ajustar. Es decir, a lo largo del período, los grupos con menor productividad (los de menor edad) perdieron peso relativo en el total de horas trabajadas de forma considerable, lo que, unido al hecho de que ésta es la rama con mayor dispersión salarial por edades, justifica esa notable aportación de la edad. El aumento del peso de los trabajadores con estudios superiores también contribuyó de forma importante (en 0,48 pp. por año) al incremento de la calidad del factor trabajo. Asimismo, cabe destacar el tamaño de los efectos de segundo orden, que han supuesto una caída media de la calidad de 0,12 pp. por año y que, en este caso, se ha debido principalmente al efecto cruzado de sexo y educación.

## **5. Efecto del ajuste por calidad del trabajo sobre la medición de la productividad total de los factores**

Disponer de series del factor trabajo ajustadas por los cambios en su calidad permite realizar una estimación corregida del crecimiento de la PTF (aproximado por el residuo de Solow), depurada de los aumentos experimentados por la calidad del trabajo<sup>7</sup>. No obstante, es necesario hacer una llamada de atención sobre la forma en que se han realizado estas estimaciones. En efecto, por coherencia con los datos de valor añadido bruto utilizados, procedentes de la Contabilidad Nacional, el empleo ajustado de calidad se ha aproximado multiplicando el empleo de la economía de mercado, en puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo (es decir, con datos también procedentes de la Contabilidad Nacional), por el índice de calidad del trabajo

---

<sup>7</sup> Recuérdese que, suponiendo que la función de producción viene dada por una función Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala en empleo y capital, se obtiene que:  $\Delta \ln PTF = \Delta \ln Y - a \Delta \ln L - (1 - a) \Delta \ln K$ , donde  $Y$  representa el valor añadido bruto,  $L$  es el empleo (ajustado de calidad),  $K$ , el stock de capital y  $a$ , la elasticidad del valor añadido al empleo, que bajo el supuesto de competencia perfecta es igual al peso de las rentas del trabajo en el valor añadido.

calculado en este documento. Dado que la obtención de este índice de calidad se basa en la idea de que las horas trabajadas por diferentes colectivos de trabajadores no son homogéneas, lo correcto habría sido utilizar una medida del empleo en horas. Además, se están combinando datos de empleo de la Contabilidad Nacional con datos de la EPA –que son los utilizados para la estimación del índice de calidad–, los cuales suelen mostrar algunas diferencias. Por todo ello, los resultados que aquí se presentan deberán ser interpretados con precaución, sobre todo en términos cuantitativos.

En el panel superior del gráfico 5 se observa cómo el crecimiento de la PTF, cuando se utiliza para su cálculo el empleo ajustado por calidad, es inferior, en casi todo el período analizado (excepto en los primeros trimestres), al que se obtiene en las estimaciones habituales de la PTF (en las que se utiliza el empleo sin ajustar) y lo es en mayor medida en las etapas de desaceleración cíclica. En el promedio del período, el crecimiento anual corregido de la PTF fue del 0,32%, frente al 0,6% que resulta de no considerar el ajuste por calidad.

En definitiva, una medición más apropiada del crecimiento del factor trabajo, que tenga en cuenta la mejora en su calidad, implica necesariamente incrementos más moderados de la PTF, aproximados por el residuo de Solow. La interpretación de este menor crecimiento debe tener en cuenta, no obstante, el hecho de que buena parte del crecimiento de la calidad del factor trabajo podría estar reflejando un tipo de progreso tecnológico intensivo en mano de obra cualificada, que habría originado los cambios observados en la composición del empleo en favor de los grupos de trabajadores más productivos, así como aumentos en la productividad relativa de éstos.

## **6. Resumen y conclusiones**

El objetivo principal de este artículo ha sido la obtención de una medida más adecuada del factor trabajo y de su crecimiento, que permita tener en cuenta la heterogeneidad existente, en términos de productividad, entre diferentes tipos de trabajadores, atendiendo a una serie de características de los mismos, como son el nivel de estudios, la edad, el sector de actividad en que prestan sus servicios y el sexo. Se trata de un ejercicio que ha venido motivado, principalmente, por el objetivo de disponer de estimaciones más fiables del crecimiento de la productividad total de los factores y de los avances en la eficiencia productiva.

