¿QUÉ HA SUCEDIDO CON LA ESTABILIDAD DEL EMPLEO EN ESPAÑA?. UN ANÁLISIS DESAGREGADO CON DATOS DE LA EPA: 1987-2003(*)

Autores: *José María Arranz*
Carlos García-Serrano

P. T. N.º 4/04

(*) 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.

Universidad de Alcalá. Dirección Postal: Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica, Universidad de Alcalá, Plaza Victoria 2, Alcalá de Henares-28802, Madrid (España). Dirección electrónica: josem.arranz@uah.es y carlos.garcia@uah.es.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: >http://www.minhac.es/ief/principal.htm.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales
N.I.P.O.: 111-04-007-8
I.S.S.N.: 1578-0252
Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN

2. REVISIÓN DE LOS ESTUDIOS INTERNACIONALES SOBRE ESTABILIDAD EN EL EMPLEO

3. LA EPA Y LAS PREGUNTAS SOBRE LA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO

4. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

4.1. Un análisis por cohortes anuales

4.1.1. Antigüedad media

4.1.2. Proporción de trabajadores con antigüedad inferiores a un año

4.1.3. Proporción de trabajadores con antigüedad iguales o superiores a diez años

4.2. Un análisis estático de la muestra

4.2.1. Resultados de las estimaciones

4.2.2. Estimaciones por sub-periodos

4.3. Un análisis dinámico de la muestra

4.3.1. Resultados de las estimaciones

4.3.2. Evolución de la estabilidad en el empleo por sexo

5. CONCLUSIONES

APÉNDICE

BIBLIOGRAFÍA

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es analizar la evolución de la estabilidad del empleo a lo largo del periodo 1987-2003, así como tratar de conocer qué colectivos son los que se encuentran más expuestos a los cambios en el mercado laboral producidos en las últimas dos décadas. Para llevar a cabo este análisis se han utilizado los microdatos de la Encuesta de Población Activa en su versión de sección cruzada. Entre los principales resultados de la investigación se destaca, por una parte, la existencia de una elevada inestabilidad en el empleo en muchos de los colectivos analizados (especialmente en el caso de las mujeres, los jóvenes, los individuos con bajo nivel de estudios y los trabajadores en puestos que requieren escasa cualificación) y, por otra parte, la evolución de dicha inestabilidad, con un gran crecimiento de la misma desde finales de los años ochenta hasta mediados de los años noventa y una cierta reducción a partir de entonces.

Palabras clave: antigüedad en el empleo.

Clasificación JEL: J21, J23.

1. INTRODUCCIÓN

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 laborales[1]. En este sentido, las empresas prefieren disponer de una mano de obra flexible, de modo que puedan ajustarse más rápidamente a los cambios que genera un mundo en continua transformación, con desplazamientos continuos de la demanda de los productos. Por tanto, los empleos vitalicios (los contratos indefinidos), que implican una relación de larga duración entre los trabajadores y las empresas, ya no se pueden mantener, dado que las cambiantes condiciones económicas pueden hacer que determinados puestos de trabajo tengan que ser eliminados o transformados radicalmente.

¿Qué hay de cierto en todo ello? ¿Ha aumentado realmente la inestabilidad del empleo? ¿Qué rastro del impacto de los cambios que se acaban de comentar puede encontrarse en las estadísticas sobre duración de los empleos? ¿Ha habido colectivos de trabajadores que se han visto más afectados que otros? Si es así, ¿qué factores son los que más han incidido en ello? 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 del empleo, mantenimiento del sistema público de pensiones y reformas del sistema de protección por desempleo[2].

En general, cabe decir que la estabilidad del empleo es una cuestión de debate actual en la mayoría de los países. 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 de la OCDE, a pesar de que parece haber una sensación generalizada de que la inseguridad laboral ha aumentado. No obs-

[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 a 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; y Telefónica de España ha llegado a un acuerdo para reducir en 15.000 trabajadores su plantilla en los próximos cuatro años (*El País*, 11 de agosto de 2003).

[2] 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).

tante, 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 en la sección dos).

En el caso español, se sabe poco acerca de la evolución de la estabilidad del empleo a lo largo del tiempo, más allá de la información existente sobre la extensión de los contratos temporales en la economía y sobre los ajustes de plantilla de las empresas grandes. En realidad, el número de investigaciones dedicadas al análisis de la evolución de la estabilidad del empleo es escaso. Para rellenar la laguna existente, el objetivo de la presente investigación es llevar a cabo un estudio que trate de analizar la evolución de la estabilidad del empleo en España a lo largo del periodo 1987-2003 utilizando información sobre las duraciones de los empleos para tratar de conocer qué colectivos son los que se encuentran más expuestos a los cambios en el mercado laboral producidos en las últimas dos décadas.

Para el análisis de la estabilidad en el empleo, se utilizarán los microdatos de la Encuesta de Población Activa (EPA) en el periodo 1987-2003. Dicha fuente estadística ofrece información sobre la antigüedad en el empleo de los individuos ocupados, lo que permite conocer la distribución de los empleos según duraciones (incompletas) en un momento dado. Así, puede estudiarse cuál ha sido la evolución de la antigüedad media en el empleo y de la proporción de individuos empleados en trabajos con duraciones inferiores a un año e iguales o superiores a diez años durante el periodo comprendido entre 1987 y 2003. Si la movilidad laboral ha crecido a lo largo del tiempo, entonces la antigüedad media habrá disminuido, mientras que la fracción de trabajadores en empleos de corta duración habrá aumentado y la proporción de trabajadores en empleos de larga duración se habrá reducido.

Existen dos razones por las que nos hemos centrado en estas medidas. 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 que den una idea de la forma que adopta la distribución de antigüedades. La segunda razón es que estas medidas son las que se suelen utilizar en la literatura internacional sobre estabilidad en el empleo, lo que puede permitir la comparación con otros países.

A pesar de ello, somos conscientes de las limitaciones que tienen dichas medidas. 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 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.

Para tener en cuenta en alguna medida estas limitaciones, se van a construir cohortes de sección cruzada para cada año (segundo trimestre) de la EPA y se va a estimar mediante un modelo logístico (primera etapa) la probabilidad de que cada trabajador esté empleado una duración determinada condicionada a un conjunto de variables explicativas como el sexo, la edad, el nivel educativo, el tipo de contrato, la categoría ocupacional, etc. Utilizando las predicciones anuales, se estimará un modelo (segunda etapa) por el método de Mínimos Cuadráticos Ordinarios (MCO) para conocer la tendencia de la proporción de empleados en cada banda de duración del empleo controlando tanto por variables del ciclo económico como por variables personales y socio-demográficas.

El esquema del artículo es el siguiente. En la sección dos se presenta una revisión de los estudios internacionales sobre la estabilidad en el empleo. En la sección tres, la base de datos que se va a emplear. En la sección cuatro, la metodología y los principales resultados. Para finalizar en la última sección se ofrecen las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LOS ESTUDIOS INTERNACIONALES SOBRE ESTABILIDAD EN EL EMPLEO

En Estados Unidos, hay una gran cantidad de trabajos realizados 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, sí 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 de 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 del JLE 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 que un año o 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 que un año durante los años ochenta y los noventa del siglo XX, aunque sí hay evidencia 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 el tipo de base de datos 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, Burgess y Rees (1996, 1998), con datos de la GHS para el mismo periodo de estudio, detectan síntomas opuestos porque 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 ambas bases de datos para 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) aprecian 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 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 Wilkelmann 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.

En el caso español, se sabe poco acerca de la evolución de la estabilidad y/o la seguridad del empleo a lo largo del tiempo, más allá de la información existente sobre la extensión de los contratos temporales en la economía y sobre los ajustes de plantilla de las empresas grandes. En realidad, el número de investigaciones dedicadas al análisis de la evolución de la estabilidad del empleo es escaso. Hay algunos trabajos que han estudiado los determinantes de la salida de la ocupación y la duración de los empleos. García-Fontes y Hopenhayn (1996), utilizando una muestra aleatoria de afiliados a la Seguridad Social en el periodo 1978-1992, tratan 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). 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, estudian los determinantes de la duración del empleo. 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 empleo 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.

3. LA EPA Y LAS PREGUNTAS SOBRE LA 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 y las familias: sexo, edad, estado civil, relación con la persona principal, nivel de estudios y situación de actividad (ocupación, desempleo o inactividad); en el caso de ocupación: situación profesional, sector, grupo ocupacional, tipo de contrato, antigüedad en el empleo, etc.; en el caso de desempleo: causa, antigüedad en el paro, métodos de búsqueda, etc.

Como se acaba de decir, la EPA facilita información sobre las duraciones (incompletas) de los empleos. 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 esta información puede no ser estrictamente comparable a lo largo del tiempo ya 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.

