

# ¿QUÉ HA SUCEDIDO CON LA ESTABILIDAD DEL EMPLEO EN ESPAÑA ENTRE 1987 Y 2003?\*

JOSÉ MARÍA ARRANZ  
CARLOS GARCÍA-SERRANO  
*Universidad de Alcalá*

El objetivo de esta investigación es analizar la evolución de la estabilidad del empleo en el mercado de trabajo español a lo largo del periodo 1987-2003, así como los colectivos (definidos por características individuales y laborales) que han experimentado una mayor inestabilidad. La información procede de los microdatos de la Encuesta de Población Activa en su versión de sección cruzada. Los resultados sugieren, por una parte, la existencia de una elevada inestabilidad en el empleo de muchos de los colectivos analizados; por otra parte, que dicha inestabilidad ha experimentado un crecimiento continuado desde finales de los años ochenta del siglo XX, asociado al aumento del número de contratos, la apertura de la economía al exterior y las altas tasas de desempleo; y finalmente, que ciertos colectivos (ser mujer –principalmente con hijos pequeños–, ser joven, tener un bajo nivel de estudios y estar ocupado en puestos que requieren escasa cualificación) han sufrido particularmente un mayor aumento de la inestabilidad en el empleo.

*Palabras clave:* antigüedad en el empleo, estabilidad en el empleo.

*Clasificación JEL:* J21, J23.

La historia reciente de la economía española ha generado la sensación de que los empleos vitalicios en la misma empresa son cosa del pasado. La generalización de los contratos temporales, la introducción y la extensión de diversos tipos de innovaciones tecnológicas, la creciente apertura de la economía al exterior, el aumento de la competencia, los ajustes de plantilla, etc., son transformaciones que han dado lugar a un aumento (de la sensación) de incertidumbre y a una creciente inestabilidad de las relaciones labora-

---

(\*) Los autores desean expresar su agradecimiento al Instituto de Estudios Fiscales por la financiación otorgada al proyecto de investigación “La inestabilidad del empleo y la persistencia del desempleo” dentro del cual se integra el presente trabajo. Asimismo, agradecen los comentarios de un evaluador anónimo, del editor Juan Francisco Jimeno asignado al artículo y de los asistentes al VII Encuentro de Economía Aplicada, al XXIX Simposio de Análisis Económico y a un seminario en la Universidad de Vigo. También, agradecen a Luis Toharia su ayuda en la explotación de los datos de la EPA. No obstante, cualquier error que subsista corresponde a los autores.

les<sup>1</sup>. En este sentido, las empresas preferirían disponer de una mano de obra flexible para poder ajustarse más rápidamente a los cambios que genera un mundo en continua transformación, con desplazamientos frecuentes de la demanda de los productos. Por tanto, los empleos vitalicios, que implican una relación de larga duración entre los trabajadores y las empresas, ya no podrían mantenerse, dado que las cambiantes condiciones económicas pueden hacer que determinados puestos de trabajo tengan que ser eliminados o transformados radicalmente.

A priori, podría pensarse que la inestabilidad en el empleo puede haber crecido durante los años ochenta y noventa del siglo XX en España debido a los cambios económicos mencionados anteriormente y a las reformas laborales (especialmente las de 1984 y 1994) que provocaron un aumento considerable del uso de contratos temporales, incrementando la rotación laboral (aproximadamente un 95 por ciento de las nuevas contrataciones realizadas desde mediados de los ochenta hasta mediados de los noventa se produjeron mediante contratos temporales). Por otro lado, la expansión económica iniciada a mediados de los noventa y la reforma del año 1997 (que fomentaba la contratación indefinida frente a la temporal al reducir los costes de despido de los nuevos contratos indefinidos así como mediante bonificaciones a las cotizaciones de la Seguridad Social) también han podido influir en el número de interrupciones laborales, en la duración de los empleos y, por tanto, en la (sensación de) inestabilidad en el mercado de trabajo español<sup>2</sup>.

En general, cabe decir que la estabilidad del empleo es una cuestión de debate actual en la mayoría de los países<sup>3</sup>. OECD (1997) llega a la conclusión de que la antigüedad media en el empleo y la probabilidad de permanecer en un empleo ha cambiado poco en los países miembros, a pesar de que parece haber una sensación generalizada de que la inestabilidad laboral ha aumentado. No obstante, los resultados son diferentes por países e incluso según el tipo de base de datos utilizada en el análisis en cada país (como se verá más adelante).

En el caso español, la mayoría de las investigaciones dedicadas al análisis de la estabilidad en el empleo se dedican a estudiar los determinantes de la salida de la ocupación, de la duración de los empleos y de las consecuencias de los contratos temporales sobre las trayectorias laborales de los trabajadores (en particular, dada la posible existencia de un mercado segmentado asociado a los mismos, su probabili-

---

(1) En los últimos años, diversas empresas españolas grandes y multinacionales han llegado a acuerdos con los sindicatos para presentar expedientes de regulación de empleo: Endesa en 2000 para despedir hasta 5.000 trabajadores en cuatro años; Iberia incluyó a 2.515 trabajadores en la regulación de 2001; Altadis presentó un expediente para más de 1.000 trabajadores en 2002; el de Ericsson afectó a 500 trabajadores en 2002; Telefónica de España ha llegado a un acuerdo para reducir en 15.000 trabajadores su plantilla en el periodo 2004-2007; SEAT ha negociado el despido de más de 1.000 trabajadores y RENFE prevé reducir su plantilla en unos 1.000 trabajadores.

(2) Un análisis de este periodo referido a la evolución del empleo temporal se encuentra en Doldo *et al.* (2002).

(3) La cuestión es de gran interés, ya que la estabilidad del empleo concierne a las autoridades públicas en lo que respecta a los debates sobre inseguridad laboral, mantenimiento del sistema público de pensiones y reformas del sistema de protección por desempleo. Por ejemplo, el ajuste de Telefónica y otras grandes empresas cuesta 240 millones de euros anuales al Sistema de Prestaciones por Desempleo (El País, 27 de Julio de 2003).

dad de transitar entre estados del mercado de trabajo, ya sea hacia un contrato indefinido, otro contrato temporal, el paro o la inactividad). Algunos de estos trabajos son García-Fontes y Hopenhayn (1996), García-Pérez y Muñoz-Bullón (2003), Toharia (1998, 2005), Alba (1998), Amuedo (2000), Güell y Petrongolo (2003).

En realidad, en estos estudios (sobre todo, los últimos) que analizan las transiciones hacia la temporalidad y desde un empleo temporal hacia un empleo de carácter indefinido, tener un contrato temporal es un indicador de inestabilidad en el empleo y uno indefinido de estabilidad. Además, aunque se estudian los determinantes de la salida de la ocupación y de la duración de los empleos, no se cuantifica la tendencia (o la evolución) de la “inestabilidad” en el empleo para conocer qué colectivos han estado más expuestos a los cambios en el mercado de trabajo español a lo largo del tiempo. Esto nos lleva a exponer las contribuciones del presente artículo.

Una de sus principales contribuciones reside en el concepto de estabilidad que se utiliza (similar al de algunos trabajos norteamericanos y británicos mencionados más adelante). La definición de estabilidad en el empleo es “empírica” y no “contractual”, en el sentido de que lo que importa no es tanto el tipo de contrato que tienen los individuos como el tiempo que éstos se encuentran ocupados en el mismo empleo. Así, los indicadores que se van a emplear se construyen a partir de la información sobre la antigüedad en el empleo y no sobre la duración de los contratos, lo que permite en principio incorporar en el análisis de estabilidad en el empleo la consecución sucesiva de contratos temporales e indefinidos. Aunque tener un contrato temporal (indefinido) en un momento dado del tiempo puede considerarse un indicio de inestabilidad (estabilidad) según la metodología de análisis de la inestabilidad propuesta por los trabajos anteriores (basados en la relación contractual de los trabajadores), la consecución sucesiva de distintos contratos temporales de corta duración (por ejemplo, de varios meses) en una misma empresa puede crear estabilidad “empírica” aunque no haya estabilidad “contractual”<sup>4</sup>. Del mismo modo, disfrutar de un contrato indefinido (especialmente uno de fomento del empleo, en el caso español) puede llevar aparejada una inestabilidad “empírica” importante si las empresas los utilizan de forma similar a los temporales<sup>5</sup>. Todo esto hace que el concepto de estabilidad sea diferente del basado en la relación contractual.

La segunda contribución de este artículo consiste en la utilización por primera vez en el caso español de las técnicas empleadas recientemente en la literatura internacional [Gregg y Wadsworth (1995, 2002) y Burgess y Rees (1996, 1998) para el caso británico, y Jaeger y Stevens (1999) para el caso norteamericano] para cuantificar las variaciones de la estabilidad en el empleo durante el periodo

---

(4) Para ilustrar esta situación, considérese el caso de un profesor de universidad que ha tenido varios contratos como asociado o como ayudante y que tiene que indicar cuánto tiempo lleva trabajando en su empleo. Seguramente responderá que lleva varios años, porque las tareas que está realizando no se han modificado a pesar de cambiar de tipo de contrato. Por tanto, los contratos temporales influyen en la evolución observada de la antigüedad, pero puede que no expliquen la totalidad de la misma.

(5) Esta distinción entre estabilidad empírica y contractual ha sido utilizada previamente en el contexto español por Garrido (1996) y García-Serrano *et al.* (1999) al analizar la temporalidad y por Cebrián *et al.* (2004) al analizar los contratos indefinidos.

1987-2003 en España y conocer qué colectivos se han visto más afectados. Esta metodología tiene como elemento fundamental no la estimación de modelos de duración para conocer la duración de un empleo de un trabajador con un determinado contrato indefinido o temporal, o la probabilidad de tener mayores o menores tasas de salida de un determinado contrato temporal hacia uno indefinido (como tratan algunos artículos españoles mencionados anteriormente), sino estudiar qué características influyen en la permanencia de un trabajador en el empleo a través de la utilización de indicadores como las probabilidades de que los trabajadores tengan una antigüedad determinada en el empleo (inferior a un año, inferior a cinco años o igual o superior a diez años). Utilizar esta metodología basada en un análisis de la información sobre antigüedad en el empleo de los individuos ocupados (lo que permite conocer la distribución de los empleos según duraciones incompletas en un momento dado, en línea con los estudios internacionales existentes) puede ofrecer una visión complementaria del análisis de la estabilidad en el empleo en España expuesto en los trabajos mencionados más arriba, además de permitir una comparación con otros estudios internacionales que utilizan esta misma metodología. En otras palabras, nuestro interés no va a residir en conocer qué influye en que la duración “típica” de un empleo (a través de la estimación de modelos de duración) sea de 18 meses (o qué influye en que la mayor probabilidad de tener una ruptura laboral sea a los 18 meses), sino conocer que un trabajador “típico” hoy en día se espera que puede permanecer en un empleo unos 16 años (porque al menos ha estado en ese empleo ocho años de media) a través de la metodología propuesta.

Esta metodología es doble. Primero, se realiza un “análisis estático” de la muestra para conocer las características que influyen en la estabilidad en el empleo mediante el cálculo de probabilidades (no condicionadas) de que un trabajador tenga una duración de empleo determinada (inferior a un año, inferior a cinco años o igual o superior a diez años) sujetas a un conjunto de variables individuales, del puesto de trabajo y otras variables (como la apertura de la economía al exterior, la tasa de desempleo, etc.). Para ello, se construyen cohortes de sección cruzada para cada año (segundo trimestre) de la EPA y se estima dicha probabilidad mediante un modelo logit. Como el modelo logit sólo permite evaluar la probabilidad de tener una duración determinada (corta, media y alta) en valores concretos (años) o un valor promedio (media del periodo), también se lleva a cabo un “análisis dinámico” de la muestra con objeto de capturar el efecto de diversas variables en la distribución de las duraciones del empleo a lo largo del tiempo. Este procedimiento consta de dos etapas: en la primera etapa, se utiliza la probabilidad estimada previamente mediante el modelo logit para después, en una segunda etapa utilizando las predicciones anuales, estimar un modelo por el método de Mínimos Cuadráticos Ordinarios (MCO) con objeto de conocer la tendencia de la proporción de empleados en cada banda de duración del empleo controlando tanto por variables personales y del puesto de trabajo como por el ciclo económico<sup>6</sup>.

---

(6) Además de estas variables, se han incluido en las estimaciones algunas que tratan de aproximar los factores mencionados en el primer párrafo de la introducción: el tipo de contrato (temporal o fijo), para ver la influencia de la generalización de los contratos temporales; la tasa de paro, como variable proxy de las condiciones del mercado de trabajo que puede recoger el efecto de la

Finalmente, una tercera contribución del artículo reside en explotar por primera vez los microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA) en su versión de corte transversal –también conocida como pseudopanel o panel sintético– por cohortes repetidas para un periodo tan extenso como el que se realiza en este estudio, 1987-2003<sup>7</sup>. El uso de unos ficheros de datos de corte transversal como los de la EPA (que pueden ser comparables a los disponibles en otros países) puede resultar de gran interés<sup>8</sup>.