En este trabajo se han presentado una serie de índices de empleo ajustado por calidad, tanto para la economía de mercado (excepto agricultura, educación y sanidad) como para las diferentes ramas de actividad, correspondientes al período comprendido entre el segundo trimestre de 1987 y el primero de 2003, para cuya construcción se han utilizado datos procedentes de la EPA y de la Encuesta de Estructura Salarial de 1995.

Precisamente, el uso de los datos de salarios procedentes de esta última encuesta, disponible solo para 1995, obliga a interpretar los resultados obtenidos con ciertas cautelas.

Para la economía de mercado, el aumento en la calidad del trabajo ha supuesto un crecimiento medio anual del empleo ajustado superior en 0,38 pp. al del total de horas trabajadas, observándose un crecimiento de la calidad particularmente elevado en los últimos años del período analizado (de 0,47 pp. por año). Ello ha venido dado, principalmente, por las variaciones en la composición del empleo por niveles de educación en favor de los trabajadores más formados –los más productivos–, estimándose este efecto en 0,62 pp. más de crecimiento medio anual del empleo (0,72 pp. en el último ciclo). Por su parte, los cambios en la distribución por sexos han tenido una incidencia negativa sobre la calidad del factor trabajo (-0,12 pp. por año), aunque este efecto ha sido compensado por el correspondiente a las variaciones en la distribución por edades (0,1 pp. por año). Finalmente, los cambios en el peso relativo de los diferentes sectores de actividad han tenido un impacto negativo sobre la calidad, aunque muy reducido (de 0,04 pp.), si bien su efecto cruzado con el nivel de educación ha sido bastante más relevante (-0,22 pp.).

La estimación del crecimiento de la PTF basada en el modelo neoclásico de descomposición de crecimiento del producto requiere la correcta medición de los inputs que intervienen en el proceso de producción. En este contexto, disponer de series del factor trabajo ajustadas por los cambios en su calidad implica necesariamente incrementos más moderados de la PTF, aproximados por el residuo de Solow. La interpretación del menor crecimiento de esta última variable debe tener en cuenta que parte de las ganancias de eficiencia que antes se imputaban a la PTF se incorporan, tras los ajuste por calidad, en el factor trabajo. En todo caso, los resultados obtenidos deben tomarse con cautela debido a que en la estimación del crecimiento de la PTF ajustada de calidad ha sido necesario combinar datos de empleo procedentes de distintas fuentes estadísticas –la EPA y la Contabilidad Nacional– que en algunos años muestran diferencias apreciables.

## Bibliografía

BURRIEL-LLOMBART, P. y J. JONES (2003). *A Quality-Adjusted Labour Input Series for the UK (1975-2002)*, Documento de Trabajo del Banco de Inglaterra, próxima publicación.

GRILICHES, Z. y D. JORGENSON (1967). "The Explanation of Productivity Change", *The Review of Economic Studies*, vol. 34, nº 3, pp. 249-283.

HO, M. y D. JORGENSON (1999). *The Quality of the US Workforce, 1948-95*, manuscrito Harvard University.

O'MAHONY, M. y W. DE BOER (2002). *Britain's Relative Productivity Performance: Updates to 1999*, manuscrito NIESR.

SOLOW, R. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39(3), pp. 312-320.

**Resumen de variables empleadas para el cálculo de la calidad del trabajo  
y de la desagregación utilizada en cada una**

VARIABLE	DESAGREGACIÓN UTILIZADA
<b>Edad</b>	Menos de 20, de 20 a 24, de 25 a 29, de 30 a 39, de 40 a 49, de 50 a 59, y de 60 y más años
<b>Sexo</b>	Varones y mujeres
<b>Educación</b>	Estudios primarios, estudios secundarios, y estudios universitarios
<b>Rama</b>	Ramas C a K de la CNAE-93, a nivel de una letra: <i>C Industrias extractivas</i> <i>D Industrias manufactureras</i> <i>E Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua</i> <i>F Construcción</i> <i>G Comercio; reparac. vehic. de motor, motocicl. y ciclom. y artíc. personales y de uso doméstico</i> <i>H Hostelería</i> <i>I Transporte, almacenamiento y comunicaciones</i> <i>J Intermediación financiera</i> <i>K Actividades inmobiliarias y de alquiler; servicios empresariales</i>

Fuente: Banco de España.