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 sobre 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 es la primera. Además, de momento el INE no ha transformado la información sobre fechas que aportan los individuos en información sobre meses o años.

Estas modificaciones en las preguntas referidas a la antigüedad en el empleo de los trabajadores ocupados generan una serie de problemas a la hora de realizar el análisis empírico. Estos problemas son básicamente tres:

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 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 lo lleva haciendo 1 año, mientras que si lleva trabajando más de 1'5 años pero menos de 2 es probable que responda que lo lleva haciendo 2 años. Es decir, esperaríamos que aproximadamente la mitad de quienes tienen una antigüedad en su empleo de 12-24 meses se clasifique como "1 año" ($1 \leq$ antigüedad < 2), mientras que otra mitad se clasifique como "2 años" ($2 \leq$ 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.

Sin embargo, este cambio en el modo de recogida de la información también pudo tener efectos sobre la medida 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 generase 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 de debe a que los individuos redondean el número de años que llevan trabajando en su empleo (Ureta, 1992).

Por último, debe mencionarse que también puede existir un problema 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 aquéllos 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 se acaban de comentar.

4. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Hay varias maneras de modelizar la distribución del empleo. Una de ellas es utilizar el enfoque de las funciones de riesgo (*hazard function*) de modelos para datos de duración. Esta consiste en modelizar la probabilidad de que un individuo abandone un empleo después de t años condicionado a que ha permanecido empleado hasta el año t-1. No obstante, este enfoque no se va a utilizar en este trabajo de investigación porque no resulta nada fácil dadas las características de la base de datos que se usa. Las razones son básicamente dos.

En primer lugar, la información de las duraciones en el empleo de los individuos procede de una pregunta que se hace en la encuesta sobre la antigüedad en el empleo de los ocupados en el momento de la entrevista, como se ha explicado en la sección anterior. De este modo, se conoce la duración transcurrida en el empleo hasta ese momento, siendo ésta incompleta. Por tanto, todos los periodos de empleo están censurados por la derecha. Esta elevada censura sería un grave problema al estimar un modelo de duración.

En segundo lugar, estimar funciones de riesgo donde la duración de la antigüedad en el empleo oscile entre 4 semanas y 50 años también daría problemas en la estimación. Existiría una excesiva parametrización del modelo al existir un gran número de parámetros para el componente del riesgo básico.

Una solución para resolver estos problemas sería enlazar los datos individuales de empleo durante seis trimestres consecutivos para construir una historia laboral de los individuos ocupados, algo que permite la EPA. No obstante, esto sólo permitiría realizar un análisis comparativo de tasas de salida de ocupados para un número pequeño de años que, de momento, no es uno de los objetivos de este trabajo.

Para evitar estos problemas se van a utilizar varios enfoques, teniendo en cuenta que nuestro objetivo no es proporcionar un modelo estructural que trate de reflejar la probabilidad de que un individuo abandone un empleo de una determinada duración, sino proporcionar evidencia de los hechos que explican que la duración del empleo haya cambiado o no durante el periodo de estudio 1987-2003, y así conocer si la estabilidad en el empleo ha variado en esos diecisiete años. Los enfoques a emplear en nuestra investigación son los siguientes:

1) Un análisis por cohortes anuales de la antigüedad media en el empleo de los ocupados y de la proporción de trabajadores que tienen una antigüedad inferior a un año o igual o superior a diez años.
2) Un análisis estático de la muestra que permita conocer 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 o igual o superior a diez años) sujetas a un conjunto de variables explicativas individuales y socioeconómicas.

3) Un análisis dinámico de la muestra que capture el efecto de la tendencia, del ciclo económico y de las características socioeconómicas de los trabajadores y de los puestos de trabajo que expliquen la distribución del empleo a lo largo del tiempo.

4.1. Un análisis por cohortes anuales

En esta sección, se ofrecen los resultados referidos a la antigüedad media en el empleo, a la proporción de trabajadores que tienen una antigüedad inferior a un año y a la proporción de trabajadores que tienen una antigüedad igual o superior a diez años.

4.1.1 *Antigüedad media*

Los gráficos 1.1 a 1.7 presentan la antigüedad media de los empleos de los trabajadores asalariados clasificados según varias características personales y del empleo que ocupan. El gráfico 1.1 muestra la antigüedad media para el total de trabajadores asalariados 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).

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 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 1992, 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 con un horizonte temporal de dos años (Malo y Toharia, 1999).

Finalmente, con el impacto de la crisis económica de 2001-2002, 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. En 1987, la antigüedad media de los varones alcanzaba los 10'6 años y la de las mujeres los 6'9 años. Por tanto, la diferencia era de 3'7 años (o, dicho de otro modo, la antigüedad media en el empleo de las mujeres era un 35 por ciento menor que la de los varones). En 2003, la antigüedad media de los varones había bajado hasta 8'9 años pero la de las mujeres continuaba siendo 7 años. Esto quiere decir que las diferencias se habían reducido a 1'9 años, de modo que la antigüedad media en el empleo de las mujeres era un 21 por ciento menor que la de los varones.

Detrás de lo anterior se esconde una distinta evolución de la antigüedad media del empleo según sexo. 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.

En el gráfico 1.2, se ofrece la antigüedad media en el empleo por tipo de contrato y sector institucional. En cuanto al tipo de contrato, resulta evidente que la antigüedad media en el empleo de los trabajadores que tienen un contrato indefinido es más elevada que la de los trabajadores que tienen un contrato temporal: 11-12 años de los primeros frente a alrededor de 1 año de los segundos. Lo que llama poderosamente la atención es la evolución tan dispar a lo largo del tiempo. La antigüedad media en el empleo de los trabajadores con contrato indefinido no dejó de crecer desde 1987 hasta 1997 (un 15 por ciento), momento en el cual comenzó a disminuir hasta alcanzar en 2002 los niveles de 1988. Esta reducción debe achacarse a los efectos de la reforma laboral de 1997, como se ha comentado anteriormente. En el lado opuesto se encuentra la evolución de la antigüedad media en el empleo de los trabajadores con contrato temporal, que es justamente la contraria: disminuye hasta 1997 (un 69 por ciento) y aumenta desde entonces hasta llegar a los niveles de 1988.

Por lo que respecta al sector institucional, la antigüedad media en el empleo de los empleados públicos es mayor que la de los empleados privados en cualquiera de los años considerados. Pero lo interesante es que las diferencias entre ambos sectores se han agrandado con el paso del tiempo debido a la evolución tan distinta de las antigüedades medias. En el sector privado dicha antigüedad no ha dejado de disminuir prácticamente en ninguno de los años del periodo considerado, mientras que en el sector público ha crecido ininterrumpidamente desde 1991 (excepto en el año 1994). De este modo, la diferencia que era de tres años en 1987 ha aumentado hasta casi seis años en 2003.

Los siguientes gráficos ofrecen información sobre la antigüedad media en el empleo según diferentes características personales de los trabajadores asalariados. El gráfico 1.3 ofrece la antigüedad media por grupos de edad. Como no podía ser de otra forma, la antigüedad crece a medida que se consideran grupos de edad más mayores: se encuentra en torno a un año para los jóvenes de 16 a 24 años, sube a unos cuatro años para el grupo de 25 a 34 años, alcanza los once años para el de 35 a 49 años y casi llega a dieciocho años para el de 50 a 64 años.

Lo interesante, sin embargo, es que la evolución de la antigüedad media del empleo ha sido distinta entre dichos grupos de edad. Los más mayores han mantenido una cierta estabilidad, ya que las pequeñas reducciones de la antigüedad observadas a finales de los ochenta han sido compensadas con pequeños

incrementos durante los noventa, de modo que la antigüedad media en el empleo es igual en 2003 que en 1987.

El grupo de 35 a 49 años ha visto reducir de forma importante su antigüedad media (casi un 13 por ciento desde el comienzo al final del periodo considerado). Pero esta reducción se ha concentrado en dos momentos temporales: a finales de los ochenta y, sobre todo, en la etapa 1997-2003.

El grupo de 25 a 34 años es el que ha sufrido la mayor disminución de la antigüedad media en el empleo (un 39 por ciento). Esta reducción se ha producido de forma continuada desde 1987 hasta 1998, con un mantenimiento en el nivel de este último año desde entonces.

Finalmente, la antigüedad media en el empleo de los más jóvenes ha efectuado un cierto recorrido de ida y vuelta: después de disminuir de 1'8 años a 0'8 años entre 1987 y 1998, ha aumentado hasta 1'2 años en 2002.