En síntesis, este trabajo ofrece un análisis empírico de la inestabilidad en el empleo en el periodo 1987-2003 en España. Para llevar a cabo dicho análisis, se utilizan: (1) algunas técnicas empleadas recientemente en la literatura internacional por primera vez para el caso español, (2) los microdatos de la EPA en su versión de ficheros de corte transversal por cohortes repetidas (pseudopanel) para un periodo muy extenso (1987-2003), y (3) un concepto de estabilidad “empírica” y no “contractual”, lo que permite tener en cuenta la posible consecución sucesiva de contratos en la misma empresa.

Los resultados obtenidos apuntan tanto a la existencia de una elevada inestabilidad en el empleo en el mercado de trabajo español en el periodo mencionado como a un crecimiento de la misma durante el mismo al disminuir la antigüedad media en el empleo, aumentar la proporción de trabajadores asalariados con antigüedades inferiores a un año y a cinco años, y disminuir la de aquellos con antigüedades iguales o superiores a diez años<sup>9</sup>. Además, ciertos colectivos (las mujeres, los

---

creación y la destrucción de puestos de trabajo o aproximar el efecto de los ajustes de plantilla; las exportaciones en relación con el PIB, para conocer un cambio fundamental en la economía como es la mayor apertura al exterior y, por tanto, la mayor competencia a la que hacen frente las empresas. En versiones anteriores también se probó con una variable de gasto en I+D que dejó de incluirse para evitar problemas de multicolinealidad en las estimaciones (además, su efecto era nulo).

(7) Aunque lo ideal sería contar con una encuesta como la EPA en formato de panel puro durante 17 años (y no sólo durante seis trimestres) para aplicar técnicas de modelos dinámicos de datos de panel, la información de la EPA en su versión de ficheros de corte transversal por cohortes repetidas para un periodo tan extenso como el que se realiza en este artículo puede ser también de gran utilidad. Así, varios autores han demostrado que los datos de panel no son indispensables para la identificación de muchos modelos que se estiman normalmente y que los parámetros de interés pueden ser identificados a partir de una repetición de cohortes de datos de sección cruzada (o pseudopanel) como se utiliza en este artículo [véase Heckman y Robb (1985) y Deaton (1985)]. No obstante, aunque son preferibles los datos de panel que los de pseudo panel cuando los primeros abarcan un largo periodo de estudio para el mismo individuo, el hecho que estos últimos se construyan a partir de una repetición de cohortes de sección cruzada puede tener algunas ventajas respecto a los datos de panel. Así, no tienen el problema de la pérdida (no aleatoria) de la muestra que tienen muchas bases de datos de panel. Además, aportan una serie de observaciones durante un periodo de tiempo muy extenso para individuos con características individuales y del puesto de trabajo homogéneas, lo que no se produce en la mayoría de datos de panel [véase Verbeek (1992), págs. 303-315].

(8) En la literatura internacional se ha utilizado la metodología antes expuesta en bases de datos como la *Current Population Survey* (CPS) y el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) norteamericanas y la *Labour Force Survey* (LFS) y la *General Household Survey* (GHS) británicas.

(9) Estos resultados deben entenderse en un contexto de la economía española (como se menciona en el segundo párrafo de la Introducción) que ha favorecido la inestabilidad en el empleo debido a sucesivas reformas laborales durante las décadas de los ochenta y noventa que han aportado mayor flexibilidad e incrementado el número de contratos temporales, lo que puede haber afectado a la media de la antigüedad en el empleo y a las otras medidas propuestas.

jóvenes, quienes tienen pocos estudios pero también quienes tienen estudios universitarios, los trabajadores del sector privado, de la agricultura o de la construcción, quienes trabajan en ocupaciones manuales no cualificadas) son los que han sufrido una inestabilidad más elevada o quienes la han visto crecer con el paso del tiempo.

El esquema del artículo es el siguiente. En la siguiente sección, se lleva a cabo una revisión de la literatura sobre la estabilidad en el empleo. En la sección segunda, se presentan la base de datos y los indicadores que van a emplearse posteriormente y se realiza un primer análisis descriptivo. La sección tercera ofrece la metodología utilizada y los principales resultados obtenidos. Para finalizar, la última sección resume las principales conclusiones.

## 1. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE ESTABILIDAD EN EL EMPLEO

La mayor parte de los trabajos sobre estabilidad en el empleo se han realizado en los Estados Unidos de América, especialmente durante las décadas de los ochenta y los noventa del siglo XX. Dada la relevancia de la cuestión y la disparidad de resultados entre los distintos trabajos realizados hasta la fecha por diversos autores con distintas fuentes estadísticas, en 1999 se dedicó un monográfico del *Journal of Labor Economics* a estudiar el tema, tratando de aunar esfuerzos entre los investigadores con objeto de intentar reconciliar los resultados. Hasta entonces, se tenía la sospecha que existía una relación entre los resultados obtenidos y la base de datos utilizada.

Así, los trabajos realizados con la *Current Population Survey* (CPS) suelen encontrar que no se han producido cambios (o, si se han producido, han sido pequeños) en la distribución de las duraciones durante las décadas de los setenta y los ochenta [Farber (1995), Diebold *et al.* (1996, 1997)]. En dicho monográfico, Neumark *et al.* (1999) calculan tasas de permanencia (*retention rates*) en periodos de cuatro y ocho años para cohortes de individuos a partir de los datos de la CPS. Estos autores concluyen que, frente a la estabilidad de los ochenta, hay evidencia que sugiere que para el total de trabajadores se ha producido una reducción de la estabilidad del empleo en la primera mitad de los noventa, aunque eso enmascara cambios entre colectivos (fuerte disminución de la estabilidad de los trabajadores más mayores y con más antigüedad).

Sin embargo, los trabajos que utilizan el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) suelen encontrar una clara disminución de la estabilidad en el empleo desde la década de los setenta hasta la de los ochenta y principios de los noventa debido a la reducción de las tasas de permanencia de ciertos grupos de individuos así como al incremento de la movilidad [Gottschalk y Moffit (1994), Rose (1995), Boisjoly *et al.* (1998)].

Un trabajo del monográfico mencionado anteriormente que debe destacarse es el de Jaeger y Stevens (1999), en el que se definen medidas simples e iguales referidas a la estabilidad en el empleo (proporción de trabajadores con antigüedades en el empleo menores o iguales que un año y menores que diez años) para muestras similares de trabajadores de las dos encuestas norteamericanas antes mencionadas: el CPS y el PSID. Sus resultados sugieren que apenas existe evidencia de que se haya producido una reducción de la proporción de trabajadores con antigüedad

menor o igual que un año durante los años ochenta y los noventa del siglo XX, aunque sí la hay de un incremento de la proporción de trabajadores con antigüedad menor que diez años (sobre todo entre los varones mayores durante los noventa).

En el Reino Unido, al igual que en Estados Unidos, los resultados acerca de la estabilidad en el empleo son diferentes según la fuente estadística utilizada en el análisis: Labour Force Survey (LFS) o General Household Survey (GHS). Gregg y Wadsworth (1995), a partir de datos agregados de la LFS, encuentran que la estabilidad en el empleo aumenta a lo largo del período 1975-1993 al incrementarse la duración media de los empleos. Por el contrario, los resultados de Burgess y Rees (1996, 1998), con datos de la GHS para el mismo periodo de estudio, son diferentes al detectar que las proporciones de trabajadores en empleos de corta (inferiores a un año) y larga duración (superiores a cinco años) permanecen estables.

Recientemente, Gregg y Wadsworth (2002) utilizan datos de ambas fuentes estadísticas referidos a las décadas de los años ochenta y noventa y encuentran evidencia de un aumento de la inestabilidad en el empleo, principalmente en determinados colectivos como varones y mujeres sin niños. Similares resultados observan otros autores con otras bases de datos. Por ejemplo, Booth et al (1999) con el British Household Panel Survey (BHPS) encuentran que la inestabilidad en el empleo ha crecido en las últimas décadas del siglo XX porque la longitud media de los periodos de empleo de los individuos que entraron en el mercado de trabajo en dichas décadas es inferior a la de los ocupados de principios y mediados del siglo.

En otros países europeos, la evidencia parece apuntar a un mantenimiento o una ligera reducción de la estabilidad laboral. Por ejemplo, en el caso alemán Winkelmann y Zimmerman (1998) utilizan datos procedentes del German Socioeconomic Panel (GSOEP), concluyendo que en el periodo 1974-1994 se ha producido un mantenimiento de la estabilidad laboral. OECD (1997) analiza la antigüedad media en el empleo y la probabilidad de permanecer en un empleo, llegando a la conclusión de que ambos indicadores de estabilidad han cambiado poco en los países miembros. Esta coincide con la de Auer y Cazes (2000), que utilizan datos de diversos países europeos, Estados Unidos de América y Japón a lo largo de la década de los noventa del siglo XX.

En el caso español, la mayoría de las investigaciones dedicadas al análisis de la estabilidad en el empleo estudian las características individuales y socioeconómicas que influyen en la salida de la ocupación y la duración de los empleos o las consecuencias de los contratos temporales sobre las trayectorias laborales de los trabajadores. Entre los primeros, se encuentra el trabajo de García-Fontes y Hopenhayn (1996) que, utilizando una muestra aleatoria de afiliados a la Seguridad Social en el periodo 1978-1992, trata de analizar el impacto de la reforma laboral de 1984 sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español. Sus resultados apuntan a que, si bien aumentó la tasa de salida desde el desempleo hacia la ocupación (reduciendo la duración de los episodios de paro), la reforma también contribuyó a aumentar la tasa de salida desde la ocupación hacia el desempleo (reduciendo la duración de los episodios de empleo).

En la misma línea que el trabajo anterior y también con datos de la Seguridad Social, García-Pérez y Muñoz-Bullón (2003) analizan la rotación laboral en el mercado de trabajo español durante la década de los noventa del siglo XX y con-



cluyen que las tasas de salida de salida del empleo aumentaron en dicha década en comparación con la anterior. Además, ciertos colectivos han sido los más afectados por el incremento de la rotación: los jóvenes, las mujeres y los trabajadores con baja cualificación. En Toharia (1998) también se ofrece información (a partir de la EPA enlazada) que avala la conclusión de que las salidas del empleo se incrementaron desde mediados de los ochenta hasta mediados de los noventa.

Otros trabajos que estudian los determinantes de la duración del empleo son García-Pérez (1997), con datos similares a los anteriores, y García-Serrano y Malo (1996), con datos procedentes de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase de 1991. Finalmente, Arranz y García-Serrano (2004), a partir de datos administrativos del fichero HSIPRE del Instituto Nacional de Empleo, obtienen que cuanto mayores son las duraciones de los periodos de no empleo en el pasado, menores son las duraciones de los empleos posteriormente. Estos autores también encuentran que los trabajadores que finalizaron el empleo anterior debido al fin de su contrato presentan una mayor probabilidad de volver a estar ocupados con un contrato temporal y de recaer nuevamente en el desempleo.

Con respecto a los trabajos que analizan las consecuencias de los contratos temporales, suelen utilizar los datos enlazados de los ficheros de la EPA<sup>10</sup>. Así, Alba (1998) obtiene que la probabilidad de transitar de un empleo temporal a uno permanente se ha reducido notablemente (alrededor de la mitad) en el periodo 1987-1996, siendo las mujeres, los jóvenes, los varones con menor nivel de estudios y aquellos que han tenido situaciones de no empleo anteriores a su contrato temporal los que presentan una probabilidad significativamente menor de alcanzar un trabajo permanente. El incremento en el uso de los contratos temporales habría sido potenciado por las políticas públicas, con el fin de aumentar la flexibilidad del mercado de trabajo. Su conclusión es que este marco institucional ha creado un mercado segmentado en el que un grupo de trabajadores corre el riesgo de permanecer atrapado en la temporalidad [evidencia en este sentido se aporta en Toharia (2005)]. Amuedo (2000) y Güell y Petrongolo (2003) también utilizan los datos de la EPA enlazada (en 1995-1996 y 1987-2003, respectivamente) para analizar las transiciones desde el empleo temporal hacia el empleo indefinido.

## 2. LA MEDICIÓN DE LA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO EN LA EPA

### 2.1. *La EPA y las preguntas sobre antigüedad en el empleo*

La Encuesta de Población Activa (EPA) es una encuesta trimestral realizada desde 1964 por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se lleva a cabo durante seis trimestres (ciclos) consecutivos a una muestra rotatoria de viviendas (unas 60.000 viviendas en total, lo que corresponde a unos 200.000 individuos) que es representativa en el ámbito territorial español. Esta fuente estadística ofrece una rica información sobre las características demográficas y socioeconómicas de los individuos. En particular, la EPA facilita información sobre las duraciones (incompletas)

---

(10) Aunque la disponibilidad de los datos de los registros administrativos sobre contratos abre una nueva posibilidad de análisis, Cebrián *et al.* (2004).



de los empleos de los individuos ocupados. Esto sucede desde 1987, ya que con anterioridad a este año no existía ninguna pregunta de ese tipo en el cuestionario. Sin embargo, debe subrayarse que se han producido cambios en la forma en que dicha información se pide a los trabajadores y en la forma en que se trata posteriormente, aunque estos cambios no parecen haber afectado significativamente a los datos.

Para comenzar, debe recordarse que se introdujo por primera vez una pregunta sobre la antigüedad en el empleo en el cuestionario de la encuesta tras la reforma metodológica del segundo trimestre de 1987. En concreto, los individuos ocupados debían indicar “el tiempo que llevaban trabajando en el empleo que ocupaban”. La respuesta debía referirse al número de meses si el individuo llevaba trabajando menos de un año y al número de años si el individuo llevaba trabajando un año o más.