**Crecimiento del empleo ajustado por calidad y factores explicativos**  
**Promedio 1987t2 - 2003t1**

Tasa de variación interanual media (%)

	Empleo sin ajustar por calidad	Efectos de primer orden				Efectos de orden mayor	TOTAL crecimiento calidad	Empleo ajustado por calidad
		Edad	Sexo	Educación	Rama			
<b>Economía de mercado (a)</b>	<b>2,44</b>	<b>0,10</b>	<b>-0,12</b>	<b>0,62</b>	<b>-0,04</b>	<b>-0,17</b>	<b>0,38</b>	<b>2,83</b>
<i>Promedio 1987t2 - 1995t1</i>	<i>0,77</i>	<i>0,14</i>	<i>-0,13</i>	<i>0,50</i>	<i>-0,11</i>	<i>-0,12</i>	<i>0,28</i>	<i>1,05</i>
<i>Promedio 1995t2 - 2003t1</i>	<i>3,91</i>	<i>0,07</i>	<i>-0,11</i>	<i>0,72</i>	<i>0,01</i>	<i>-0,22</i>	<i>0,47</i>	<i>4,38</i>
C Industrias extractivas	-1,43	0,13	-0,05	0,34		0,01	<b>0,43</b>	-1,00
D Industrias manufactureras	0,71	0,12	-0,06	0,41		-0,02	<b>0,45</b>	1,16
E Energía eléctrica, gas y agua	0,87	-0,09	-0,21	0,43		0,01	<b>0,14</b>	1,01
F Construcción	4,49	-0,05	0,00	0,46		-0,01	<b>0,40</b>	4,89
G Comercio y reparación	1,57	0,09	-0,15	0,33		-0,02	<b>0,25</b>	1,82
H Hostelería	3,24	0,36	-0,13	0,10		0,00	<b>0,32</b>	3,56
I Transporte y comunicaciones	2,63	-0,10	-0,06	0,65		-0,03	<b>0,46</b>	3,09
J Intermediación financiera	1,87	0,15	-0,35	0,26		0,24	<b>0,29</b>	2,17
K Inmobiliarias, servicios empresariales	7,98	0,59	-0,20	0,48		-0,12	<b>0,75</b>	8,73

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

(a) Ramas C a K de la CNAE-93.

**Algunos componentes del crecimiento del empleo ajustado por calidad**

	Nivel de estudios				Sexo		
	Total	Primarios	Secundarios	Universitarios	Total	Varones	Mujeres
<b>Horas totales</b>							
Tasa de variación interanual media (%)	<b>2,44</b>	<b>-3,85</b>	<b>5,16</b>	<b>11,15</b>	<b>2,44</b>	<b>1,88</b>	<b>4,05</b>
Peso de cada grupo en 1987t2	100,00	58,81	34,74	6,45	100,00	77,50	22,50
Peso de cada grupo en 2003t1	100,00	21,72	54,14	24,13	100,00	71,10	28,90
<b>Salario por hora medio (1995)</b>							
Ratio respecto al total	<b>1,00</b>	<b>0,84</b>	<b>0,90</b>	<b>1,72</b>	<b>1,00</b>	<b>1,08</b>	<b>0,78</b>
<b>Efecto de primer orden</b>							
Contribución de cada grupo	<b>0,62</b>	0,20	-0,22	0,64	<b>-0,12</b>	0,10	-0,22

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

**Crecimiento del empleo ajustado por calidad y factores explicativos. Varones.**  
**Promedio 1987t2 - 2003t1**

Tasa de variación interanual media (%)