En el gráfico 1.4 se proporciona la antigüedad media en el empleo por sexo, estado civil y presencia de hijos en el hogar. En particular, para los varones simplemente se ha distinguido entre casados y otros (solteros, separados /divorciados y viudos). Para las mujeres, se ha considerado crucial distinguir si, siendo las personas principales del hogar o el cónyuge, tienen hijos menores de seis años, tienen hijos mayores de esa edad, no los tienen (o los han tenido pero ya no están en el hogar), o si se encuentran en otra situación (no son ni las personas principales del hogar ni el cónyuge y no tienen hijos).

La evolución correspondiente a los varones casados es bastante similar a la observada para el conjunto de los trabajadores asalariados, aunque a un nivel algo superior. En cualquier caso, su antigüedad media experimenta una reducción del 7 por ciento en el total del periodo. En cuanto a los varones y las mujeres en otra situación (básicamente solteros), su antigüedad media es muy inferior a la de los varones casados pero muy similar entre ambos grupos hasta 1998; sin embargo, a partir de dicho año la de los varones crece y la de las mujeres se estanca. Finalmente, la evolución de la antigüedad media de los otros tres grupos de mujeres es muy interesante: la de aquéllas que tienen hijos menores de seis años es la más baja de estos tres grupos y ha disminuido un 14 por ciento en el periodo de observación; la de aquéllas en hogares sin hijos ha sufrido la mayor caída de todos los grupos (una reducción del 32 por ciento); y la de aquéllas que tienen hijos de seis años o más ha crecido sustancialmente (un 20 por ciento), concentrándose dicho aumento en la década de los noventa y prácticamente alcanzando la antigüedad media de los varones casados.

El gráfico 1.5 muestra la antigüedad media en el empleo por niveles de estudios. Los datos parecen sugerir una cierta ordenación. La mayor antigüedad corresponde a los trabajadores que poseen estudios primarios y a los que no tienen estudios; a continuación se encuentran los que poseen un título universi-

tario un título de bachiller superior; finalmente, las antigüedades más bajas corresponden a los trabajadores con bachillerato elemental o formación profesional. En general esta ordenación se mantiene hasta 1996, cambiando ligeramente en los años siguientes. Este cambio obedece a la reducción de la antigüedad media en el empleo de los asalariados sin estudios (casi un 15 por ciento entre 1996 y 1998) y de los asalariados con estudios universitarios (un 9 por ciento entre 1998 y 2001). Con estas dos excepciones, la antigüedad media en el empleo del resto de los niveles de estudios se ha mantenido estable o ha crecido desde 1992 hasta 2003. En cualquier caso, en el total del periodo, los grupos extremos de la distribución de estudios son los que han sufrido una reducción de su antigüedad media, es decir, los asalariados sin estudios y con estudios primarios, por una parte, y los asalariados con estudios universitarios, por otra parte.

Los siguientes gráficos ofrecen información sobre la antigüedad media en el empleo según diferentes características de los puestos de trabajo y de las empresas en las que trabajan los trabajadores asalariados. En el gráfico 1.6, se ha representado la antigüedad media según la ocupación. Las ocupaciones laborales se han agrupado en cuatro categorías de acuerdo con el tipo de tareas y con la cualificación requerida para llevarlas a cabo: trabajadores no manuales con cualificaciones altas (profesionales, técnicos y directivos); trabajadores no manuales con cualificaciones bajas (administrativos y trabajadores de comercio, ventas y servicios); trabajadores manuales con cualificaciones altas (trabajadores especializados de la agricultura, la construcción y la industria); y trabajadores manuales con cualificaciones bajas (peones). Esta agrupación permite resolver los problemas de correspondencia entre la anterior Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO-79) y la nueva (CNO-94).

Los datos del gráfico sugieren, como en el caso de los niveles de estudios, una cierta gradación de la antigüedad media en el empleo por ocupaciones: es mayor en las ocupaciones más cualificadas (y, dentro de éstas, en las no manuales frente a las manuales) que en las ocupaciones menos cualificadas (y nuevamente, dentro de éstas, en las no manuales frente a las manuales). Esto es cierto para el periodo 1987-1993, ya que las antigüedades medias en el empleo de todos los grupos de ocupaciones se mueven a la vez. Sin embargo, a partir de ese año se producen dos cambios significativos. Por un lado, las diferencias entre las ocupaciones no manuales más cualificadas y las ocupaciones manuales menos cualificadas se agrandan (pasan de 3’4 años en 1993 a 4’9 años en 1999), como consecuencia de la dispar evolución de ambas (crece la antigüedad media de las primeras y disminuye la de las segundas). Por otro lado, se produce una igualación de las antigüedades medias de las ocupaciones no manuales menos cualificadas y de las manuales más cualificadas, debido sobre todo a la reducción de la antigüedad media de estas últimas.

En cualquier caso, lo que se pone de manifiesto con la evolución de la antigüedad media en el empleo por grupos de ocupaciones es que la disminución observada para el total de los trabajadores asalariados en el total del periodo temporal considerado se ha concentrado en dos categorías de ocupaciones: las manuales cualificadas (un 21 por ciento) y las manuales no cualificadas (un 25 por ciento). La reducción en el caso de las no manuales ha sido bastante menor (un 7 por ciento en el grupo de ocupaciones no manuales cualificadas).

En el gráfico 1.7, se ha representado la antigüedad media según el sector de actividad económica. Se han considerado seis actividades económicas: agricultura; construcción; industria pesada (incluye energía, agua y extracción; transformación de metales y química; y fabricación de equipo); industria ligera (incluye el resto de industrias manufactureras: calzado, textil, madera, etc.); servicios comercializables o destinados a la venta (está formada por servicios tradicionales –comercio, hostelería, restauración, transportes–; servicios productivos –comunicaciones, instituciones financieras, servicios a las empresas–; y servicios personales –personales, culturales y domésticos–); y servicios públicos o no destinados a la venta (está formada por servicios sociales –educación, sanidad y servicios sociales–; y servicios públicos –administración pública, defensa, seguridad social y saneamiento público–). Como antes, esta agrupación permite resolver los problemas de correspondencia entre la anterior Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-74) y la nueva (CNAE-93).

Los datos del gráfico muestran que los sectores con antigüedades medias en el empleo más altas son la industria pesada y los servicios públicos. El primero muestra una evolución a lo largo del ciclo económico completamente acorde con lo esperado según la teoría. En el segundo la evolución es justamente la contraria. A continuación, figuran la industria ligera y los servicios comercializables, cuyas antigüedades medias tienen una tenue tendencia decreciente a lo largo del periodo. Finalmente, la agricultura y la construcción poseen las antigüedades medias más bajas. El caso de la agricultura es especial, ya que su antigüedad media ha caído fuertemente hasta 1999 y desde entonces se ha recuperado algo. En cuanto a la construcción, la antigüedad media disminuyó mucho a finales de los ochenta y ha permanecido prácticamente estable desde 1990.

Para concluir, el cuadro 1 muestra la antigüedad media en el año del comienzo (1987) y en el año del final del periodo de análisis de la evolución de la antigüedad media del empleo (2003) según diversas características de los trabajadores y de los puestos que ocupan, así como la variación porcentual entre dichos años. Este cuadro es un resumen del análisis realizado anteriormente. Sus datos sugieren que dicha antigüedad es menor para ciertos grupos de la población trabajadora: las mujeres, los jóvenes, los solteros y las mujeres con hijos pequeños, los trabajadores del sector privado, quienes tienen un contrato tem-

poral, los trabajadores en ocupaciones manuales no cualificadas y en sectores como la agricultura o la construcción.

Además, la disminución en términos porcentuales de la antigüedad en el empleo entre 1987 y 2003 se produce en casi todos los colectivos, pero de manera más acentuada en los siguientes: los varones (-16'1 por ciento), los solteros (-18'8 por ciento), los trabajadores con edades comprendidas entre 25 y 34 años (-40'6 por ciento), los trabajadores sin estudios (-25 por ciento) o con estudios universitarios (-7'3 por ciento), quienes trabajan en el sector privado de la economía (-20'2 por ciento), en ocupaciones manuales (-25 por ciento en las no cualificadas y –21'2 por ciento en las cualificadas), con contratos temporales (-30'8 por ciento) y en ciertos sectores de actividad, especialmente en la agricultura (-53'6 por ciento) y la construcción (-24'1 por ciento). Los únicos colectivos que aumentan su antigüedad en el empleo a lo largo del periodo de estudio son las mujeres (+1'7 por ciento), en mayor magnitud aquellas con hijos mayores de 6 años (+20'2 por ciento), los asalariados con estudios de formación profesional (+15'6 por ciento), bachillerato elemental (+3'6 por ciento) o bachillerato superior (+3'4 por ciento) y ocupados en servicios públicos (+12'1 por ciento).