El cambio metodológico introducido en el primer trimestre de 1992 implicó un cambio en la pregunta sobre la antigüedad en el empleo, ya que ahora los trabajadores debían responder “la fecha en que empezaron a trabajar en el empleo que ocupaban”, indicando el mes y el año. Sin embargo, en los ficheros de datos individuales, el INE transformó las respuestas dadas por los entrevistados en meses o años de antigüedad en el empleo, de modo que a partir de 1992 continuó ofreciendo la información con el mismo formato que antes.

Los cambios del cuestionario realizados en 1999 también afectaron a la información sobre la duración incompleta del empleo, ya que la pregunta existente hasta entonces se dividió en dos. En la primera, se preguntaba al trabajador por “la fecha en que comenzó o renovó el contrato o relación laboral actual”; el individuo debía indicar como antes el mes y el año. En la segunda, se preguntaba al trabajador por “la fecha en que comenzó a trabajar de forma ininterrumpida para su empresa actual”; nuevamente, el individuo debía indicar el mes y el año. La pregunta del nuevo cuestionario que se asimila a la pregunta del anterior cuestionario es la primera<sup>11</sup>.

Estas modificaciones en las preguntas referidas a la antigüedad en el empleo de los trabajadores ocupados pueden generar una serie de problemas a la hora de realizar el análisis empírico. Estos problemas son básicamente cuatro (y son comunes en la mayoría de bases de datos no administrativas que utilizan información retrospectiva): el redondeo, el sesgo del recuerdo, el amontonamiento y el propio concepto de empleo.

El primero es el fenómeno que se denomina “redondeo” (*rounding effect*) y es de esperar que afecte a las respuestas de los individuos ocupados en las encuestas del periodo 1987-1991. Como ya se ha dicho, cuando a una persona se le preguntaba sobre el tiempo que llevaba trabajando en su empleo, la respuesta se recogía en meses si el individuo llevaba trabajando menos de un año y en años si el

---

(11) Por ejemplo, la proporción de trabajadores asalariados con una antigüedad inferior a un año en 1999 es prácticamente idéntica a la de 1998 (34,3 por ciento y 34,1 por ciento, respectivamente). Sin embargo, dicha proporción es bastante menor (unos 25,8 puntos porcentuales) cuando se utilizan las respuestas a la pregunta sobre el tiempo que llevan trabajando de forma ininterrumpida para su empresa actual.

individuo llevaba trabajando un año o más. Esto sugiere que si una persona lleva trabajando entre 1 año y 1,5 años es probable que responda que su antigüedad en el empleo es 1 año, mientras que si lleva trabajando más de 1,5 años pero menos de 2 es probable que responda que su antigüedad es 2 años. Es decir, esperaríamos que aproximadamente la mitad de quienes tienen una antigüedad en su empleo de 12-23 meses se clasifique como “1 año” ( $1 \leq \text{antigüedad} < 2$ ), mientras que la otra mitad se clasifique como “2 años” ( $2 \leq \text{antigüedad} < 3$ ). Este problema debería haber desaparecido a partir del nuevo modo de recoger la información que se inició con la reforma de 1992, dado que los individuos tenían que indicar la fecha de comienzo de su empleo actual<sup>12</sup>.

Sin embargo, este cambio en el modo de recogida de la información también pudo tener efectos sobre las medidas de la antigüedad en el empleo, ya que los individuos tenían que fechar exactamente el comienzo de la relación laboral en vez de recordar su duración. Es posible que la nueva forma de recopilar la información de los trabajadores genere un menor “sesgo de recuerdo” (*memory bias*), si recordar una fecha es más fácil que recordar una duración.

En tercer lugar, también existe el fenómeno que se denomina “amontonamiento” (*heaping effect*), de modo que cuando se construyen las distribuciones de antigüedad en el empleo se observan “picos” en los múltiplos de cinco. Esto se debe a que los individuos redondean el número de años que llevan trabajando en su empleo [Ureta (1992)]. En nuestro caso, es de esperar que el problema del “amontonamiento” se de en los datos de 1987 a 1991 (pero no en los posteriores) al no preguntarse directamente por una fecha de inicio del empleo.

Por último, debe mencionarse que también puede existir un problema más general vinculado al concepto de “empleo” que los individuos interpretan cuando el entrevistador les plantea las preguntas sobre antigüedad. Es decir, ¿consideran los entrevistados que un ascenso implica un cambio de empleo, de modo que si éste se ha producido hace dos meses aquellos contestan que llevan dos meses trabajando en su empleo actual? ¿O más bien contestan en relación con el tiempo que llevan trabajando para su empresa? En principio, el desdoblamiento de las preguntas sobre antigüedad que se produjo en 1999 debería haber resuelto los potenciales problemas de interpretación que plantea el concepto de empleo.

En cualquier caso, a pesar de que no vamos a realizar un tratamiento directo de los problemas relacionados con la información sobre la antigüedad en el empleo en la EPA (redondeo, sesgo del recuerdo y amontonamiento), creemos que éstos quedan suavizados al agregar las antigüedades en años. Así, a la vista de la evolución de los indicadores utilizados (como se verá más adelante en los gráficos 1 a 4), no parece que los cambios anteriores hayan tenido efectos relevantes, excepto en el caso del porcentaje de trabajadores con menos de un año de antigüedad entre 1991 y 1992, periodo en el que se observa un aumento significativo del mismo. Parte de éste pudo deberse a la modificación de la EPA realizada en 1992 pero también a otras razones, como el comienzo de un periodo de crisis económi-

---

(12) Aunque debemos recordar que el INE continuó ofreciendo la información sobre antigüedad con el mismo formato que antes.

ca y el establecimiento de los primeros límites al uso de los contratos temporales de fomento del empleo (contratos que tenían la posibilidad de prorrogarse hasta tres años, pero la eliminación de ésta generó un trasvase de contrataciones hacia contratos eventuales o por obra y servicio cuya duración era inferior).

## 2.2. *Los indicadores de antigüedad en el empleo*

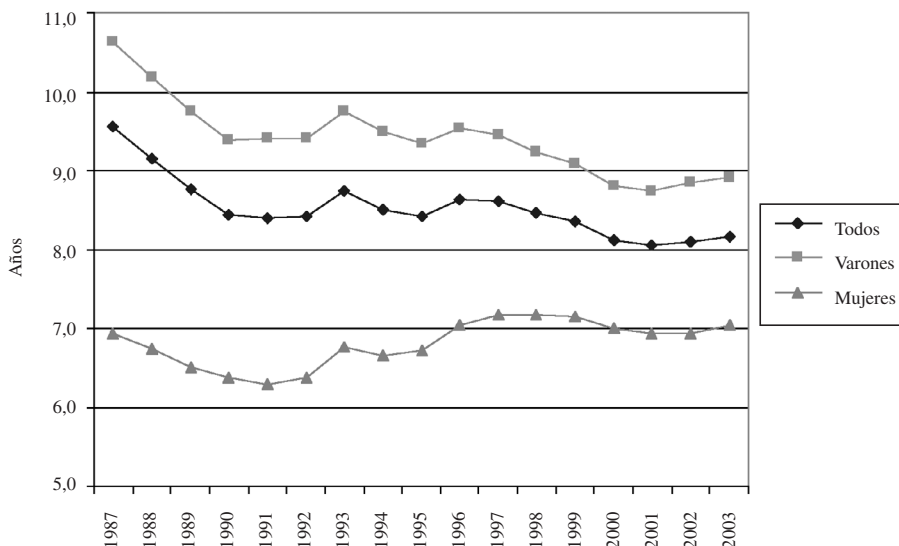
Los gráficos 1 a 4 presentan la evolución de los indicadores de antigüedad en el empleo contruidos a partir de la información proporcionada por la EPA. En particular, se han construido los siguientes indicadores: la antigüedad media en el empleo de los trabajadores asalariados y las proporciones de trabajadores que tienen una antigüedad inferior a un año, inferior a cinco años e igual o superior a diez años.

Existen tres razones por las que se han elegido estos indicadores. La primera es que fijarse únicamente en la antigüedad media puede conducir a errores, puesto que la media puede no haber cambiado a pesar de que se hayan producido variaciones en la distribución de antigüedades. Por tanto, parece preferible utilizar varias medidas (a través de las proporciones de las duraciones de los empleos) que den una idea de la forma que adopta la distribución de antigüedades. La segunda razón es que estas medidas (o muy similares) son las que se suelen utilizar en la literatura internacional sobre estabilidad en el empleo, lo que puede permitir la comparación con otros países. Finalmente, como se ha dicho más arriba, no se ha realizado ningún tratamiento de los potenciales problemas vinculados a la información sobre la antigüedad en el empleo en la EPA (redondeo, sesgo del recuerdo y amontonamiento), pero seguramente éstos quedan suavizados al agregar las antigüedades en grupos de años (inferiores a uno, inferiores a cinco e iguales o superiores a diez).

El gráfico 1 muestra la antigüedad media para el total de trabajadores asalariados y por sexo. Para el conjunto de trabajadores, se pueden distinguir cuatro etapas claramente diferenciadas. La primera abarca el periodo 1987-1991 e implica una reducción de la antigüedad media, que cae de 9,6 años a 8,4 años (una reducción del 12,5 por ciento). Este periodo coincide con la expansión económica de finales de los ochenta, lo que afecta tanto a la tasa de entrada (contratación) como a la tasa de salida (separación) de los trabajadores. Como es sabido, la antigüedad media del empleo depende del ciclo económico, siendo contracíclica. Cuando el empleo crece, hay más individuos que entran en el empleo (con duraciones cortas) de los que salen, por lo que la antigüedad disminuye; por el contrario, cuando el empleo disminuye, se contratan menos trabajadores de los que salen de las empresas y la antigüedad media aumenta. Sin embargo, en el caso español en este periodo, este efecto se ve acentuado por el incremento continuado en la utilización de los contratos temporales por parte de las empresas a raíz de la reforma laboral de 1984 que implicó la posibilidad de uso de contratos temporales para el fomento del empleo (contratos temporales no causales). Este uso masivo de los contratos temporales (con duraciones cortas) por parte de los empresarios puede haber influido en la disminución de la media de la antigüedad en el empleo en este periodo de estudio.

La segunda etapa va de 1991 a 1997 y registra una estabilidad de la antigüedad media del empleo. Durante esta etapa tiene lugar una crisis económica intensa pero breve a comienzos de la década, la reforma laboral de 1994 (que se centró en aspectos de la negociación colectiva) y la reforma laboral de 1997 (que supuso un

**Gráfico 1: ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, MUESTRA TOTAL Y POR SEXO. EPA 1987-2003 (SEGUNDOS TRIMESTRES)**



Fuente: elaboración propia.

intento de fomentar la contratación indefinida frente a la temporal mediante una reducción de los costes de despido así como mediante bonificaciones a las cotizaciones de la Seguridad Social). Como puede verse, la crisis económica de 1992-1994 no supuso un aumento de la antigüedad media del empleo, excepto en 1993. Esto se debió a que ese fue el único año en que la contratación temporal disminuyó en términos absolutos, mientras que la indefinida cayó en todos los años de dicho periodo. De igual forma, la antigüedad media no disminuyó con el comienzo de la expansión entre 1994 y 1997, seguramente porque durante este periodo la contratación temporal se desplazó hacia figuras contractuales (como el contrato de obra o servicio o el contrato eventual) con duraciones medias menores que el contrato temporal de fomento del empleo, que fue la figura más utilizada hasta 1994, año en que quedó circunscrito a su uso para colectivos muy específicos.

La tercera etapa (1997-2001) ha supuesto una nueva reducción de la antigüedad media del empleo de casi el 6 por ciento. La razón puede ser doble. Por un lado, el afianzamiento de la expansión económica que comenzó a mediados de los noventa. Por otro lado, los efectos de la reforma laboral de 1997, que ha dado lugar a un incremento de la contratación indefinida pero al mismo tiempo ha podido tener como efecto indeseado la utilización por parte de las empresas de los nuevos contratos indefinidos como si se trataran de contratos temporales, al ser más barato desprenderse de un trabajador con el primer tipo de contrato que con el segundo en un horizonte temporal de dos años [Malo y Toharia (1999)].

Finalmente, en el periodo de enfriamiento económico de 2001-2003 parece adivinarse un repunte de la antigüedad media del empleo. Con todo, la antigüedad media en el empleo a comienzos del siglo XXI es claramente menor (aproximadamente un 15 por ciento) que a mediados de los ochenta del siglo XX.

Por sexo, se observan ciertos elementos distintos y otros comunes. En primer lugar, el nivel de la antigüedad en el empleo difiere claramente: el de los varones es más elevado que el de las mujeres. Sin embargo, las diferencias se han ido reduciendo con el paso del tiempo. Para los varones, la evolución coincide con la dibujada para el total de trabajadores asalariados. Sin embargo, la evolución de la antigüedad media de las mujeres es globalmente diferente. Primero, la reducción de la antigüedad durante la expansión de 1987-1991 es mucho más tenue que la de los varones. Segundo, la antigüedad no sólo ha crecido durante la crisis de principios de los noventa sino también durante la expansión posterior, de modo que en 1998 la antigüedad media era superior a la observada en 1991 y en 1987. Tercero, entre 1997 y 2003 la antigüedad media apenas ha cambiado, registrándose una reducción muy limitada. En conjunto, la disminución de la antigüedad media del empleo a lo largo del periodo 1987-2003 ha recaído exclusivamente sobre los varones, al disminuir un 16 por ciento, mientras que la de las mujeres no ha variado<sup>13</sup>.