	Empleo sin ajustar por calidad	Efectos de primer orden			Efectos de orden mayor	TOTAL crecimiento calidad	Empleo ajustado por calidad
		Edad	Educación	Rama			
<b>Economía de mercado (a)</b>	<b>1,88</b>	<b>0,04</b>	<b>0,56</b>	<b>-0,10</b>	<b>-0,15</b>	<b>0,34</b>	<b>2,23</b>
C Industrias extractivas	-1,54	0,10	0,39			<b>0,49</b>	-1,05
D Industrias manufactureras	0,45	-0,04	0,36			<b>0,33</b>	0,77
E Energía eléctrica, gas y agua	-0,06	-0,01	0,38			<b>0,37</b>	0,31
F Construcción	4,27	-0,04	0,42			<b>0,38</b>	4,65
G Comercio y reparación	0,85	0,13	0,27			<b>0,40</b>	1,26
H Hostelería	2,07	0,61	0,14			<b>0,75</b>	2,82
I Transporte y comunicaciones	1,86	-0,04	0,64			<b>0,60</b>	2,46
J Intermediación financiera	0,10	0,28	0,27			<b>0,56</b>	0,66
K Inmobiliarias, servicios empresariales	6,94	0,40	0,26			<b>0,66</b>	7,60

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

(a) Ramas C a K de la CNAE-93.



**Crecimiento del empleo ajustado por calidad y factores explicativos. Mujeres.**  
**Promedio 1987t2 - 2003t1**

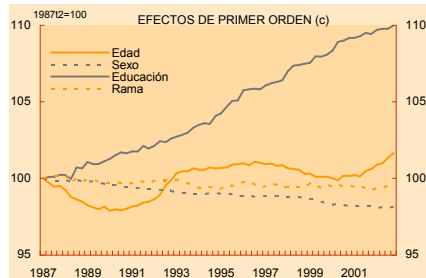
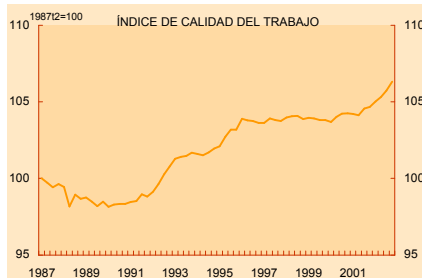
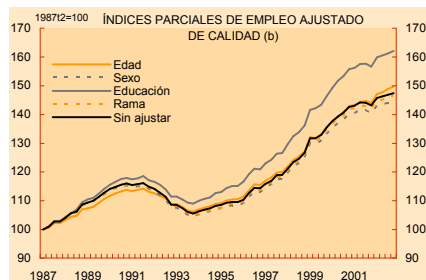
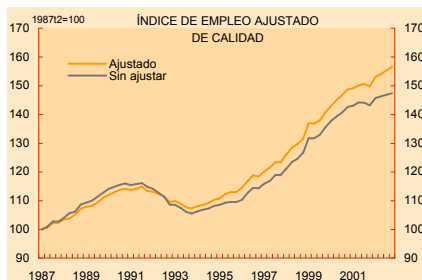
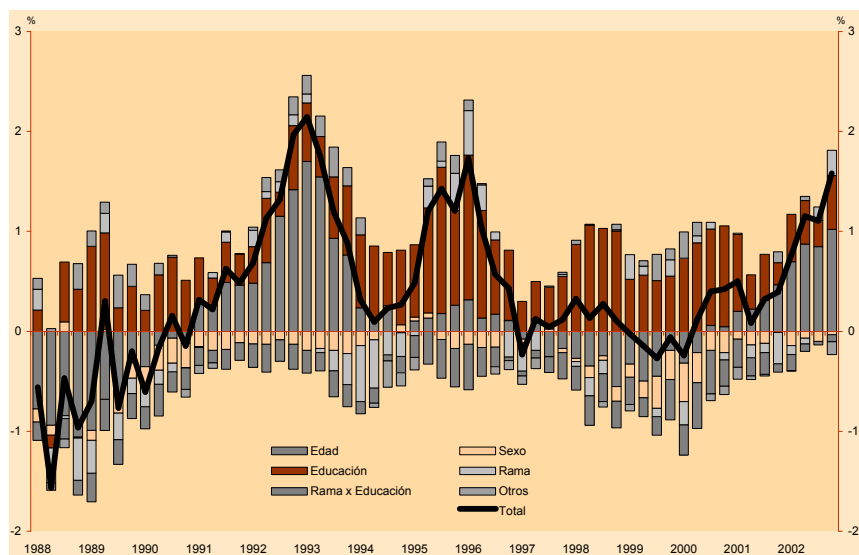
Tasa de variación interanual media (%)