4.1.2. *Proporción de trabajadores con antigüedades inferiores a un año*

Los gráficos 2.1 a 2.7 ofrecen la información referente a la proporción de trabajadores asalariados que tienen una antigüedad en el empleo inferior a un año de acuerdo a varias características personales y del empleo que ocupan. El gráfico 2.1 muestra dicha proporción para el total de trabajadores asalariados por sexo. Como puede comprobarse, 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.

Una de las características en las que más claramente se observa el impacto de los empleos de corta duración es el tipo de contrato. De acuerdo con el gráfico 2.2, la mayor parte de los trabajadores que tienen un contrato temporal llevan menos de un año en su empleo. Esta proporción se situó en torno al 60-70 por ciento desde 1987 hasta 1991, creció rápidamente entre 1991 y 1994 hasta alcanzar el 87 por ciento, permaneció en ese nivel hasta 1998, y poste-

riormente ha iniciado una tendencia a la baja, de modo que actualmente dicha proporción se encuentra en los niveles de principios de los años noventa. En cuanto a los trabajadores que tienen un contrato indefinido, sucede lo contrario que con los temporales: sólo una pequeña fracción tiene antigüedades inferiores a un año. Esta fracción estaba situada en el 10 por ciento en 1987, pero disminuyó rápidamente hasta mantenerse en el 5-6 por ciento en el periodo 1991-1997; a partir de este último año, ha crecido y se mantiene en torno al 9 por ciento.

Por lo que respecta a la proporción de trabajadores con antigüedad inferior a un año por sector institucional, lo que sucede con los trabajadores asalariados del sector privado coincide con lo observado para el total de trabajadores asalariados, en el sentido de que se distinguen claramente tres etapas: una de fuerte aumento, otra de estabilidad y otra de reducción. Sin embargo, el comportamiento en el caso del sector público es distinto: la proporción de trabajadores con antigüedades cortas aumenta suavemente desde el 11 por ciento en 1987 hasta el 15 por ciento en 1992, se mantiene en torno a ese nivel hasta 1999 y luego se eleva para mantenerse en el 17 por ciento en 2000-2003. En cualquier caso, en ambos sectores el incremento observado es similar: 57 por ciento en el sector público y 53 por ciento en el sector privado.

Por grupos de edad (gráfico 2.3), la evolución observada de la proporción de trabajadores con antigüedad inferior a un año coincide con la detectada para el total de trabajadores asalariados. La única diferencia se refiere al nivel de dicha proporción para cada grupo: es muy elevada para los más jóvenes y relativamente baja para los más mayores. Sin embargo, para todos ellos se comprueba que dicha proporción es mayor en el último año de observación del periodo de estudio que en el primero, lo que sugiere que el aumento de la inestabilidad en el empleo medida por este indicador se ha extendido a todos los trabajadores clasificados según su edad (en realidad, quienes han sufrido un mayor aumento relativo son los grupos de 24-34 y 35-49 años, con incrementos cercanos al 90 por ciento).

Algo similar sucede cuando se observa la evolución de la proporción de trabajadores con antigüedad inferior a un año por estado civil y presencia de hijos en el hogar (gráfico 2.4). Las tres etapas observadas para el total de trabajadores también están presentes en casi todas las categorías de esta variable, especialmente en el caso de los varones y las mujeres no casados. Para los varones casados y las mujeres con hijos (no menores) también se aprecia, pero a un nivel bajo. Las únicas excepciones (en las que no se produce la disminución del periodo 1999-2003) son las mujeres con hijos menores de 6 años y las mujeres que viven en hogares en los que no hay hijos.

Por nivel de estudios (gráfico 2.5), los resultados son muy interesantes. La proporción de trabajadores con antigüedad inferior a un año entre los trabaja-

dores con estudios primarios sigue una evolución idéntica a la del total de trabajadores. Sin embargo, el resto de grupos se comporta de forma algo distinta. Por un lado, en el caso de quienes tienen bachillerato elemental y formación profesional, dicha proporción crece hasta 1995 y luego, en vez de estabilizarse, disminuye en prácticamente todos los años. Por otro lado, en el caso de quienes no tienen estudios, tienen bachillerato superior o estudios universitarios, dicha proporción crece hasta 1999 y luego disminuye ligeramente. En cualquier caso, todos los niveles de estudios muestran porcentajes de trabajadores con antigüedad inferior a un año más altos en 2003 que en 1987, siendo los incrementos relativos mayores en las categorías extremas de la distribución de estudios: quienes no tienen estudios o tienen estudios primarios y los que tienen estudios universitarios.

En cuanto a los grupos de ocupaciones (gráfico 2.6), la proporción de trabajadores con antigüedad inferior a un año de todas ellas muestra una evolución similar a la del total de trabajadores asalariados, con excepción de las ocupaciones no manuales de alta cualificación que, siendo aquéllas donde dicha proporción es menor, han visto aumentar dicha proporción prácticamente en todos los años del periodo de observación (en total, un 87 por ciento). Además, la reducción observada de dicha proporción en la etapa 1999-2003 se concentra en las ocupaciones manuales, que son precisamente aquellas con mayor proporción de trabajadores con antigüedades cortas.

Por último, por sectores de actividad económica (gráfico 2.7), resulta llamativa la evolución de la proporción de trabajadores con antigüedad inferior a un año en la agricultura, donde no ha disminuido desde 1995. Por el contrario, en la construcción se detecta una caída de dicha proporción desde 1995, siendo especialmente fuerte desde 1999. En el resto de los sectores, esta última reducción o ha sido más suave o no se ha producido (como en los servicios públicos). En cualquier caso, comparando el primer y el último año, la proporción de trabajadores asalariados con antigüedad inferior a un año ha crecido de forma importante en todos los sectores, con excepción de la construcción donde apenas ha crecido aunque su nivel de partida era el más elevado.

Como resumen del análisis realizado se puede afirmar los trabajadores con mayor inestabilidad serían las mujeres, los ocupados en el sector privado, los trabajadores jóvenes (y los solteros), 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 más jóvenes (en términos absolutos, aunque en términos relativos ha crecido más para los individuos con edades comprendidas entre 25 y 49 años), quienes tienen estudios universitarios, los que trabajan en ocupaciones manuales no cua-

lificadas y en ocupaciones no manuales cualificadas, con contratos temporales y en casi todos los sectores de actividad económica (excepto en la construcción).

4.1.3. *Proporción de trabajadores con antigüedades iguales o superiores a diez años*

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. Los gráficos 3.1 a 3.7 ofrecen esta información según las características personales y del empleo que ocupan los trabajadores que se han utilizado en las secciones anteriores.

En primer lugar, el gráfico 3.1 muestra la proporción de asalariados con una antigüedad en el empleo igual o superior a diez años para el total de trabajadores por sexo. 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 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 y de los noventa y aumentó a mediados 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 apenas ha visto afectado en mucha menor medida.

El gráfico 3.2 ofrece la información relativa a la proporción de trabajadores con antigüedades iguales o superiores a diez años por tipo de contrato y sector institucional. Por tipo de contrato, resulta evidente que la fracción de trabajadores con contrato temporal que pueden alcanzar dichas antigüedades es muy pequeño, por lo que se encuentra cercana a cero. En el caso de los trabajadores con contrato indefinido, algo más de la mitad de los mismos disfrutan antigüedades iguales o mayores que diez años (fracción que se ha mantenido desde finales de los ochenta hasta finales de los noventa), aunque esa proporción se ha reducido desde 1997 en siete puntos porcentuales, seguramente reflejando el efecto de la reforma de dicho año, que fomentó la contratación indefinida, por lo que ha aumentado el peso de las antigüedades cortas (al incrementarse las entradas en el empleo indefinido) y ha disminuido el peso de las antigüedades largas.

En cuanto al sector institucional, el sector privado ha experimentado una reducción prácticamente ininterrumpida de la proporción de trabajadores con antigüedades iguales o superiores a diez años: dicha reducción ha sido de casi el 34 por ciento. Por el contrario, esta proporción ha crecido en el sector público en casi todos los años (sí se exceptúa el periodo 1987-1991): en total, dicho crecimiento ha sido el 9 por ciento. Como consecuencia de estas evoluciones divergentes, la diferencia entre ambos sectores se ha agrandado con el paso del tiempo.

Por grupos de edad (gráfico 3.3), se comprueba que la reducción de la proporción de trabajadores asalariados con antigüedades iguales o superiores a diez años se ha producido en todos ellos: ha sido de un 10 por ciento en el grupo de 50-64 años, de un 20 por ciento en el grupo de 35-49 años y de un 61 por ciento en el grupo de 25-34 años. Por tanto, ha sido el grupo de los más jóvenes el que ha visto menguar en mayor cuantía dicha proporción (especialmente hasta 1995, coincidiendo con la expansión y la consolidación del uso de los contratos temporales en la economía española).