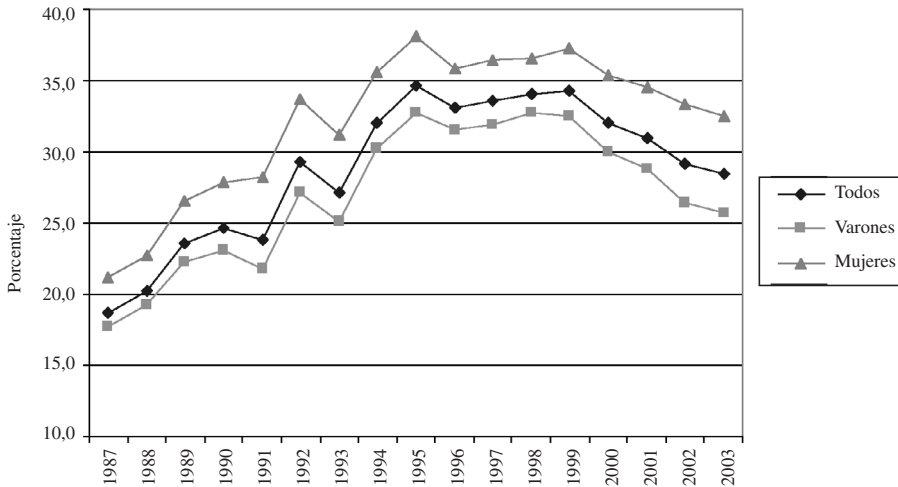
El gráfico 2 ofrece la información referente a la proporción de trabajadores asalariados que tienen una antigüedad en el empleo inferior a un año. Como puede comprobarse para el total de trabajadores, existen tres etapas distintas. En la primera, que va desde 1987 hasta 1995, se produce un fuerte incremento de la proporción de trabajadores en puestos de corta duración: de menos del 20 por ciento al 34 por ciento. Posteriormente, de 1995 a 1999, dicha proporción se mantiene en los niveles alcanzados en 1995. Finalmente, desde 1999, se observa una tendencia a la baja, habiendo disminuido dicha proporción más de cinco puntos porcentuales en tres años. Además, la evolución global coincide con la observada para los varones y las mujeres, con la única diferencia de que el nivel de la proporción de empleos de corta duración es siempre mayor para las mujeres que para los varones<sup>14</sup>.

---

(13) También se han realizado gráficos de la antigüedad media en el empleo para otras variables personales y del puesto de trabajo (estado civil, presencia de hijos en el hogar, niveles de estudios, tipo de contrato, sector institucional, ramas de actividad económica y categorías de ocupación). En casi todos los colectivos analizados se aprecian disminuciones de la antigüedad en el empleo entre 1987 y 2003, pero de manera más acentuada en los solteros, los trabajadores sin estudios y con estudios universitarios, quienes trabajan en el sector privado de la economía, con contratos temporales, los trabajadores en ocupaciones manuales y en ciertas ramas de actividad, especialmente en la agricultura y la construcción. Los únicos colectivos que aumentan su antigüedad en el empleo a lo largo del periodo de estudio son las mujeres con hijos mayores de 6 años, los asalariados con estudios de formación profesional, bachillerato elemental o bachillerato superior y los ocupados en servicios públicos.

(14) El análisis de la evolución de la proporción de trabajadores asalariados que tienen una antigüedad en el empleo inferior a un año referido a otras variables de interés sugieren que los trabajadores con mayor inestabilidad serían los ocupados en el sector privado, aquellos con bachillerato elemental, los que trabajan en ocupaciones manuales no cualificadas y en sectores como la agricultura y la construcción. Atendiendo a la variación de la inestabilidad en el periodo 1987-2003, se ha producido un aumento generalizado de la misma, aunque ciertos colectivos la han sufrido con mayor intensidad: los trabajadores que tienen estudios universitarios, los que trabajan con contratos temporales y en casi todos los sectores de actividad económica (excepto en la construcción).

**Gráfico 2: PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, MUESTRA TOTAL Y POR SEXO. EPA 1987-2003 (SEGUNDOS TRIMESTRES)**

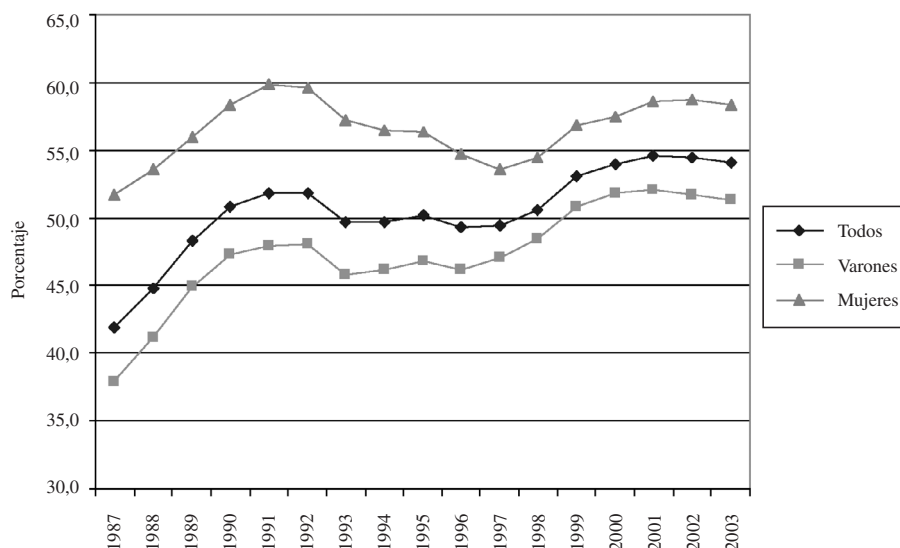


Fuente: elaboración propia.

Un indicador que también aproxima el peso de los empleos de corta duración (o de corta y media duración) es la proporción de trabajadores asalariados que tienen una antigüedad en el empleo inferior a cinco años. En el gráfico 3 se proporciona esta información para el total de trabajadores asalariados y por sexo. Entre 1987 y 1992, el indicador muestra un fuerte aumento, seguido de una reducción entre 1992 y 1993 y de una posterior estabilización hasta 1997. Después, el indicador crece hasta 2001 y experimenta una suave reducción en 2002-2003. El elemento diferencial en el caso de las mujeres es la fuerte caída que se registra entre 1992 y 1997. En cualquier caso, la evolución del indicador muestra un importante crecimiento del peso de los empleos de corta y media duración desde el comienzo del periodo de análisis hasta el final.

Finalmente, otro indicador que puede servir para medir los cambios en la estabilidad del empleo a lo largo del tiempo es la proporción de trabajadores asalariados que tienen una antigüedad en el empleo igual o superior a diez años. Su evolución puede dar una idea de cómo ha ido variando el peso de los empleos de larga duración en el periodo de estudio. El gráfico 4 ofrece esta información para el total de trabajadores asalariados y por sexo (en este caso, la muestra se ha restringido a trabajadores mayores de 25 años). Parecen detectarse tres etapas distintas en su evolución. En la primera, desde 1987 hasta 1992, se observa una fuerte caída (del 7 por ciento). En la segunda, desde 1992 a 1997, dicha proporción se mantiene en

**Gráfico 3: PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE CINCO AÑOS, MUESTRA TOTAL Y POR SEXO. EPA 1987-2003 (SEGUNDOS TRIMESTRES)**



Fuente: elaboración propia.

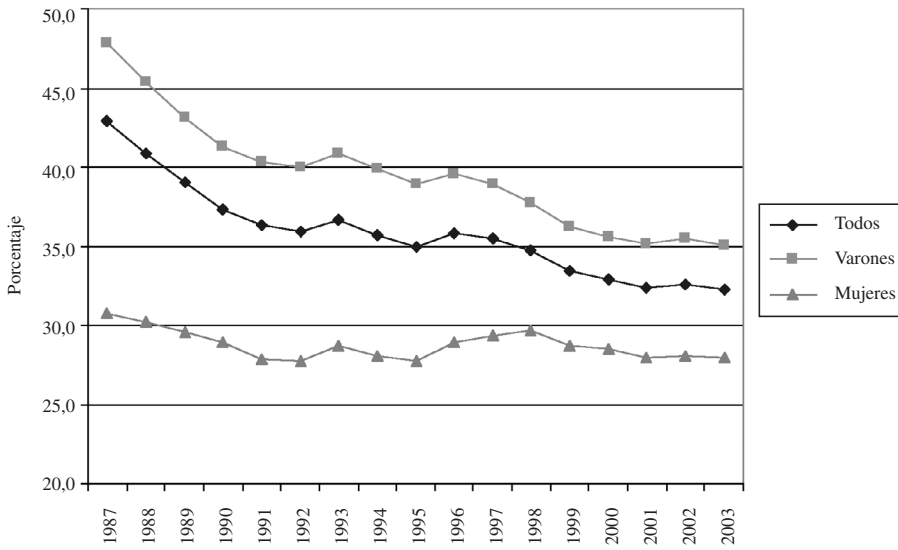
torno a los niveles alcanzados en 1992. Y, finalmente, desde 1997, se produce una nueva tendencia a la baja, aunque desde 2001 permanece prácticamente estable.

Todo lo dicho para el total de trabajadores refleja la evolución de dicha proporción para los asalariados varones, pero no la de las mujeres, que es distinta. Así, en el caso femenino, la proporción de asalariadas con antigüedades iguales o mayores que diez años disminuyó levemente a finales de los ochenta, aumentó en los años siguientes y volvió a reducirse a finales de los noventa, de modo que en el total del periodo de observación dicha proporción apenas se redujo (un 8,5 por ciento frente al 25 por ciento de los varones). Por tanto, cabe decir que la reducción de la estabilidad en el empleo medida por la reducción del peso de los asalariados con antigüedades iguales o mayores que diez años se ha concentrado en el colectivo masculino y que el femenino se ha visto afectado en mucha menor medida<sup>15</sup>.

(15) El análisis de otras variables de interés muestra que la proporción de trabajadores asalariados con antigüedad igual o superior a diez años ha disminuido en el periodo 1987-2003 con mayor intensidad en el caso de algunos colectivos: los trabajadores sin estudios y con estudios primarios, quienes trabajan en el sector privado de la economía, en ocupaciones manuales, y especialmente en sectores de actividad económica como la agricultura y la construcción (aunque también en otros).



**Gráfico 4: PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, MUESTRA TOTAL Y POR SEXO. EPA 1987-2003 (SEGUNDOS TRIMESTRES)**



Fuente: elaboración propia.

### 3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Extraer conclusiones a partir de un análisis descriptivo como el anterior debe realizarse con cautela porque existen limitaciones (como en la mayoría de análisis descriptivos). Por una parte, desde un punto de vista estadístico, la media es sensible a los valores extremos de la distribución, por lo que podría ser preferible utilizar la mediana, aunque la interpretación de la media parece más sencilla. Además, no siempre es posible estimar la mediana debido a la forma en que se presentan los datos sobre antigüedad en el empleo, lo que obliga a realizar supuestos sobre la distribución interna de las categorías de antigüedad [véase Gregg y Wadsworth (2002)]. Por otra parte, las medidas (mediante un análisis descriptivo) que se refieren a la proporción de trabajadores que tienen una determinada antigüedad no miden directamente la estabilidad en el empleo. Así, la fracción con una antigüedad menor que un año puede ser sensible a los cambios en los flujos de entrada en el empleo desde el desempleo o la inactividad: un aumento del número de individuos que se mueven del no empleo al empleo aumentaría la proporción de trabajadores con antigüedades cortas pero no indicaría necesariamente un cambio en el grado de estabilidad en el empleo<sup>16</sup>.

(16) No obstante, debido a esta última crítica se repitió el análisis utilizando un indicador alternativo (antigüedades inferiores a tres años), encontrándose que los resultados coincidían en términos

Para superar esas limitaciones se van a utilizar dos tipos de análisis. Primero, un análisis estático de la muestra que permita conocer las características individuales, del puesto de trabajo y otros factores socioeconómicos que influyen en la estabilidad en el empleo mediante el cálculo de probabilidades (no condicionadas) de que un trabajador tenga una duración de empleo determinada (inferior a uno, a cinco o iguales o superiores a diez años) sujetas a un conjunto de variables explicativas individuales y del puesto de trabajo. Segundo, como el modelo logit sólo permite evaluar la probabilidad de tener una duración determinada (corta, media y alta) en valores concretos (años) o un valor medio del periodo, se va a realizar un análisis dinámico de la muestra con objeto de capturar el efecto de la tendencia de esas probabilidades.