	Empleo sin ajustar por calidad	Efectos de primer orden			Efectos de orden mayor	TOTAL crecimiento calidad	Empleo ajustado por calidad
		Edad	Educación	Rama			
<b>Economía de mercado (a)</b>	<b>4,05</b>	<b>0,42</b>	<b>0,85</b>	<b>0,25</b>	<b>-0,37</b>	<b>1,15</b>	<b>5,20</b>
C Industrias extractivas	0,00	0,00	0,02			<b>0,02</b>	0,02
D Industrias manufactureras	1,61	0,72	0,68			<b>1,40</b>	3,00
E Energía eléctrica, gas y agua	0,00	0,00	0,54			<b>0,54</b>	0,54
F Construcción	11,19	0,55	0,52			<b>1,06</b>	12,25
G Comercio y reparación	2,67	0,13	0,40			<b>0,53</b>	3,20
H Hostelería	5,01	0,01	-0,07			<b>-0,06</b>	4,95
I Transporte y comunicaciones	0,00	0,00	0,68			<b>0,68</b>	0,68
J Intermediación financiera	6,61	0,29	0,29			<b>0,58</b>	7,20
K Inmobiliarias, servicios empresariales	9,58	0,90	0,84			<b>1,74</b>	11,32

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

(a) Ramas C a K de la CNAE-93.

## Crecimiento de la calidad del trabajo para el total de la economía de mercado (a). Principales determinantes.



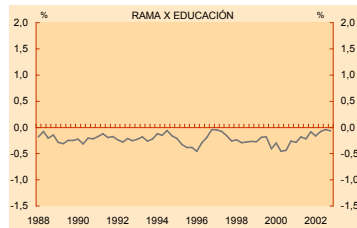
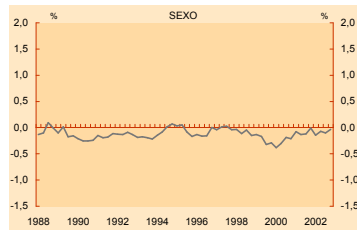
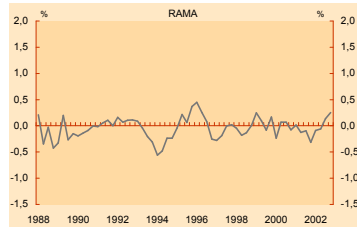
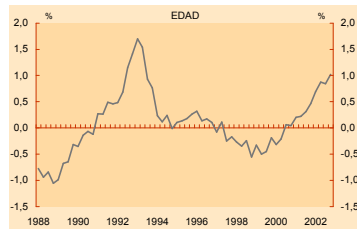
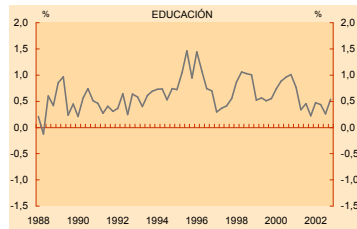
Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

(a) Sectores C a K de la CNAE-93.

(b) Índices de empleo ajustado de calidad que sólo tienen en cuenta el efecto de una característica.