La información referida a la evolución de la proporción de trabajadores con antigüedad igual o superior a un año por estado civil y presencia de hijos en el hogar (gráfico 3.4) muestra que para los varones la reducción de dicha proporción se ha dado sobre todo en el colectivo de los no casados, mientras que para las mujeres se ha producido un movimientos de ida y vuelta (fuerte reducción hasta 1995 y cierta recuperación desde entonces) concentrado en dos colectivos: las mujeres que viven en hogares en los que no hay hijos y las mujeres solteras. En el caso de las mujeres con hijos menores de seis años, también se ha producido un movimiento pendular, de modo que la proporción estudiada es prácticamente la misma al comienzo y al final del periodo de análisis.

La observación de la evolución de dicha proporción por niveles de estudios (gráfico 3.5) sugiere la existencia de una especie de relación inversa entre ambas variables. Los grupos que han experimentado una mayor reducción de la proporción de trabajadores asalariados con antigüedades iguales o superiores a diez años han sido los de sin estudios y con estudios primarios (31 por ciento y 25 por ciento, respectivamente), que eran precisamente aquellos que disfrutaban de unos niveles de dicha proporción más elevados a finales de los ochenta. Otros grupos que también han experimentado reducciones, aunque menores, han sido los trabajadores con bachillerato elemental y estudios universitarios. Finalmente, los grupos que no han visto decrecer su proporción de trabajadores con antigüedades iguales o superiores a diez años han sido los de bachillerato superior y formación profesional, que son los que partían con un nivel menor de dicha fracción.

Algo similar a lo observado en el caso de los niveles de estudios puede aplicarse a los grupos ocupacionales (gráfico 3.6). Las categorías que experimentan

las mayores disminuciones (en torno al 35 por ciento en el total del periodo de estudio) de la proporción de trabajadores con antigüedades iguales o superiores a diez años son las que agrupan a los empleos manuales (tanto cualificados como no cualificados). Dichas reducciones se producen de forma casi ininterrumpida a lo largo de dicho periodo. Por el contrario, en el caso de las ocupaciones no manuales más cualificadas, la evolución de dicha proporción no muestra una tendencia clara a lo largo del tiempo, aunque en el total se produce una disminución relativamente reducida.

Por último, la evolución de la proporción de trabajadores con antigüedades iguales o superiores a diez años por sectores de actividad económica muestra (gráfico 3.7) que aquellos que han sufrido una mayor reducción de dicha proporción (casi en un 50 por ciento) han sido la agricultura y la construcción, es decir, los sectores que ya tenían una menor estabilidad de partida medida según este indicador. La industria pesada, la industria ligera y los servicios comercializables también han experimentado importantes disminuciones de dicha proporción. El único sector en el que se ha producido un incremento a lo largo del periodo es el de servicios públicos.

Para concluir este subapartado, se puede afirmar que el uso de la proporción de trabajadores asalariados con antigüedad igual o superior a diez años como medida de la estabilidad en el empleo sugiere que en el periodo 1987-2003 se ha producido un aumento generalizado de la inestabilidad, aunque algunos colectivos lo han sufrido con mayor intensidad: los varones, los trabajadores con edades comprendidas entre 25 y 34 años, 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).

4.2. Un análisis estático de la muestra

Las medidas anteriormente utilizadas para analizar la estabilidad en el empleo pueden estar sujetas a críticas. Por una parte, la media puede ser sensible a los valores extremos de la distribución. Por otra parte, los indicadores referidos a la proporción de trabajadores con una determinada antigüedad no miden directamente la estabilidad en el empleo, ya que pueden ser sensibles al ciclo económico o a determinadas características individuales o laborales de los ocupados. Por ejemplo, la fracción de trabajadores con una antigüedad inferior a un año puede cambiar simplemente debido a la variación de los flujos de entrada en el empleo desde el desempleo o la inactividad, como ya se comentó en la introducción.

Para tener en cuenta estas limitaciones, se van a agregar cohortes de sección cruzada para cada año de la encuesta y se van a estimar probabilidades no con-

dicionadas de que un trabajador esté empleado una duración determinada (k) –inferior a uno, inferior a cinco e igual o superior a diez años– durante el periodo 1987-2003 sujetas a un conjunto de características individuales y socioeconómicas (X_i) y al tiempo (t). Formalmente, p_{kit} sería la probabilidad de que el ocupado i-ésimo tenga una duración k en el periodo t:

$$p_{kit} = f(\beta_1 + \beta_2 X_{it} + t) \qquad k = <1, <5, >10; t = 1987, ..., 2003$$

El cálculo de esta probabilidad se llevará a cabo 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:

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

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

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

4.2.1. *Resultados de las estimaciones*

El cuadro 2 contiene las estimaciones de la probabilidad de que los trabajadores tengan una duración en el empleo determinada (inferior a un año, cinco, y superior o igual a diez años[3]) para toda la muestra durante el periodo 1987-2003. Las estimaciones incluyen variables explicativas (personales, socioeconómicas y laborales) de los individuos, variables dicotómicas anuales (año de la entrevista de cada trabajador) y del ciclo económico (tasa de paro regional)[4].

Entre los principales resultados de las estimaciones se aprecia que las mujeres presentan mayor inestabilidad en el empleo que los varones a lo largo del periodo 1987-2003, ya que tienen un 14,4 por ciento más de probabilidad de tener antigüedades en el empleo inferiores a un año (porcentaje similar de tener

[3] La probabilidad de que los trabajadores tengan una antigüedad en el empleo igual o superior a diez años se ha realizado con una muestra de trabajadores de 25 años o más.

[4] En versiones previas de este trabajo se han estimado modelos que no incluyen controles del ciclo económico y/o variables dicotómicas anuales, observándose que las predicciones anuales se alteran sustancialmente cuando no se incluyen ambos controles. En particular, se observa que, independientemente de la antigüedad en el empleo que se esté considerando, las predicciones con el modelo más sencillo (sin controles del ciclo y la tendencia) estarían sobrestimadas, reduciéndose los efectos de estas predicciones cuando se incluyen dichos controles.

ocupaciones inferiores a cinco años)[5] y una menor probabilidad (un 3 por ciento) de estar ocupadas en empleos de mayor duración (igual o superior a diez años).

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) presentan mayor inestabilidad en el empleo al tener un 82,2 por ciento más de probabilidad de estar ocupados en empleos con duraciones inferiores al año (un 69 por ciento en empleos 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 mayor estabilidad laboral porque la probabilidad de tener antigüedades en la ocupación iguales o superiores a diez años es más elevada en relación con el resto de grupos de edad.

Con respecto al estado civil de los individuos, las estimaciones muestran que existe una correlación positiva entre la estabilidad matrimonial y la ocupacional. Así, los solteros, viudos o separados tienen menores probabilidades de tener antigüedades en el empleo iguales o superiores e iguales a diez años que los casados.

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

Con relación al sector institucional, trabajar en el sector público garantiza tener estabilidad laboral y hacerlo en el sector privado significa lo contrario. Así, los ocupados del sector privado presentan un 57,4 por ciento más de probabilidad de estar ocupados en empleos de duración inferior al año (un 17 por ciento superior en ocupaciones inferiores a cinco años) y un 51 por ciento menos de probabilidad de tener antigüedades en el empleo iguales o superiores a diez años.

Por lo que respecta al sector de actividad económica, los trabajadores del sector agrícola son los que presentan mayor inestabilidad laboral a lo largo del periodo 1987-2003 porque la probabilidad de estar ocupados en periodos inferiores a un año es mayor y la probabilidad de estar ocupados en empleos de duración igual o superior a diez años es menor que en el resto de los sectores.

Por categorías de ocupación, los trabajadores no manuales cualificados registran una mayor estabilidad laboral a lo largo del periodo 1987-2003, mientras que los trabajadores manuales no cualificados son los que experimentan mayor

[5] 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.

inestabilidad. Así, respecto a los primeros, estos últimos trabajadores tienen un 44 por ciento más de probabilidad de estar ocupados en empleos de duración corta (larga).

Respecto al tipo de contrato de los trabajadores, como era de esperar las estimaciones muestran que quienes trabajan con un contrato de naturaleza temporal es más probable que se encuentren en empleos con antigüedades inferiores a un año y a cinco años para todo el periodo de estudio.