### 3.1. Un análisis estático de la muestra

Para realizar el primer tipo de análisis, se han agregado cohortes de sección cruzada para cada año de la encuesta y estimado probabilidades no condicionadas de que un trabajador esté empleado una duración determinada ( $k$ ) –inferior a uno, inferior a cinco años e igual o superior a diez años– durante el periodo 1987-2003 sujetas a un conjunto de características individuales y socioeconómicas ( $X_{it}$ ). Formalmente,  $p_{kit}$  sería la probabilidad de que el ocupado  $i$ -ésimo tenga una duración  $k$  en el periodo  $t$ :

$$p_{kit} = F(\beta_1 + \beta_2 X_{it}) \quad k = < 1, < 5, \geq 10; t = 1987, \dots, 2003$$

El cálculo de esta probabilidad se ha realizado mediante la estimación de un modelo logit. En este tipo de modelos, la variable endógena ( $Y$ ) toma dos valores, 0 y 1. En nuestro análisis, el 1 se asigna a los trabajadores con una antigüedad en el empleo ( $k$ ) en el periodo  $t$  y el 0 al resto. Formalmente, el modelo logit sería:

$$Y = F(\beta_1 + \beta_2 X_{it}) + \varepsilon = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_1 + \beta_2 X_{it})}} + \varepsilon \quad k = < 1, < 5, \geq 10; t = 1987, \dots, 2003$$

donde la probabilidad de que un individuo tenga una duración determinada  $k$  en el periodo  $t$  sería:

$$p_{kit} = E(Y = 1 | X_{it}) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_1 + \beta_2 X_{it})}} = \frac{e^{Z_{it}}}{1 + e^{Z_{it}}} \quad k = < 1, < 5, \geq 10; t = 1987, \dots, 2003$$

donde  $Z_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{it}$ .

El cuadro 1 contiene los resultados de las estimaciones de la probabilidad de que los trabajadores tengan una duración en el empleo determinada (inferior a un año, inferior a cinco años e igual o superior a diez años) para toda la muestra durante el periodo 1987-2003<sup>17</sup>. Estas estimaciones permiten conocer las caracterís-

---

generales con los aportados por el indicador de empleos de corta duración (menos de un año de antigüedad).

(17) La probabilidad de que los trabajadores tengan una antigüedad en el empleo igual o superior a diez años se ha analizado con una muestra de trabajadores de más de 25 años de edad.

**Cuadro 1: PROBABILIDAD DE QUE LOS TRABAJADORES TENGAN UNA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A UN AÑO, A CINCO AÑOS E IGUAL O SUPERIOR A DIEZ AÑOS (MUESTRA COMPLETA). EPA (1987-2003)<sup>a b c</sup>**

Variables	Antigüedad en el empleo < 1 año			Antigüedad en el empleo < 5 años			Antigüedad en el empleo ≥ 10 años		
	Coef.	E. S.	Sign.	Coef.	E. S.	Sign.	Coef.	E. S.	Sign.
<b>Sexo</b>									
Mujer	0,135	0,011	***	0,084	0,009	***	-0,025	0,011	**
<b>Edad</b>									
16-24	0,600	0,012	***	0,525	0,011	***	-	-	-
25-34	-	-	-	-	-	-	-	-	-
35-49	-0,538	0,010	***	-0,880	0,008	***	1,730	0,009	***
50-64	-0,951	0,014	***	-1,394	0,011	***	2,478	0,011	***
<b>Estado civil</b>									
Soltero	0,183	0,015	***	0,227	0,012	***	-0,293	0,013	***
Casado	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Viudo-separado	0,212	0,021	***	0,284	0,017	***	-0,382	0,017	***
<b>Educación</b>									
Analfabeto	0,148	0,022	***	-0,073	0,018	***	0,425	0,019	***
Primaria	-0,088	0,017	***	-0,267	0,013	***	0,499	0,014	***
Bachiller elemental	-0,227	0,016	***	-0,336	0,013	***	0,512	0,013	***
Bachiller superior	-0,210	0,017	***	-0,288	0,013	***	0,446	0,014	***
Formación profesional	-0,154	0,016	***	-0,211	0,013	***	0,269	0,014	***
Universidad	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>Sector</b>									
Público	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Privado	0,453	0,015	***	0,554	0,011	***	-0,717	0,011	***
<b>Tipo de contrato</b>									
Fijo	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Temporal	3,428	0,008	***	2,567	0,007	***	-4,230	0,022	***

Cuadro 1: PROBABILIDAD DE QUE LOS TRABAJADORES TENGAN UNA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A UN AÑO, A CINCO AÑOS E IGUAL O SUPERIOR A DIEZ AÑOS (MUESTRA COMPLETA). EPA (1987-2003)<sup>a b c</sup> (continuación)

Variables	Antigüedad en el empleo < 1 año			Antigüedad en el empleo < 5 años			Antigüedad en el empleo ≥ 10 años		
	Coef.	E. S.	Sign.	Coef.	E. S.	Sign.	Coef.	E. S.	Sign.
<b>Rama de actividad</b>									
Agricultura	0,911	0,026	***	0,471	0,021	***	-0,101	0,024	***
Construcción	0,116	0,023	***	0,091	0,018	***	-0,293	0,020	***
Energía, agua y extractivas	-0,306	0,039	***	-0,435	0,029	***	0,595	0,027	***
Transf. metal. y química	-0,043	0,026	***	-0,305	0,020	***	0,624	0,020	***
Fabricación equipo	-0,122	0,027	**	-0,443	0,021	***	0,808	0,021	***
Otras ind. manufactureras	0,043	0,023	**	-0,244	0,018	***	0,599	0,018	***
Servicios tradicionales	0,260	0,021	***	0,047	0,016	***	0,100	0,016	***
Servicios productivos	-0,005	0,023	—	-0,158	0,017	***	0,374	0,017	***
Servicios sociales	-0,003	0,019	—	-0,104	0,014	**	0,217	0,013	***
Servicios personales	-0,289	0,024	***	0,001	0,019	—	-0,339	0,020	***
Servicios públicos	—	—	—	—	—	—	—	—	—
<b>Ocupación</b>									
No manual-cualificado	—	—	—	—	—	—	—	—	—
No manual-no cualificado	0,124	0,014	***	0,039	0,011	***	0,040	0,011	***
Manual-cualificado	0,134	0,016	***	0,110	0,013	***	-0,078	0,013	***
Manual-no cualificado	0,360	0,015	***	0,344	0,012	***	-0,557	0,013	***
<b>Tasa de paro regional</b>	0,028	0,001	***	-0,004	0,001	***	0,005	0,001	***
<b>Año entrevista</b>									
1987-1991	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1992-1994	0,226	0,014	***	0,068	0,011	***	-0,122	0,012	***
1995-2003	0,452	0,021	***	0,055	0,007	***	-0,187	0,019	***
<b>(Exportaciones/PIB)*100</b>	0,026	0,002	***	0,012	0,002	***	-0,004	0,002	***
<b>Constante</b>	-4,444	0,063	***	-1,256	0,051	***	-0,808	0,055	***
<b>Función de verosimilitud</b>		-251.772,6			-349.667,6			-284.918,2	

<sup>a</sup> En las estimaciones también se incluyen variables correspondientes a la relación con la persona principal, el tipo de jornada y la comunidad autónoma de residencia. <sup>b</sup> El individuo de referencia es un varón, con edad comprendida entre 25-34 años de edad, casado, persona principal del hogar, universitario, trabaja en el sector público, con contrato indefinido, en una jornada laboral de más de 30 horas y en Andalucía. <sup>c</sup> \*\*\* indica significatividad al 1 por ciento, \*\* al 5 por ciento y \* al 10 por ciento.

ticas que contribuyen a la (in)estabilidad en el empleo a través de la inclusión de variables explicativas individuales y del puesto de trabajo, variables dicotómicas anuales (año de la entrevista de cada trabajador), variables del ciclo económico (tasa de paro regional) y otras variables agregadas (como el grado de apertura de la economía medido por los ingresos por exportaciones en relación con el PIB). En el anexo se incluye un cuadro que contiene la media y la desviación típica de las variables incluidas en las estimaciones.

Entre los principales resultados de las estimaciones, el primero de ellos tiene que ver con las diferencias entre varones y mujeres: éstas presentan mayor inestabilidad en el empleo que aquellos en el total del periodo 1987-2003, ya que tienen un 14 por ciento más de probabilidad<sup>18</sup> de tener antigüedades en el empleo inferiores a un año, un 9 por ciento más de tener antigüedades inferiores a cinco años y un 3 por ciento menos de probabilidad de estar ocupadas en empleos de larga duración (igual o superior a diez años)<sup>19</sup>.

Los parámetros de las estimaciones por grupos de edad arrojan los resultados esperados: la estabilidad en el empleo es mayor cuanto mayor es la edad de los individuos y, por consiguiente, mayor su experiencia laboral. Para todo el periodo de estudio, los trabajadores más jóvenes (con edades comprendidas entre 16 y 24 años) tienen una probabilidad mucho más elevada de estar ocupados en empleos con duraciones inferiores al año o inferiores a cinco años. Por el contrario, los individuos de edades intermedias (entre 35 y 49 años) y de edades más avanzadas (iguales o superiores a 50 años) presentan una probabilidad de tener antigüedades en la ocupación iguales o superiores a diez años más elevada en relación con el resto de grupos de edad.

En cuanto al resultado de los efectos del nivel educativo de los trabajadores, los universitarios sufren mayor inestabilidad en el empleo al presentar mayores probabilidades de estar ocupados en trabajos de duración inferior a un año (junto con los analfabetos) o inferior a cinco años y menores probabilidades de estar ocupados en empleos de duración igual o superior a diez años.

Con relación al efecto de las características de la empresa y del puesto de trabajo en el que trabajan los individuos, aquellos que lo hacen el sector privado de la economía, en ramas de actividad económica como la agricultura y la construcción, en ocupaciones manuales no cualificadas y con un contrato temporal son los que presentan mayor inestabilidad laboral a lo largo del periodo 1987-2003, puesto que sus probabilidades de estar ocupados en empleos con antigüedades inferiores a un año o a cinco años son bajas y sus probabilidades de estar ocupados en empleos con antigüedades iguales o superiores a diez años son elevadas.

---

(18) La interpretación del modelo logit en esta sección se ha realizado mediante el ratio “odds” o riesgo. El ratio “odds” para un individuo se define como el cociente entre la probabilidad de que suceda un hecho (o de que se elija la opción 1) frente a la probabilidad de que no suceda el hecho (o de que se elija la opción 0), lo cual se refiere al individuo de referencia. Este ratio es  $\exp(\beta)$ . El porcentaje de incremento (o disminución) en la probabilidad se calcula como  $(\exp(\beta)-1)*100$ .

(19) El hecho de haber observado pautas diferentes en la estabilidad laboral de las mujeres en relación con la de los varones ha motivado que realizáramos estimaciones por separado para ambos colectivos. Los resultados de estas estimaciones no presentan diferencias muy acusadas.

El efecto de la variable exportaciones en relación con el PIB en la economía española (que trata de medir el efecto de la mayor apertura al exterior) tiene efectos negativos para la estabilidad en el empleo porque los asalariados presentan una probabilidad mayor de estar ocupados en empleos de duración inferior a un año o a cinco años y una probabilidad menor de tener antigüedades en el empleo iguales o superiores a diez años.

Finalmente, la agrupación de las variables dicotómicas anuales por sub-periodos –que coinciden con un primer periodo expansivo (1987-1991), seguido por uno de recesión (1992-1994) y otro segundo de expansión (1995-2003)– arrojan resultados interesantes. Así, en comparación con la primera etapa expansiva (1987-1991), la probabilidad de que los trabajadores tengan empleos con antigüedades inferiores a un año aumentó un 34 por ciento durante la etapa recesiva y un 97 por ciento durante la segunda etapa expansiva. Igualmente, la probabilidad de tener empleos con antigüedades inferiores a cinco años aumentó, aunque de forma más limitada. En cambio, la probabilidad de tener antigüedades iguales o superiores a diez años disminuyó un 14 por ciento en la etapa recesiva y un 20 por ciento en la segunda etapa expansiva. En resumen, parece que la inestabilidad laboral ha crecido a lo largo del periodo 1987-2003, a pesar de que la tasa de temporalidad viene disminuyendo muy lentamente desde mediados de los años noventa del siglo XX<sup>20</sup>.

### 3.2. *Un análisis dinámico de la muestra*

El análisis realizado en el apartado anterior supone una primera aproximación a la inestabilidad del empleo pero tiene la limitación de que supone implícitamente que la relación entre los indicadores de la antigüedad en el empleo y las características de los individuos no cambia a lo largo del tiempo cuando se considera información agregada para todo el periodo 1987-2003. Así, asume que el efecto del nivel de estudios, por ejemplo, sobre la probabilidad de que un trabajador tenga un empleo con una antigüedad inferior a un año es idéntico en el año 1987 que en el 2003, al calcularse sus efectos mediante un modelo logit para todo el periodo de estudio en conjunto. Esto seguramente no es correcto porque la proporción de trabajadores asalariados con estudios universitarios es más elevada en el año 2003 que en el año 1987 y la influencia del nivel de estudios sobre la probabilidad de conseguir un empleo y de mantenerlo en el tiempo puede haber cambiado.

Estas alteraciones (anuales) en la composición de la muestra pueden ocultar cambios en la evolución de la antigüedad en el empleo de los individuos que presentan características fijas (o variantes) a lo largo del periodo de estudio. Para tener en cuenta estas limitaciones del análisis anterior, se va a utilizar un procedimiento de estimación en dos etapas, similar al utilizado por Jaeger y Stevens (1999) con datos norteamericanos y Gregg y Wadsworth (2002) con datos británicos. Esta metodología permite capturar el efecto de la tendencia de la probabilidad de que un trabajador se encuentre en un empleo de corta, media o larga dura-

---

(20) Como el periodo de estudio anteriormente analizado es bastante largo y contiene datos agregados de un periodo con varias reformas laborales (1984, 1994 y 1997) y cambios cíclicos en la economía, se han realizado estimaciones similares a las del cuadro 1 pero diferenciando los tres periodos que se acaban de mencionar. Los resultados de estas estimaciones pueden solicitarse a los autores.

ción, así como los efectos de esas características de los trabajadores que influyen en la antigüedad en el empleo.