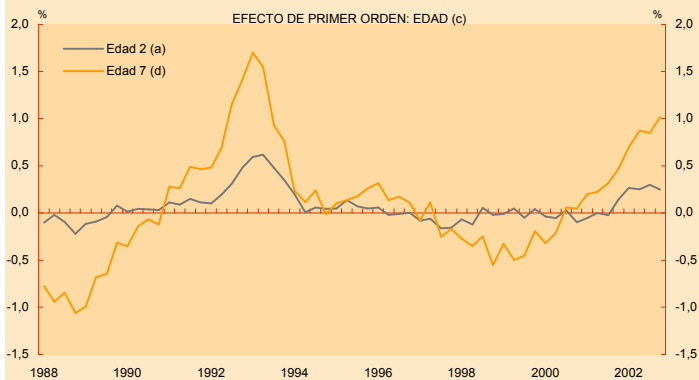
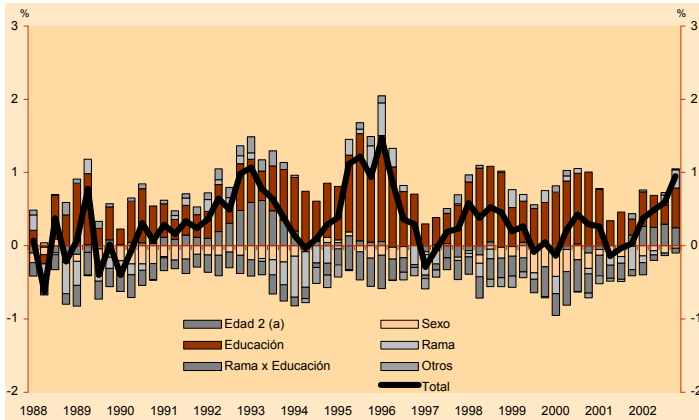
(c) Crecimiento acumulado de la calidad del trabajo considerando sólo el efecto de una característica.

**Crecimiento interanual de los principales  
componentes de la calidad del trabajo (a)**



Fuente: Banco de España.  
(a) Sectores C a K de la CNAE-93

## Crecimiento de la calidad del trabajo para el total de la economía de mercado (a)(b).



Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

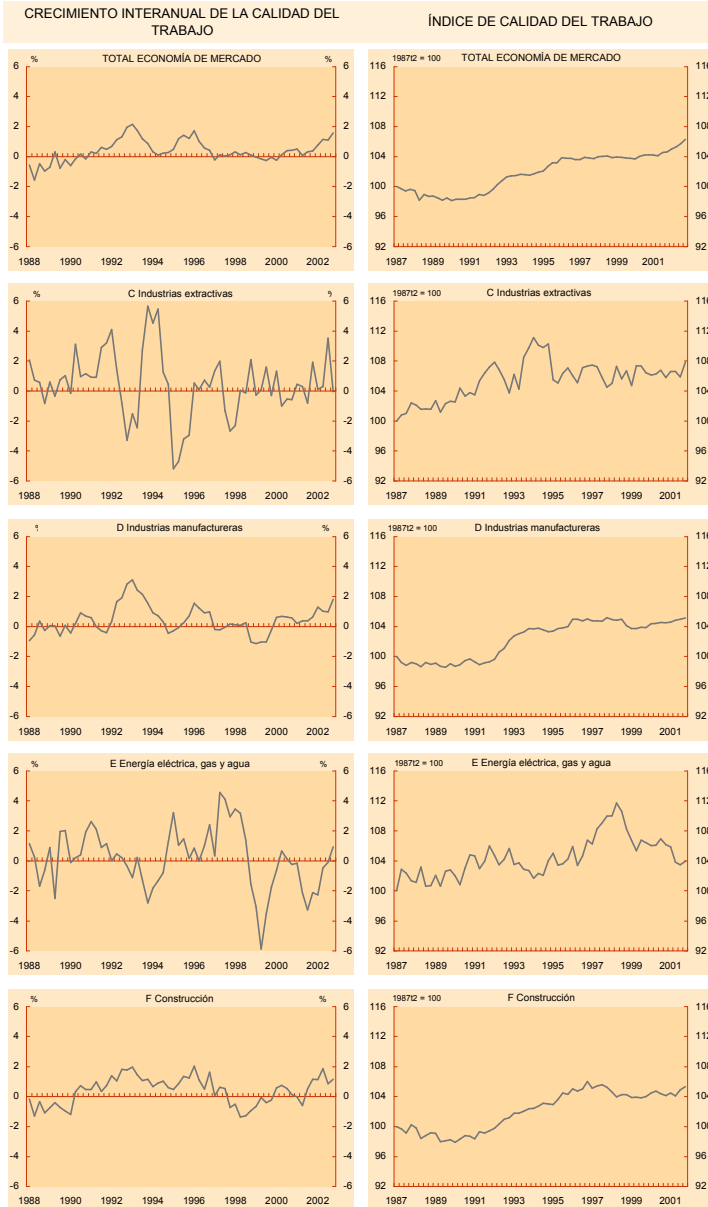
(a) El efecto de la edad se calcula distinguiendo sólo dos grupos: "Prime Age" (de 30 a 49 años) y el resto.