Para capturar el efecto de las características del mercado laboral sobre la antigüedad en el empleo de los trabajadores, en las estimaciones se han incluido variables dicotómicas que recogen el efecto diferencial de cada comunidad autónoma y una variable continua que recoge el efecto de la tasa de paro regional. Tomando como referencia los trabajadores de la comunidad de Andalucía (donde la proporción de trabajadores temporales sobre el total es de las mayores de España), se observa que los ocupados en el resto de las regiones españolas (excepto Baleares, Comunidad Valenciana y Extremadura) presentan mayor estabilidad en el empleo al tener menores (mayores) probabilidades de encontrarse en empleos con antigüedades inferiores a cinco (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. En concreto, si nos fijamos en las probabilidades de que los ocupados tengan antigüedades inferiores a un año e iguales o superiores a diez años, la inestabilidad laboral ha crecido a lo largo del periodo 1987-2003. Así, respecto al primer ciclo expansivo la probabilidad de que los trabajadores inferiores a un año es un 97 por ciento más elevada durante el segundo ciclo expansivo y la probabilidad de que estén ocupados en empleos de duraciones largas es un 13 por ciento menor.

Así, en comparación con la primera etapa expansiva (1987-1991) de la economía española, 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. En cambio, la probabilidad de tener antigüedades en el empleo superiores e iguales a diez años disminuyó alrededor de 1 por ciento en la etapa recesiva y un 13 por ciento en la segunda etapa expansiva.

4.2.2 *Estimaciones por sub-periodos*

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 (dos ciclos expansivos y otro recesivo), se han realizado estimaciones similares a las del cuadro 2 pero dife-

renciando los tres periodos que se acaban de mencionar. Los resultados se encuentran en los cuadros 3-5.

El primer periodo que va de 1987 a 1991 coincide con la expansión económica de finales de los ochenta que afecta tanto a la tasa de contratación como a la tasa de despido de los trabajadores y con la etapa posterior a la primera reforma laboral realizada en 1984. Este periodo de expansión económica tiene un efecto positivo sobre el empleo, entrando más individuos en el empleo (con duraciones cortas) de los que salen, provocando que la antigüedad media disminuya. En el caso español, 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 anteriormente mencionada que implicó la posibilidad de uso de contratos temporales para el fomento del empleo (contratos temporales no causales). Como resultado de estas medidas, durante este periodo un 95 por ciento de las nuevas contrataciones se produjeron mediante contratos temporales, lo que hizo aumentar el stock de trabajadores con este tipo de contratos hasta alcanzar en 1991 el 30 por ciento del empleo asalariado total.

El segundo periodo abarca los años de 1991 a 1994 y está caracterizado por la crisis económica de principios de la década de los noventa y por la reforma laboral de 1994 (centrada en aspectos de la negociación colectiva). La proporción de empleos de carácter temporal se mantuvo aproximadamente en un tercio del total de empleos. De hecho, los contratos temporales continuaron suponiendo más del 90 por ciento de las nuevas contrataciones de este periodo, lo que contribuyó a la disminución de la antigüedad media del empleo.

Finalmente, el tercer periodo 1997-2003 recoge la expansión económica que comenzó a mediados de los noventa y los efectos de la reforma laboral de 1997 (que supuso un 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). La consecuencia ha sido 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.

Entre los principales resultados de las estimaciones se aprecia que la mayor inestabilidad laboral de las mujeres con respecto a los varones señalada en el subapartado anterior para todo el periodo 1987-2003 se concentra en el segundo ciclo expansivo de la economía. Así, las mujeres pasan a tener un 22 por ciento más de probabilidad de tener antigüedades en el empleo de duración corta (inferior a un año), siendo este efecto nulo para el periodo anterior a 1994. En cambio, las mujeres han pasado de tener un 17 por ciento más de probabilidad que los varones de tener antigüedades en el empleo iguales o supe-

riores a diez años durante el primer periodo expansivo (1987-1991) a tener un 12 por ciento menos de probabilidad durante el segundo periodo expansivo (1995-2003).

Los parámetros de las estimaciones por grupos de edad muestran que los más jóvenes (con edades comprendidas entre 16 y 24 años) son los que sufren una mayor inestabilidad en el empleo tanto en periodos de recesión como de expansión económica. No obstante, esta carencia de estabilidad laboral es más acentuada durante el segundo ciclo expansivo de la economía española. Así, la magnitud de la probabilidad de que los jóvenes estén ocupados en empleos con duraciones cortas es un 15 por ciento superior en dicho periodo en comparación con la primera etapa expansiva y un 34 por ciento superior en comparación con la etapa de recesión económica. Por el contrario, los individuos de edades comprendidas entre 35 y 49 años e iguales o superiores a 50 años ganan estabilidad laboral a lo largo de los tres periodos de estudio al tener mayor probabilidad de tener antigüedades en el empleo superiores e iguales a diez años.

En cuanto al resultado de los efectos del nivel educativo de los trabajadores, los universitarios presentan mayor inestabilidad en el empleo porque tienen menores probabilidades de estar ocupados en empleos de duración igual o superior a diez años. Esta mayor estabilidad laboral relativa de los trabajadores del resto de los niveles educativos disminuye no obstante entre el primer y el segundo ciclo expansivo de la economía. La probabilidad de estar en empleos largos es muy elevada durante el primer ciclo expansivo, aumenta ligeramente durante la recesión (excepto para los analfabetos y los trabajadores con educación primaria) y disminuye casi a la mitad (excepto para los ocupados con bachillerato elemental y formación profesional, para los que aumenta) durante el segundo ciclo expansivo.

Con relación al sector institucional, trabajar en el sector privado significa carecer de estabilidad laboral a lo largo del periodo 1987-2003. Sin embargo, esta inestabilidad en el empleo aumenta gradualmente en los tres sub-periodos de manera diferente. Por un lado, mientras la probabilidad de que los trabajadores del sector privado de la economía tengan antigüedades en el empleo inferiores a un año es un 18 por ciento superior a que lo hagan en el sector público durante el primer ciclo expansivo, esta probabilidad pasa a ser del doble durante el ciclo recesivo y cinco veces superior durante el segundo ciclo expansivo. Por otro lado, la probabilidad de que los trabajadores del sector privado tengan duraciones en el empleo iguales o superiores a diez años es un 40 por ciento inferior durante el primer ciclo expansivo, y un 43 por ciento y un 28 por ciento durante el ciclo recesivo y el segundo expansivo, respectivamente.

Por lo que respecta al sector de actividad económica, los trabajadores de la agricultura y de la construcción se caracterizan por tener mayor inestabilidad

laboral en los tres sub-periodos al presentar mayor probabilidad de tener antigüedades en el empleo de duración corta y menores probabilidades de estar ocupados en empleos de duración igual o superior a diez años.

Por categorías de ocupación, los trabajadores no manuales cualificados son los que presentan mayor estabilidad laboral a lo largo del periodo 1987-2003, mientras que los trabajadores manuales no cualificados experimentan mayor inestabilidad laboral. La inestabilidad laboral de este segundo grupo ha ido creciendo a lo largo del tiempo, siendo de mayor magnitud durante el segundo periodo expansivo que durante el primero. Atendiendo a la magnitud de la probabilidad de tener antigüedades en el empleo de duración corta, ésta ha crecido con el tiempo siendo superior en el segundo ciclo expansivo en comparación con el primer periodo expansivo (un 15 por ciento) y con el periodo recesivo (un 19 por ciento).

4.3. Un análisis dinámico de la muestra

El análisis del apartado anterior supone implícitamente que la relación entre 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. Se supone 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. 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[6], y para poder captar los efectos de esas características de los trabajadores que influyen en la antigüedad en el empleo, 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.

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 explicati-

[6] Creemos que estas limitaciones son menores cuando se realiza un análisis estático desagregado por sub-periodos como el realizado en el apartado anterior.

vas personales (sexo, edad, estado civil, nivel educativo, etc.) y del puesto de trabajo que ocupa (sector institucional, tipo de ocupación, sector de actividad económica, tipo de contrato, región, etc.). Utilizando las predicciones anuales como regresando, se estima un modelo por MCO (segunda etapa) controlando la tendencia (con variables dicotómicas anuales) y el ciclo económico (con la tasa de paro)[7].

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[8].

4.3.1. *Resultados de las estimaciones*

El cuadro 6 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 e igual o superior a diez años para toda la muestra, así como por sexo, grupos de edad, categorías de ocupación, sector institucional, tipo de contrato y niveles educativos. A priori suponemos que si aumenta a lo largo del tiempo la proporción de los trabajadores con duraciones cortas, la inestabilidad en el empleo crecerá; por el contrario, si dicha proporción disminuye, aumenta la estabilidad en el empleo. Similar reflexión, pero opuesta, se podría hacer con la tendencia de la proporción de los trabajadores con antigüedades en el empleo iguales o superiores a diez años.