Este procedimiento consiste en estimar un modelo logit (primera etapa) por cohortes anuales para conocer la probabilidad de que un trabajador esté ocupado una duración determinada condicionada a un conjunto de variables explicativas personales (sexo, edad, estado civil, nivel educativo, región de residencia, etc.) y del puesto de trabajo que ocupa (sector institucional, ocupación, rama de actividad económica, tipo de contrato, etc.). Utilizando las predicciones anuales como regresando<sup>21</sup>, se estima un modelo por MCO (segunda etapa) controlando las características observables de individuos y puestos y la tendencia (con variables dicotómicas anuales) así como el ciclo económico (con la tasa de paro) y el efecto de ciertos cambios estructurales (en particular, la apertura de la economía al exterior, medida por el valor de las exportaciones como porcentaje del PIB).

Al ser la muestra pequeña (17 observaciones correspondientes a las 17 predicciones anuales), las estimaciones de esta segunda etapa pueden estar contaminadas por el problema de la heterocedasticidad, aspecto que se ha contrastado y ha sido rechazado en casi todas las estimaciones. No obstante, en las estimaciones con presencia de heterocedasticidad (muy pocas) se han calculado los errores estándar de los parámetros estimados de una manera robusta siguiendo el método sugerido por McKinnon y White (1985) para estimaciones por MCO con posible presencia de heterocedasticidad. Aunque este método es más eficiente que el sugerido por White (1980), no se han apreciado alteraciones sustanciales con respecto a los errores estándar de las estimaciones presentadas en nuestra investigación<sup>22</sup>.

El cuadro 2 contiene los coeficientes estimados del efecto de la tendencia sobre la proporción agregada de trabajadores asalariados con una antigüedad en el empleo inferior a un año, inferior a cinco años e igual o superior a diez años para toda la muestra, así como por sexo, grupos de edad, niveles educativos, categorías de ocupación y sector institucional. A priori suponemos que si la proporción de los trabajadores con duraciones cortas aumenta a lo largo del tiempo, la inestabilidad en el empleo crecerá; por el contrario, si dicha proporción disminuye, la estabilidad en el empleo aumenta. Similar reflexión, pero opuesta, se podría hacer con respecto a la tendencia de la proporción de los trabajadores con antigüedades en el empleo iguales o superiores a diez años.

Para cada indicador de la distribución de antigüedades, se ofrecen dos columnas. La primera columna muestra la tendencia de la categoría de antigüedad correspondiente controlando los cambios en la composición de la población y de los puestos de trabajo pero sin tener en cuenta el efecto del ciclo (la tasa de paro). Mientras que la segunda columna descuenta cualquier componente cíclico de la tendencia. Los coeficientes de la tendencia pueden leerse como cambios unitarios

---

(21) Para calcular estas probabilidades, el modelo logit se evalúa tomando el valor medio de cada una de las variables independientes.

(22) Alternativamente, se ha seguido otra estrategia sugerida por Maddala (1999), que consiste en calcular los errores estándar de modelos con presencia de heterocedasticidad en muestras pequeñas replicando las estimaciones de los modelos hasta 500 veces. Tampoco se han observado alteraciones importantes al comparar los resultados de estas réplicas y los que se presentan en el artículo.



**Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LA TENDENCIA DE LA PROPORCIÓN DE EMPLEOS DE DURACIÓN INFERIOR A UN AÑO, INFERIOR A CINCO AÑOS Y SUPERIOR E IGUAL A DIEZ AÑOS SEGÚN DIVERSOS CONTROLES. EPA (1987-2003)**

	Antigüedad en el empleo < 1 año						Antigüedad en el empleo < 5 años						Antigüedad en el empleo ≥ 10 años						
	Características (1)		E. S.		Coef.		Características (1)		E. S.		Coef.		Características (1)		E. S.		Coef.		
	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	
<b>Total</b>	0,0067	0,0018	0,0100	0,0014	0,0049	0,0008	0,0055	0,0009	0,0009	0,0073	0,0007	-0,0083	0,0008	0,0067	0,0007	-0,0083	0,0008	0,0008	0,0008
<b>Sexo</b>																			
Varón	0,0060	0,0018	0,0095	0,0015	0,0054	0,0008	0,0059	0,0009	0,0076	0,0007	0,0007	-0,0082	0,0008	0,0069	0,0017	0,0099	0,0015	0,0024	0,0008
Mujer	0,0069	0,0017	0,0099	0,0015	0,0024	0,0008	0,0029	0,0009	0,0042	0,0007	0,0007	-0,0053	0,0006	0,0131	0,0038	0,0211	0,0026	0,0057	0,0019
<b>Edad</b>																			
16-24	0,0131	0,0038	0,0211	0,0026	0,0057	0,0019	0,0091	0,0011	0,0107	0,0012	0,0130	0,0009	0,0009	0,0131	0,0026	0,0183	0,0019	0,0116	0,0018
25-34	0,0131	0,0026	0,0183	0,0019	0,0116	0,0018	0,0134	0,0013	0,0074	0,0003	0,0075	0,0004	0,0004	0,0057	0,0009	0,0076	0,0006	0,0058	0,0005
35-49	0,0057	0,0009	0,0076	0,0006	0,0058	0,0005	0,0058	0,0005	0,0074	0,0003	0,0075	0,0004	0,0004	0,0023	0,0008	0,0038	0,0007	0,0024	0,0006
50-64	0,0023	0,0008	0,0038	0,0007	0,0024	0,0006	0,0027	0,0006	0,0035	0,0004	0,0035	0,0005	0,0005	<b>Educación</b>					
<b>Educación</b>																			
Analfabeto	0,0085	0,0016	0,0113	0,0015	0,0082	0,0010	0,0088	0,0011	0,0093	0,0008	0,0096	0,0009	0,0009	0,0062	0,0018	0,0099	0,0014	0,0055	0,0009
Primaria	0,0062	0,0018	0,0099	0,0014	0,0055	0,0009	0,0066	0,0010	0,0082	0,0006	0,0086	0,0007	0,0007	0,0051	0,0026	0,0102	0,0020	0,0019	0,0011
Bach. elemental	0,0051	0,0026	0,0102	0,0020	0,0019	0,0011	0,0032	0,0011	0,0091	0,0009	0,0104	0,0009	0,0009	0,0070	0,0011	0,0090	0,0010	0,0021	0,0006
Bach. superior	0,0070	0,0011	0,0090	0,0010	0,0021	0,0006	0,0017	0,0009	0,0002	0,0009	0,0009	0,0010	0,0010	0,0036	0,0020	0,0072	0,0017	-0,0008	0,0006
Form. profesional	0,0036	0,0020	0,0072	0,0017	-0,0008	0,0006	-0,0010	0,0008	0,0031	0,0008	0,0042	0,0009	0,0009	0,0080	0,0007	0,0086	0,0008	0,0035	0,0006
Universidad	0,0080	0,0007	0,0086	0,0008	0,0035	0,0006	0,0023	0,0006	0,0008	0,0005	0,0010	0,0006	0,0006	<b>Ocupación</b>					
<b>Ocupación</b>																			
No manual-cualificado	0,0063	0,0008	0,0076	0,0008	0,0033	0,0005	0,0029	0,0008	0,0020	0,0008	0,0031	0,0008	0,0008	0,0082	0,0017	0,0115	0,0013	0,0050	0,0012
No manual-no cualificado	0,0082	0,0017	0,0115	0,0013	0,0050	0,0012	0,0055	0,0011	0,0074	0,0010	0,0080	0,0008	0,0008	0,0054	0,0023	0,0095	0,0019	0,0062	0,0016
Manual-cualificado	0,0054	0,0023	0,0095	0,0019	0,0062	0,0016	0,0069	0,0012	0,0108	0,0010	0,0112	0,0009	0,0009	0,0106	0,0024	0,0153	0,0018	0,0078	0,0014
Manual-no cualificado	0,0106	0,0024	0,0153	0,0018	0,0078	0,0014	0,0093	0,0010	0,0099	0,0006	0,0108	0,0007	0,0007	<b>Sector</b>					
<b>Sector</b>																			
Público	0,0035	0,0006	0,0034	0,0007	-0,0013	0,0009	-0,0018	0,0011	0,0033	0,0010	0,0019	0,0011	0,0011	0,0072	0,0023	0,0120	0,0018	0,0062	0,0016
Privado	0,0072	0,0023	0,0120	0,0018	0,0062	0,0016	0,0076	0,0011	0,0105	0,0008	0,0116	0,0008	0,0008						

anuales, o como cambios porcentuales anuales si se multiplican por 100 los coeficientes. Para comentar los resultados de las estimaciones del cuadro utilizaremos esta última interpretación<sup>23</sup>.

Los resultados contenidos en el cuadro 2 permiten confirmar las impresiones obtenidas con el análisis descriptivo y con la estimación del modelo logit realizado anteriormente: la existencia de un incremento de la inestabilidad en el empleo en el mercado de trabajo español durante el periodo 1987-2003, dado que aumenta la proporción agregada de trabajadores ocupados en empleos con duraciones cortas y cortas-medias y disminuye la proporción en empleos con duraciones largas.

Por un lado, se observa que la proporción agregada de trabajadores ocupados en empleos de duración inferior a un año aumenta a lo largo de todo el periodo de estudio tanto entre los varones y las mujeres como en los diferentes colectivos definidos según la edad, el nivel educativo, la ocupación y el sector institucional. La proporción agregada de asalariados en empleos de duración inferior a un año se incrementa cada año un 0,7 por ciento a lo largo del periodo 1987-2003, una vez que se controlan las características individuales y de los puestos de trabajo. El aumento es de un 1 por ciento anual cuando se elimina el efecto del ciclo en la tendencia<sup>24</sup>.

Por colectivos, quienes han sufrido un mayor aumento de la inestabilidad en el empleo utilizando este indicador serían los menores de 35 años, los trabajadores con menos estudios, los trabajadores menos cualificados (tanto en ocupaciones manuales como en no manuales) y quienes trabajan en el sector privado. El impacto del ciclo económico y de la apertura exterior (no mostrado) es similar en magnitud en casi todos los colectivos considerados, aunque hay excepciones: por un lado, el efecto del ciclo es mayor precisamente en el caso de los colectivos que se acaban de mencionar; por otro lado, los trabajadores con estudios universitarios apenas se han visto afectados por el control de ambas variables.

Por otro lado, los resultados relativos a la proporción agregada de trabajadores ocupados en empleos de duración inferior a cinco años son similares a los anteriores. Primeramente, esta proporción aumenta a lo largo de todo el periodo: un 0,5 por ciento anual, tras controlar las características de individuos y puestos de trabajo, y un 0,6 por ciento anual, eliminando el efecto del ciclo. Además, el incremento de este indicador se produce para todos los grupos de edad, nivel educativo (excepto formación profesional), ocupación y sector institucional (excepto sector público), siendo los colectivos que más lo sufren los mismos que se han mencionado anteriormente.

---

(23) Hay que mencionar que los coeficientes de la tendencia son sensibles a la inclusión de controles al ciclo económico. De hecho, la magnitud de la tendencia es superior en todas las estimaciones cuando se considera tal control. Por tanto, no considerar las condiciones macroeconómicas del mercado de trabajo podría dar lugar a inferencias incorrectas (estarían infravaloradas) sobre la evolución de las categorías de antigüedad consideradas en el análisis. Gregg y Wadsworth (2002) con datos británicos de la GHS y la LFS llegan a las mismas conclusiones.

(24) El incremento (no mostrado) es de un 1,2 por ciento anual si además se elimina el efecto de la apertura de la economía española a los mercados internacionales. Esto parece indicar que la mayor apertura habría tenido un efecto significativo sobre la proporción de empleos de corta duración en el mercado de trabajo español.

Finalmente, la proporción de asalariados en empleos de duración igual o superior a diez años disminuye para todas las categorías de las variables incluidas en las estimaciones, excepto para los ocupados en el sector público y los trabajadores con estudios universitarios. En términos agregados, la reducción de dicha proporción se sitúa en el 0,7 por ciento anual una vez que se controlan las características personales y de los puestos de trabajo, aumentando sólo ligeramente al 0,8 por ciento cuando se elimina el efecto del ciclo<sup>25</sup>. En general, la disminución de la proporción de trabajadores en empleos de larga duración es más fuerte entre los varones, los trabajadores más jóvenes (de 25-34 años de edad), los individuos con menor nivel de estudios, los trabajadores en ocupaciones manuales y quienes trabajan en el sector privado<sup>26</sup>.

Como es posible que la permanencia en empleos de duración corta y larga dependa de determinadas características (diferentes) de los varones y de las mujeres, se han llevado a cabo las mismas estimaciones del subpartado anterior desagregando el análisis por sexo. Los resultados de estas estimaciones se ofrecen en el cuadro 3.