(b) Sectores C a K de la CNAE-93.

(c) Tasa de variación interanual del efecto de primer orden sobre la calidad correspondiente a la edad.

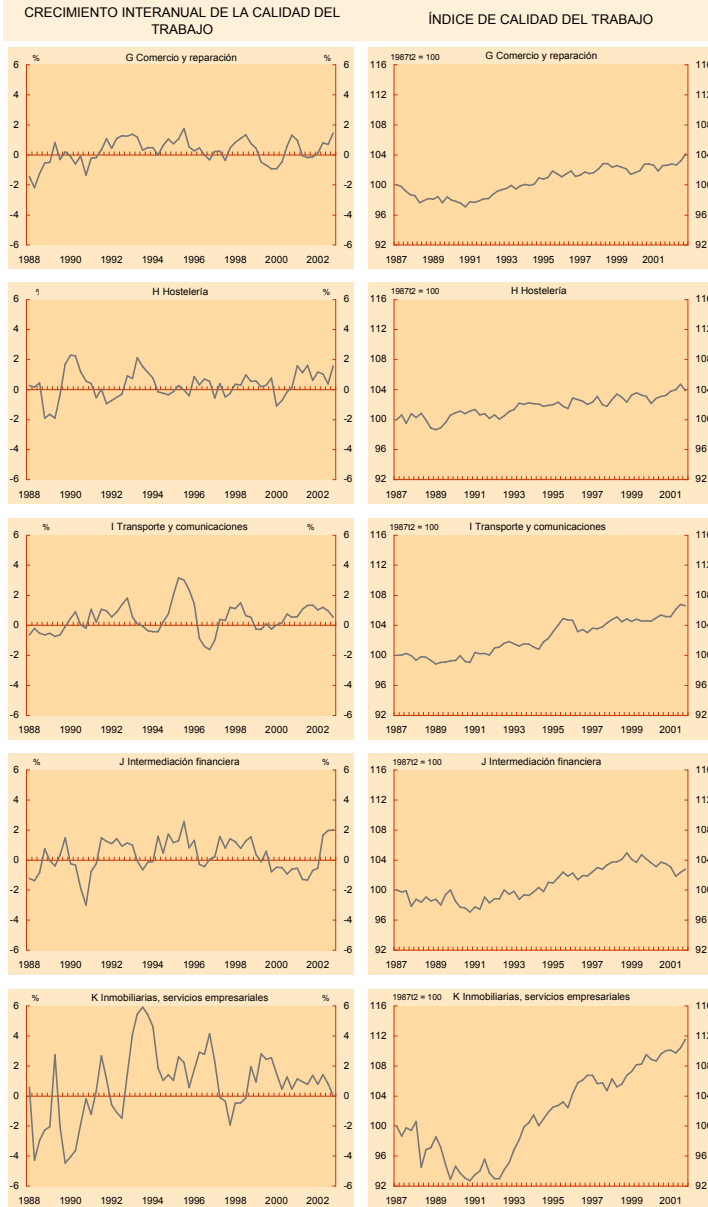
(d) Efecto de la edad cuando se distinguen siete grupos diferentes (los que aparecen en el cuadro 1).

## Crecimiento de la calidad del trabajo por sectores de la economía de mercado

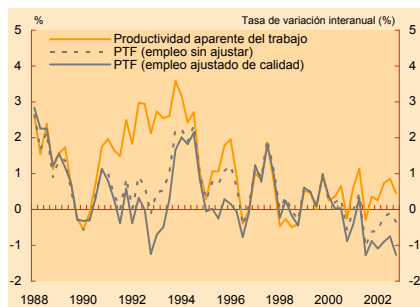


Fuente: Banco de España.

## Crecimiento de la calidad del trabajo por sectores de la economía de mercado



Fuente: Banco de España.

**Efecto del ajuste por calidad del trabajo sobre la productividad total de los factores (a).**

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

(a) Economía de mercado.