La primera columna del cuadro muestra la tendencia de la proporción agregada de trabajadores en empleos de duración inferior a un año sin tener en cuenta el efecto del ciclo (la tasa de paro), que se incorpora en la segunda co-

[7] Para calcular estas probabilidades, el modelo *logit* se evalúa tomando el valor medio de cada una de las variables independientes (véase Jaeger y Stevens (1999) y Gregg y Wadsworth (2002)).

[8] 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 apreciado alteraciones sustanciales al comparar los resultados de estas réplicas y los de nuestras estimaciones.

lumna. La tercera y cuarta columna repiten las estimaciones para la proporción agregada de trabajadores cuyas duraciones en el empleo son iguales o superiores a diez años con y sin ciclo económico[9]. Los coeficientes pueden leerse como cambios unitarios 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.

Antes de empezar a comentar los resultados de las estimaciones, hay que mencionar que los coeficientes de la tendencia son muy 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, podríamos afirmar que la no consideración de las condiciones macroeconómicas del mercado de trabajo podría dar lugar a inferencias incorrectas (estarían infravaloradas) sobre la evolución de la proporción de trabajadores ocupados en empleos de duración inferior a un año. Lo mismo sucedería para la proporción de trabajadores con duraciones iguales o superiores a diez años. Por esta razón, nuestros comentarios de las estimaciones se centrarán en las estimaciones que incluyen controles al ciclo económico.

Los resultados contenidos en este cuadro permiten confirmar las impresiones obtenidas con el análisis descriptivo y con el enfoque estático realizado anteriormente: la existencia de un incremento de la inestabilidad en el empleo en el mercado de trabajo español durante los últimos diecisiete años, dado que aumenta la proporción agregada de trabajadores ocupados en empleos de duración corta y disminuye la proporción de aquellos 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 grupos de edad, grupos de ocupación, sector institucional, tipo de contrato y niveles educativos. En general, la proporción agregada de asalariados en empleos de duración inferior a un año se incrementa cada año un 1 por ciento a lo largo del periodo 1987-2003 cuando se tiene en cuenta toda la muestra, crecimiento similar al que experimentan los varones y las mujeres.

El aumento de la inestabilidad en el empleo también se aprecia al desagregar por grupos de edad. El crecimiento de la inestabilidad en el empleo es mayor entre los trabajadores más jóvenes que en el resto de grupos de edad, sobre todo en aquellos con edades inferiores a 24 años, para los que la proporción de ocupados en empleos de duración corta aumenta un 2’1 por ciento cada año. Para el resto de grupos de edad, la proporción aumenta pero en menor cuantía:

---

[9] La probabilidad de que los trabajadores tengan una antigüedad en el empleo igual o superior a diez años se ha realizado con una muestra de trabajadores de 25 años o más.

un 1'8 por ciento para los ocupados con edades comprendidas entre 25-34 años, un 0'8 por ciento para aquellos entre 35-49 años y un 0'4 por ciento para los mayores de 50 años.

Respecto a la evolución de la inestabilidad en el empleo de los trabajadores en función de su nivel educativo, el resultado es que ha aumentado para todas las categorías, siendo este crecimiento de mayor magnitud entre los ocupados con menos estudios. Por un lado, la proporción de trabajadores en empleos de duración inferior a un año ha aumentado alrededor de un 1 por ciento anual entre los trabajadores analfabetos, con educación primaria y con bachillerato elemental. Por otro lado, el incremento ha sido inferior a dicha magnitud para los colectivos de asalariados con mayor nivel de estudios: con bachillerato superior (0'9 por ciento), universitarios (0'8 por ciento) y con formación profesional (un 0'7 por ciento).

Por niveles de ocupación, la proporción de asalariados en empleos de duración corta ha aumentado más entre los trabajadores menos cualificados que entre los más cualificados (tanto en ocupaciones manuales como en no manuales). En el caso de los trabajadores menos cualificados, dicha proporción se ha incrementado cada año un 1'5 por ciento entre los manuales y un 1'2 por ciento entre los no manuales.

Respecto al sector institucional donde los trabajadores están ocupados, la proporción de asalariados en empleos de duración corta creció un 1'2 por ciento cada año en el sector privado, incremento cuatro veces superior a la que experimentó dicha proporción entre los ocupados del sector público.

Finalmente, el aumento de la proporción de trabajadores con duraciones en el empleo inferiores a un año ha sido de un 1'6 por ciento cada año entre quienes tienen contratos de naturaleza temporal a lo largo del periodo 1987-2003, mientras que entre quienes tienen contratos indefinidos dicha proporción apenas ha cambiado.

Por otro lado, 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 universitarios. Por sexo, la proporción de asalariados en empleos de duración igual o superior a diez años disminuye anualmente más del doble entre los varones (un 0'7 por ciento) que entre las mujeres (un 0'3 por ciento).

Con relación a los diferentes grupos de edad, la caída cada año es mucho mayor entre los trabajadores más jóvenes (25-34 años de edad), un 1'1 por ciento. En el resto de grupos de edad, la reducción anual es mucho más leve: un 0'6 por ciento para los trabajadores entre 35-49 años y apenas del 0'2 por ciento para los mayores de 50 años de edad.

Los trabajadores en ocupaciones manuales y no manuales (tanto en las más como en las menos cualificadas) reducen su probabilidad de estar en empleos de duración larga, siendo los trabajadores manuales (cualificados y no cualificados) los que presentan una mayor caída anual, aproximadamente un 0'9 por ciento cada año.

Respecto al sector institucional, los trabajadores del sector público presentan un aumento anual positivo aunque pequeño (un 0'3 por ciento) de estar ocupados en empleos de duración superior e igual a diez años frente a una reducción del 1 por ciento de los ocupados en el sector privado.

Finalmente, cabe resaltar que la proporción de trabajadores con empleos de duración superior a diez años ha disminuido en todos los niveles educativos, excepto en los universitarios. Además, dicha proporción se ha reducido sobre todo en el caso de los trabajadores con menor nivel de estudios (alrededor de 0'8 por ciento cada año).

4.3.2. *Evolución de la estabilidad en el empleo por sexo*

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 7.

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 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.

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 1'8 por ciento de los varones. Por otro lado, la proporción de asalariados en empleos de duración corta aumenta pero en menor cuantía cada año en los individuos con edades superiores a 50 años, siendo el aumento anual ligeramente superior en las mujeres (un 0'5 por ciento) respecto a los varones (un 0'3 por ciento).

Si acudimos a la evolución de la proporción de asalariados cuya antigüedad en el empleo es igual o superior a diez años, se aprecian pequeñas diferencias por sexo con relación a los grupos de edad. Por un lado, los varones reducen su probabilidad de permanecer en empleos de duración larga en todos los grupos de edad (siendo la caída de mayor magnitud entre aquellos con edad inferior a

35 años). Por otro lado, las mujeres presentan las mismas pautas de comportamiento que en anteriores análisis: las más jóvenes experimentan una menor probabilidad de estar en empleos de duración larga (una caída anual del 1'3 por ciento cada año); pero aquellas con más de 50 años de edad presentan una mejora en la estabilidad en el empleo al aumentar un 0'4 por ciento cada año la probabilidad de permanecer en empleos de duración igual o superior a diez años.

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 en ocupaciones manuales y no manuales (más o menos cualificadas). Así, 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.

Por lo que respecta a la proporción de asalariados en empleos con antigüedades iguales o superiores a diez años, mientras que la reducción anual es insignificante en las mujeres ocupadas en puestos manuales (cualificados y no cualificados), la proporción de varones en idénticas ocupaciones disminuye un 0'8 por ciento cada año. Por otro lado, las mujeres que trabajan en ocupaciones no manuales de mayor cualificación y los varones de ocupaciones no manuales de menor cualificación ven aumentar ligeramente su probabilidad de estar en un empleo de duración larga (alrededor de un 0'2 por ciento cada año).

Finalmente, respecto al estado civil de los varones y mujeres, con o sin responsabilidades familiares, se aprecia que los varones solteros, casados y viudos 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, mientras los casados lo hacen en una magnitud también considerable aunque algo inferior (0'6 puntos porcentuales anuales). 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 (1'3 puntos porcentuales cada año) y en menor en el caso de las mujeres con hijos de edad inferior a 6 años o igual o superior a 6 años (aumentos de 0'8 y 0'6 puntos porcentuales cada año, respectivamente).

5. CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha consistido en analizar qué ha sucedido con la estabilidad del empleo a lo largo de las dos últimas décadas en el mercado de trabajo español. Para llevar a cabo este estudio se ha utilizado información de

los ficheros transversales de la Encuesta de Población Activa (EPA) durante el periodo 1987-2003.

El análisis de la estabilidad en el empleo se ha realizado a partir de la utilización de los microdatos de la EPA como una sección cruzada. Esta fuente estadística ofrece información sobre la antigüedad en el empleo de los individuos ocupados, 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 reciente para medir la estabilidad en el empleo.