En estas estimaciones, se observan resultados similares a los detectados anteriormente: un aumento de la proporción de asalariados en empleos de duración inferior a un año e inferior a cinco años y una disminución de la proporción de asalariados en empleos de duración igual o superior a diez años a lo largo del periodo de estudio tanto en los varones y en las mujeres como desagregando por grupos de edad y categorías de ocupación (aunque en el caso de las mujeres hay algunas excepciones).

El aumento de la tendencia de la proporción de asalariados en empleos de duración corta es superior en las mujeres que en los varones en todos los grupos de edad, siendo las mujeres más jóvenes (de menos de 25 años de edad) las que presentan un mayor incremento anual: un 2,5 por ciento frente al 1,9 por ciento de los varones<sup>27</sup>. Por otro lado, la proporción de asalariados en empleos de duración corta aumenta pero en menor cuantía cada año en los individuos con edades de 50-64 años, siendo el aumento anual superior en las mujeres (casi un 0,6 por ciento) respecto a los varones (un 0,3 por ciento).

Sin embargo, al utilizar como indicador la proporción de trabajadores con antigüedades inferiores a cinco años, los resultados cambian: ahora las mujeres presentan valores superiores a los de los varones sólo para los dos grupos de edad más jóvenes, pero dicha proporción apenas varía en el caso de las mujeres de 35 o

---

(25) La eliminación del efecto de la apertura exterior de la economía (no mostrado) parece tener un efecto mayor sobre las proporciones de trabajadores con antigüedades inferiores a cinco años o iguales o superiores a diez años, ya que el incremento de dichas proporciones sería del 1 por ciento anual y del 1,2 por ciento anual, respectivamente.

(26) El efecto de la tasa de paro (omitido el coeficiente por razones de espacio en el cuadro 2) es que en periodos en que esta tasa aumenta también se eleva la inestabilidad en el empleo en todos los colectivos analizados porque se aprecia un efecto positivo (y significativo) sobre la proporción agregada de trabajadores ocupados en empleos de duración corta y corta-media y negativo (y significativo) sobre la de empleos de duración larga.

(27) Las cifras corresponden a las estimaciones con controles de las características de individuos y puestos de trabajo y del ciclo económico.

**Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LA TENDENCIA DE LA PROPORCIÓN DE EMPLEOS SEGÚN DIFERENTES ANTIGÜEDADES EN EL EMPLEO, POR GÉNERO. EPA (1987-2003)**

**VARONES**

		Antigüedad en el empleo < 1 año		Antigüedad en el empleo < 5 años		Antigüedad en el empleo ≥ 10 años						
		Características (1)		Características (1)		Características (1)						
		Coef.	E. S.	Coef.	E. S.	Coef.	E. S.					
<b>Edad</b>												
	16-24	0,0100	0,0040	0,0186	0,0027	0,0046	0,0018	0,0085	0,0012	-	-	-
	25-34	0,0111	0,0028	0,0170	0,0019	0,0099	0,0013	0,0117	0,0014	-0,0094	0,0012	-0,0115
	35-49	0,0052	0,0010	0,0072	0,0008	0,0060	0,0004	0,0060	0,0005	-0,0081	0,0004	-0,0081
	50-64	0,0018	0,0008	0,0032	0,0007	0,0026	0,0005	0,0027	0,0006	-0,0041	0,0005	-0,0039
<b>Ocupación</b>												
	No manual-cualificado	0,0055	0,0008	0,0070	0,0007	0,0032	0,0006	0,0029	0,0008	-0,0025	0,0009	-0,0035
	No manual-no cualificado	0,0040	0,0016	0,0074	0,0010	0,0013	0,0007	0,0020	0,0008	-0,0025	0,0006	-0,0027
	Manual-cualificado	0,0056	0,0022	0,0098	0,0018	0,0068	0,0009	0,0078	0,0011	-0,0108	0,0007	-0,0114
	Manual-no cualificado	0,0106	0,0025	0,0149	0,0022	0,0096	0,0013	0,0107	0,0015	-0,0122	0,0009	-0,0128
<b>Estado civil e hijos</b>												
	Casado	0,0033	0,0014	0,0063	0,0009	0,0030	0,0008	0,0038	0,0008	-0,0040	0,0008	-0,0051
	En otras situaciones	0,0055	0,0030	0,0113	0,0025	0,0025	0,0012	0,0041	0,0012	-0,0074	0,0011	-0,0082

Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LA TENDENCIA DE LA PROPORCIÓN DE EMPLEOS SEGÚN DIFERENTES ANTIGÜEDADES EN EL EMPLEO, POR GÉNERO. EPA (1987-2003) (continuación)

**MUJERES**

		Antigüedad en el empleo < 1 año			Antigüedad en el empleo < 5 años			Antigüedad en el empleo ≥ 10 años				
Características (I)		(I) + Ciclo	Coef.	E. S.	Características (I)	(I) + Ciclo	Coef.	E. S.	Características (I)	(I) + Ciclo	Coef.	E. S.
<b>Edad</b>												
	16-24	0,0175	0,0035	0,0247	0,0025	0,0073	0,0013	0,0100	0,0009	—	—	—
	25-34	0,0159	0,0023	0,0202	0,0019	0,0142	0,0014	0,0161	0,0014	-0,0128	0,0013	-0,0155
	35-49	0,0056	0,0009	0,0073	0,0008	0,0029	0,0007	0,0028	0,0009	-0,0028	0,0003	-0,0028
	50-64	0,0034	0,0010	0,0054	0,0008	0,0007	0,0006	0,0013	0,0007	0,0013	0,0005	0,0012
<b>Ocupación</b>												
	No manual-cualificado	0,0060	0,0008	0,0070	0,0009	0,0019	0,0007	0,0015	0,0009	0,0003	0,0007	-0,0007
	No manual-no cualificado	0,0090	0,0020	0,0125	0,0017	0,0045	0,0011	0,0049	0,0014	-0,0078	0,0011	-0,0091
	Manual-cualificado	0,0058	0,0029	0,0098	0,0030	0,0045	0,0015	0,0048	0,0018	-0,0108	0,0011	-0,0099
	Manual-no cualificado	0,0108	0,0023	0,0159	0,0013	0,0048	0,0009	0,0068	0,0005	-0,0055	0,0005	-0,0065
<b>Estado civil e hijos</b>												
	Cónyuge o principal con hijos < 6 años	0,0066	0,0013	0,0086	0,0013	0,0051	0,0013	0,0061	0,0015	-0,0066	0,0016	-0,0102
	Cónyuge o principal con hijos > 5 años	0,0037	0,0015	0,0065	0,0013	-0,0001	0,0010	0,0008	0,0011	0,0030	0,0005	0,0026
	Casada (cónyuge o principal) sin hijos	0,0102	0,0012	0,0126	0,0010	0,0077	0,0008	0,0080	0,0011	-0,0097	0,0009	-0,0111
	Otras mujeres	0,0133	0,0027	0,0184	0,0021	0,0075	0,0009	0,0089	0,0010	-0,0124	0,0009	-0,0137

más años. Algo similar sucede cuando se examina la evolución de la proporción de asalariados cuya antigüedad en el empleo es igual o superior a diez años: los varones reducen su probabilidad de estar en empleos de duración larga en todos los grupos de edad (aunque la magnitud de esta reducción disminuye con la edad), pero en el caso de las mujeres la disminución entre aquellas de 35-49 años es muy limitada e incluso aquellas de 50-64 años presentan un ligero aumento.

Entre los grupos de ocupación, la tendencia creciente de la proporción de los empleos de duración corta es similar en los varones y las mujeres cuando se comparan iguales categorías, con la excepción de las ocupaciones no manuales menos cualificadas cuya proporción crece más entre las mujeres. En cualquier caso, el incremento anual es alrededor del 1,5 por ciento entre los varones y las mujeres en ocupaciones manuales de menor cualificación, siendo la mitad entre los trabajadores en ocupaciones no manuales de mayor cualificación. Lo mismo sucede con la proporción de empleos con antigüedad inferior a cinco años, aunque los aumentos son inferiores entre las mujeres que entre los varones, con la excepción ya comentada.

Por lo que respecta a la proporción de asalariados en empleos con antigüedades iguales o superiores a diez años, ahora todas las categorías experimentan reducciones, que superan el 1 por ciento anual entre los ocupados en puestos manuales (cualificados y no cualificados) en el caso de los varones, siendo dichas disminuciones inferiores entre las mujeres en idénticas ocupaciones. Además, las mujeres que trabajan en ocupaciones no manuales de mayor cualificación no han visto reducir su probabilidad de estar en un empleo de duración larga.

Finalmente, respecto al estado civil de los varones y mujeres, con o sin responsabilidades familiares, se aprecia que los varones no casados experimentan una mayor movilidad laboral a lo largo de todo el periodo de estudio al aumentar en 1,1 puntos porcentuales anuales su probabilidad de estar ocupados en empleos de duración corta y reducirse en 0,8 puntos porcentuales anuales su probabilidad de estar ocupados en empleos de duración larga. Respecto a las mujeres cabe destacar que, independientemente de si tienen o no responsabilidades familiares, la probabilidad de que se encuentren en empleos de corta duración crece a lo largo de 1987-2003, aunque en mayor magnitud en el caso de aquellas sin hijos y en menor magnitud en el caso de las mujeres con hijos de edad inferior a 6 años o con hijos de 5 años o más. Hay que subrayar el caso de estas últimas, ya que además de ser las mujeres que sufren un menor aumento de la incidencia de los empleos de corta duración (similar al de los varones casados) constituyen el único grupo que experimenta un estancamiento de la proporción de empleos con antigüedad inferior a cinco años y un incremento de la proporción de empleos de larga duración. Estos resultados son similares a los encontrados por Gregg y Wadsworth (2002) para el Reino Unido, si bien en este trabajo el grupo de mujeres más beneficiado es el de quienes tienen hijos más pequeños, lo que los autores atribuyen a la legislación sobre permisos de maternidad.

#### 4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha consistido en ofrecer un análisis empírico de lo que ha sucedido con la estabilidad en el empleo a lo largo de las dos últimas décadas en el mercado de trabajo español. Para llevar a cabo este estudio se han utilizado los microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA) en su versión de corte transversal (o pseudopanel) para un periodo relativamente extenso (1987-2003). Esta fuente estadística ofrece información sobre la antigüedad en el empleo de los asalariados, lo que permite conocer la distribución de los empleos según duraciones (incompletas) en un momento dado.

Los procedimientos empleados para este análisis han sido tres, que son los más utilizados en la literatura internacional reciente para medir la estabilidad en el empleo con datos de corte transversal repetidos a lo largo del tiempo, algunos de los cuales se han utilizado por primera vez en el caso español. En primer lugar, se ha realizado un análisis descriptivo de la antigüedad media en el empleo y de la proporción de trabajadores que tienen una antigüedad inferior a un año (duraciones cortas), inferior a cinco años (duraciones medias-cortas) e igual o superior a diez años (duraciones largas). En segundo lugar, se ha estimado mediante un modelo logit (a partir de cohortes anuales agregadas para cada año) la probabilidad de que un trabajador esté empleado una duración determinada durante el periodo de estudio, condicionada a un conjunto de características individuales, de los puestos de trabajo y socioeconómicas. Finalmente, se ha efectuado un análisis dinámico mediante un procedimiento en dos etapas para tratar de cuantificar dicha inestabilidad.

Los resultados de los tres enfoques ofrecen evidencia tanto de la existencia de una elevada inestabilidad en el empleo como del crecimiento de la misma durante el periodo 1987-2003 en el mercado de trabajo español. Dicho aumento de la inestabilidad se refleja en que disminuye la antigüedad media en el empleo, aumenta la proporción de trabajadores asalariados con antigüedades inferiores a un año o a cinco años y disminuye la proporción de aquellos con antigüedades iguales o superiores a diez años.

Los colectivos que sufren con más intensidad esta inestabilidad son, en general: las mujeres, los ocupados en el sector privado, los trabajadores con contrato temporal, los jóvenes, los individuos con pocos estudios (pero también quienes tienen estudios universitarios), los trabajadores en ocupaciones manuales no cualificadas y los que trabajan en sectores como la agricultura y la construcción. En cuanto al aumento de la inestabilidad, aunque éste ha sido más o menos generalizado, también ha habido ciertos grupos que lo han sufrido con mayor intensidad, coincidiendo en general con los colectivos anteriores que ya tenían un nivel de inestabilidad elevado. Este aumento de la inestabilidad en el empleo es de mayor magnitud una vez que se incluyen controles del ciclo económico y de la apertura exterior de la economía en el análisis. Esto significa que tanto las tasas de paro como la mayor apertura exterior habrían tenido un efecto muy significativo sobre las distintas medidas de la duración de los empleos en el mercado de trabajo español, una vez controladas las características personales y de los puestos de trabajo.

En cualquier caso, la proporción de varones y mujeres ocupadas en empleos de duración inferior a un año aumenta alrededor de un 1 por ciento cada año,



siendo las mujeres más jóvenes (de menos de 25 años de edad) las que presentan un mayor incremento anual. Entre los diferentes grupos de ocupación, la proporción de asalariados varones y mujeres en empleos de duración corta aumenta en el caso de los trabajadores en ocupaciones no manuales y manuales, pero especialmente entre estos últimos y, sobre todo, entre quienes ocupan puestos de baja o nula cualificación. Estos resultados son similares a los obtenidos cuando se utiliza como indicador de la inestabilidad la proporción de trabajadores con antigüedades inferiores a cinco años.

Además, la proporción de asalariados en empleos de duración igual o superior a diez años se ha reducido anualmente entre los varones y entre las mujeres, siendo la reducción mayor entre los primeros que entre las segundas. Esta disminución también es mayor entre los trabajadores más jóvenes (25-34 años de edad) que en el resto de grupos de edad. Asimismo, los trabajadores en ocupaciones manuales y no manuales reducen su probabilidad de tener empleos de duración larga, siendo los primeros los que sufren una mayor disminución en comparación con los segundos. Hay que destacar, sin embargo, el caso de las mujeres en ocupaciones no manuales de alta cualificación, con 50 años o más de edad y con hijos mayores de 5 años, que constituyen los únicos grupos que experimentan bien un estancamiento (las primeras) bien un aumento (los otros dos grupos) en la proporción de empleos de larga duración.

A la vista de estos resultados, la pregunta es qué impacto puede tener el incremento de la inestabilidad en el empleo sobre el funcionamiento de la economía española<sup>28</sup>. En principio, la generalización de la inestabilidad puede tener un impacto negativo sobre las decisiones de consumo de los hogares, contribuyendo a que el aumento del consumo privado sea inferior al que podría ser si la estabilidad de los empleos por parte de los trabajadores fuese mayor, con el consiguiente efecto negativo sobre el crecimiento de la economía. Por otra parte, si una gran parte de los empleos que se crean duran poco y los agentes (los trabajadores y las empresas) no tienen incentivos para invertir en formación, el resultado es un crecimiento de la productividad (y de los salarios) menor que el que se podría lograr si dicha inversión se realizara. En este sentido, la existencia de incentivos para la creación de empleos estables puede resultar relevante, en especial para aquellos colectivos más desfavorecidos en términos de inestabilidad laboral (como los jóvenes, las mujeres –principalmente con hijos pequeños– y los trabajadores con bajas cualificaciones).

---

(28) Debe señalarse que el análisis efectuado en este trabajo no implica el seguimiento longitudinal de los individuos, por lo que los efectos señalados pueden tener un impacto menor si la inestabilidad detectada va reduciéndose a medida que los individuos acumulan mayor experiencia laboral. Una cierta evidencia en este sentido pero circunscrita a los individuos que tienen contratos temporales se encuentra en Toharia (1998) y Hernanz (2003), donde se utiliza información sobre grupos de individuos definidos de acuerdo con su año de nacimiento (cohortes) a partir de los datos transversales de la EPA.

ANEXO

**Cuadro A.1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LAS ESTIMACIONES SEGÚN ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A UN AÑO, INFERIOR A CINCO Y SUPERIOR E IGUAL A DIEZ AÑOS (MUESTRA COMPLETA)**

Variables	Antigüedad < 1 año		Antigüedad < 5 años		Antigüedad ≥ 10 años	
	Media	S.E.	Media	S.E.	Media	S.E.
<b>Antigüedad (años)</b>	0,319	0,256	1,148	1,241	19,655	7,538
<b>Sexo</b>						
Varón	0,605	0,489	0,608	0,488	0,713	0,452
Mujer	0,395	0,489	0,392	0,488	0,287	0,452
<b>Edad</b>						
16-24	0,345	0,476	0,292	0,455	–	–
25-34	0,356	0,479	0,383	0,486	0,115	0,319
35-49	0,225	0,418	0,244	0,430	0,534	0,499
50-64	0,073	0,260	0,081	0,272	0,351	0,477
<b>Estado civil</b>						
Soltero	0,568	0,495	0,527	0,499	0,124	0,329
Casado	0,401	0,490	0,440	0,496	0,830	0,375
Viudo-separado	0,031	0,174	0,033	0,179	0,046	0,209
<b>Educación</b>						
Analfabeto	0,067	0,250	0,059	0,236	0,068	0,251
Primaria	0,240	0,427	0,238	0,426	0,347	0,476
Bachiller elemental	0,328	0,470	0,309	0,462	0,176	0,381
Bachiller superior	0,087	0,281	0,095	0,293	0,108	0,310
Formación profesional	0,153	0,360	0,152	0,359	0,097	0,296
Universidad	0,125	0,331	0,147	0,354	0,205	0,404
<b>Sector</b>						
Público	0,121	0,326	0,143	0,351	0,356	0,479
Privado	0,879	0,326	0,857	0,351	0,644	0,479
<b>Tipo de contrato</b>						
Fijo	0,171	0,377	0,393	0,488	0,992	0,088
Temporal	0,829	0,377	0,607	0,488	0,008	0,088
<b>Rama de actividad</b>						
Agricultura	0,084	0,278	0,063	0,243	0,029	0,168
Construcción	0,170	0,376	0,155	0,362	0,050	0,218
Energía, agua y extractivas	0,008	0,090	0,010	0,100	0,027	0,161
Transf. metal. y química	0,047	0,213	0,050	0,217	0,080	0,271

**Cuadro A.1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LAS ESTIMACIONES SEGÚN ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A UN AÑO, INFERIOR A CINCO Y SUPERIOR E IGUAL A DIEZ AÑOS (MUESTRA COMPLETA) (continuación)**

Variables	Antigüedad < 1 año		Antigüedad < 5 años		Antigüedad ≥ 10 años	
	Media	S.E.	Media	S.E.	Media	S.E.
Fabricación equipo	0,034	0,181	0,036	0,185	0,070	0,255
Otras ind. manufactureras	0,108	0,311	0,106	0,308	0,116	0,320
Servicios tradicionales	0,263	0,440	0,254	0,435	0,176	0,381
Servicios productivos	0,076	0,265	0,084	0,277	0,102	0,303
Servicios sociales	0,099	0,298	0,109	0,311	0,185	0,389
Servicios personales	0,065	0,247	0,077	0,266	0,034	0,181
Servicios públicos	0,045	0,208	0,058	0,233	0,132	0,338
<b>Ocupación</b>						
No manual-cualificado	0,139	0,346	0,169	0,374	0,288	0,453
No manual-no cualificado	0,259	0,438	0,264	0,441	0,260	0,439
Manual-cualificado	0,297	0,457	0,285	0,451	0,284	0,451
Manual-no cualificado	0,305	0,460	0,283	0,450	0,169	0,374
<b>Número de observaciones</b>	234.689		398.989		281.035	



**REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

Alba, A. (1998): “How Temporary is Temporary Employment in Spain?”, *Journal of Labor Research*, vol. 19, págs. 695-710.

Amuedo, C. (2000): “Work Transitions Into and Out of Involuntary Temporary Employment in a Segmented Market: Evidence from Spain”, *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 53 (2), págs. 309-325.

Arranz, J.M. y C. García-Serrano (2004): “The Influence of Previous Labour Market Experiences on Subsequent Job Tenure”, *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, vol. 168(1), págs. 43-64.

Auer, P. y S. Cazes (2000): “The Resilience of the Long-term Employment Relationship: Evidence from the Industrialized Countries”, *International Labour Review*, vol. 139 (4), págs. 379-408.

Boisjoly, J., G. Duncan y T. Smeeding (1998): “The Shifting Incidence of Involuntary Job Losses from 1968 to 1992”, *Industrial Relations*, vol. 37, págs. 207-231.

Booth, A., M. Francesconi y C. García-Serrano (1999): “Job Tenure and Job Mobility in Britain”, *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 53, págs. 43-70.

Burgess, S. y H. Rees (1996): “Job Tenure in Britain 1975-92”, *The Economic Journal*, 1 vol. 06, págs. 334-344.

Burgess, S. y H. Rees (1998): “A Disaggregate Analysis of the Evolution of Job Tenure in Britain 1975-1993”, *British Journal of Industrial Relations*, vol. 36, págs. 629-655.

- Cebrián, I., G. Moreno y L. Toharia (2004): "Are Spanish Open-Ended Contracts Permanent? Duration and Trajectory Analyses", trabajo presentado en la Conferencia de la EALE celebrada en Lisboa del 12 al 14 de septiembre.
- Deaton, A. (1985): "Panel Data from Time Series of Cross-Sections", *Journal of Econometrics*, vol. 30, págs. 109-126.
- Diebold, F., D. Neumark y D. Polsky (1996): "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 49, págs. 348-352.
- Diebold, F., D. Neumark y D. Polsky (1997): "Job Stability in the United States", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, págs. 206-233.
- Dolado, J.J., C. García-Serrano y J.F. Jimeno (2002): "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain", *The Economic Journal*, vol. 112 (junio), págs. 270-295.
- Farber, H. (1995): "Are Lifetime Jobs Disappearing? Job Duration in the United States: 1973-1993", Working Paper 5014, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- García-Fontes, W. y H. Hopenhayn (1996): "Flexibilización y Volatilidad del empleo", *Moneda y Crédito*, vol. 202, págs. 205-227.
- García-Pérez, J.I. (1997): "Las Tasas de Salida del Empleo y el Desempleo en España (1978-1993)", *Investigaciones Económicas*, vol. 21, págs. 29-53.
- García-Pérez, J.I. y F. Muñoz-Bullón (2003): "The Nineties in Spain: so much Flexibility in the Labour Market?", Documento de Trabajo E2001/01, CentRA: Sevilla.
- García-Serrano, C. y M.A. Malo (1996): "Desajuste Educativo y Movilidad Laboral en España", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 11 (4), págs. 105-131.
- García-Serrano, C., L. Garrido y L. Toharia (1999): "Empleo y Páreo en España: algunas Cuestiones Candentes", 23-50, en F. Miguélez y C. Prieto (eds.), *Las relaciones de empleo en España, Siglo XXI*, Madrid.
- Garrido, L. (1996): "La Temporalidad, ¿Pacto Intergeneracional o Imposición?", 47-74, en *La Duración del Contrato de Trabajo*, Consejo Económico y Social, Madrid.
- Güell, M. y B. Petrongolo (2003): "How Binding are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain", IZA Discussion Paper, 782.
- Gottschalk, P. y R. Moffit (1994): "The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, págs. 217-272.
- Gregg, P. y J. Wadsworth (1995): "A Short History of Labour Turnover, Job Tenure, and Job Security, 1975-93", *Oxford Review of Economics and Statistics*, vol. 11, págs. 73-90.
- Gregg, P. y J. Wadsworth (2002): "Job Tenure in Britain, 1975-2000. Is a Job for Life of Just for Christmas?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 64, págs. 111-134.
- Heckman, J.J. y R. Robb (1985): "Alternative Models for Evaluating the Impact of Interventions: an Overview", *Journal of Econometrics*, vol. 30, págs. 239-267.
- Hernanz, V. (2003): *El Trabajo Temporal y la Segmentación. Un Estudio de las Transiciones Laborales*, Colección Estudios, n.º 147, Consejo Económico y Social, Madrid.
- Jaeger, D. y A.H. Stevens (1999): "Is Job Stability in the United States Falling?", *Journal of Labor Economics*, vol. 17(4), págs. 1-28.
- McKinnon, J.G. y H. White (1985): "Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, vol. 29, págs. 305-325.
- Maddala (1999): "Introduction to Econometrics", John Wiley Press, London.
- Malo, M.A. y L. Toharia (1999): "Costes de Despido y Creación de Empleo en España", *Economistas*, vol. 80, págs. 308-316.
- Neumark, D., D. Polsky y D. Hansen (1999): "Has Job Stability Declined Yet?", *Journal of Labor Economics*, vol. 17(4), págs. 29-64.

- OECD (1997): "Is Job Insecurity on the Increase in OECD Countries?", *Employment Outlook*, July.
- Rose, S.J. (1995): "Declining Job Security and the Professionalization of Opportunity", vol 95-04, Washington, DC: National Commission for Employment Policy.
- Toharia, L. (dir.) (1998): *El Mercado de Trabajo en España*, McGraw-Hill: Madrid.
- Toharia, L. (dir.) (2005): *El Problema de la Temporalidad en España: un Diagnóstico*, Colección Economía y Sociología del Trabajo, vol. 80, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales: Madrid.
- Ureta, M. (1992): "The Importance of Lifetime Jobs in the US Economy Revisited", *American Economic Review*, vol. 82(1), págs. 322-335.
- Verbeek, M. (1992): "Pseudo Panel Data", 303-315, en L. Mátyás and P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers.
- White, H. (1980): "Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, vol. 48, págs. 817-838.
- Winkelmann, R. y K. Zimmermann (1998): "Is Job Stability Declining in Germany? Evidence from Count Data Models", *Applied Economics*, vol. 30, págs. 1413-1420.

*Fecha de recepción del original: junio, 2004*  
*Versión final: julio, 2006*

#### ABSTRACT

This study aims at analysing the evolution of job stability in the Spanish labour market during the period 1987-2003 and investigating the groups (defined by individual and job characteristics) who have experienced the greatest instability. Information comes from the Spanish Labour Force Survey (Encuesta de Población Activa, EPA) microdata used as a cross-section. Results suggest, first, that job instability is very high in many of the analysed groups; second, that job instability has undergone continuous growth from the late 1980s, associated with the rise of the number of contracts, the opening of the economy and the existence of high unemployment rates; finally, that certain groups (women –mainly with children under 6–, the young, workers with a low educational level and workers in low-skilled jobs) have suffered the largest rises in job instability.

*Key words:* job tenure, job stability.

*JEL classification:* J21, J23.