En primer lugar, se ha realizado un análisis por cohortes anuales de la antigüedad media en el empleo de los asalariados y de la proporción de trabajadores que tienen una antigüedad inferior a un año (duraciones cortas) e iguales o superiores a diez años (duraciones largas). Como las medidas utilizadas a través de la antigüedad media y la proporción de trabajadores con una determinada antigüedad pueden estar sujetas a críticas –la media es sensible a los valores extremos de la distribución, y la proporción de trabajadores con una determinada antigüedad puede ser sensible al ciclo económico o a las características individuales o laborales de los ocupados–, se ha considerado un segundo enfoque. Este consiste en estimar mediante un modelo *logit* (y a partir de cohortes anuales agregadas para cada año de la encuesta) probabilidades no condicionadas de que un trabajador esté empleado una duración determinada –inferior a un año e igual o superior a diez años– durante el periodo de estudio, condicionada a un conjunto de características individuales y socioeconómicas.

Finalmente, como implícitamente se supone que las características de los individuos no cambian a lo largo del tiempo cuando se considera información agregada, se ha efectuado un nuevo análisis (esta vez dinámico) que recoge los efectos de las características (fijas y variantes) de los trabajadores que influyen en la antigüedad en el empleo. Este procedimiento consta de dos etapas. En una primera etapa, se estima por cohortes anuales (mediante un modelo logit) la probabilidad de que un trabajador esté ocupado una duración determinada condicionada a un conjunto de variables explicativas personales y del puesto de trabajo. Utilizando las predicciones anuales como regresando, se estima por MCO (como segunda etapa) un modelo que tiene como regresores variables que aproximan la tendencia y el ciclo económico.

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. Cuando se tiene en cuenta la medición de la estabilidad en el empleo a través de los dos primeros procedimientos, el aumento de la inestabilidad en el empleo se detecta porque disminuye la antigüedad media en el empleo aproximadamente un 15

por ciento, aumenta la proporción de trabajadores asalariados con antigüedades inferiores a un año 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 también se aprecia con el tercer procedimiento (el análisis dinámico de la muestra), siendo de mayor magnitud una vez que se incluyen controles del ciclo económico en el análisis, en todos los colectivos analizados a lo largo del periodo de estudio. Por un lado, 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 manuales y no manuales, especialmente entre estos últimos y, sobre todo, si ocupan puestos de baja o nula cualificación.

Por otro lado, con respecto a la proporción de asalariados en empleos de duración igual o superior a diez años, dicha proporción se ha reducido anualmente entre los varones y entre las mujeres, siendo la reducción más del doble entre los primeros que entre las segundas. Esta disminución también es elevada 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.

A la vista de estos resultados, uno puede preguntarse cuál es el impacto que puede tener el incremento de la inestabilidad en el empleo sobre el funcionamiento de la economía española. 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. Las medidas de política que fomenten el empleo estable pueden ir desde ayudas para la formación ocupacional en el caso de trabajadores menos cualificados hasta las bonificaciones a la contratación indefinida o la exención de cuotas de seguridad social en las empresas que ofrezcan contratos de larga duración a aquellos colectivos más desfavorecidos en términos de inestabilidad laboral (como los jóvenes, las mujeres –principalmente con hijos pequeños–, los ocupados con contratos temporales y los trabajadores con bajas cualificaciones).

APÉNDICE

Cuadro 1

ANTIGÜEDAD MEDIA (EN AÑOS) SEGÚN DIVERSAS VARIABLES EN 1987 Y 2003, Y VARIACIÓN PORCENTUAL. EPA (segundos trimestres)

	1987	2003	Variación porcentual
Todos	9,6	8,2	-14,6
Sexo			
Varones	10,6	8,9	-16,1
Mujeres	6,9	7,0	1,7
Grupos de edad			
16-24	1,8	1,2	-33,5
25-34	5,9	3,5	-40,6
35-49	11,7	10,1	-13,9
50-64	17,8	17,8	0,1
Nivel de estudios			
Sin estudios	11,1	8,3	-25,0
Primarios	11,3	10,7	-5,8
Bachillerato elemental	6,5	6,7	3,4
Bachillerato superior	8,4	8,7	3,6
Formación profesional	6,1	7,0	15,6
Universitarios	9,7	9,0	-7,3
Estado civil y cargas familiares			
Soltero	4,7	3,8	-18,8
Casado	11,9	10,8	-8,8
Otro	10,3	9,8	-4,6
Varón casado	12,8	11,9	-6,7
Varón soltero, separado o viudo	4,7	4,3	-10,0
Mujer con hijos menores 6 años	7,7	6,6	-13,5
Mujer con hijos mayores 6 años	9,1	10,9	20,2
Mujer sin hijos	10,3	7,0	-32,0
Mujer soltera	4,7	3,3	-28,2

(Sigue)

(Continuación)

	1987	2003	Variación porcentual
Sector institucional			
Público	11,9	12,7	6,2
Privado	8,9	7,1	-20,2
Tipo de contrato			
Indefinido	11,0	11,3	2,2
Temporal	1,6	1,1	-30,8
Categoría de ocupación			
No manual-Cualificado	10,8	10,1	-6,8
No manual-No cualificado	9,2	8,2	-10,7
Manual-Cualificado	10,4	8,2	-21,2
Manual-No cualificado	7,7	5,8	-24,9
Sector de actividad económica			
Agricultura	9,4	4,4	-53,6
Industria pesada	12,9	10,5	-18,6
Industria ligera	9,4	8,6	-8,3
Construcción	6,3	4,8	-24,1
Servicios comercializables	8,6	7,0	-18,2
Servicios públicos	10,1	11,3	12,1

Cuadro 2

PROBABILIDAD DE QUE LOS TRABAJADORES TENGAN UNA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A UN AÑO, INFERIOR A CINCO E IGUAL O SUPERIOR A DIEZ AÑOS (muestra completa)[a]

	Duración inferior a 1 año			Duración inferior a 5 años			Duración superior a 10 años		
Variables	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Sexo									
Mujer	0,135	0,011	0,000	0,084	0,009	0,000	-0,032	0,011	0,005
Edad									
16-24	0,600	0,012	0,000	0,525	0,011	0,000	—	—	—
25-34	—	—	—	—-	—	—	—	—	—
35-49	-0,536	0,010	0,000	-0,879	0,008	0,000	1,867	0,009	0,000
50-64	-0,948	0,014	0,000	-1,393	0,011	0,000	2,647	0,011	0,000
Estado civil									
Soltero	0,185	0,015	0,000	0,228	0,012	0,000	-0,265	0,013	0,000
Casado	—	—-	—	—	-—	-—			
Viudo-separado	0,213	0,021	0,000	0,284	0,017	0,000	-0,394	0,017	0,000
Relación familiar									
Principal	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Cónyuge	0,136	0,014	0,000	0,169	0,011	0,000	-0,243	0,013	0,000
Hijo	0,159	0,015	0,000	0,227	0,012	0,000	-0,356	0,015	0,000
Otro	0,130	0,019	0,000	0,210	0,016	0,000	-0,237	0,019	0,000
Educación									
Analfabeto	0,143	0,022	0,000	-0,075	0,018	0,000	0,442	0,019	0,000
Primaria	-0,093	0,017	0,000	-0,269	0,013	0,000	0,516	0,014	0,000
Bach. Elemental	-0,229	0,016	0,000	-0,336	0,013	0,000	0,513	0,013	0,000
Barch. Superior	-0,211	0,017	0,000	-0,288	0,013	0,000	0,432	0,014	0,000
Formac. Profesional	-0,154	0,016	0,000	-0,211	0,013	0,000	0,261	0,014	0,000
Universidad	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sector									
Publico	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Privado	0,454	0,015	0,000	0,555	0,011	0,000	-0,716	0,011	0,000

(Sigue)

(Continuación)

	Duración inferior a 1 año			Duración inferior a 5 años			Duración superior a 10 años		
Variables	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Tipo de contrato									
Fijo	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Temporal	3,424	0,008	0,000	2,565	0,007	0,000	-4,253	0,024	0,000
Tipo de jornada									
0-15 horas	-0,058	0,015	0,000	0,034	0,013	0,007	-0,096	0,014	0,000
15-30 horas	0,136	0,011	0,000	0,118	0,009	0,000	-0,125	0,010	0,000
>30 horas	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Rama de actividad									
Agricultura	0,914	0,026	0,000	0,472	0,021	0,000	-0,075	0,024	0,001
Construcción	0,119	0,023	0,000	0,092	0,018	0,000	-0,268	0,020	0,000
Energía, agua y extract.	-0,303	0,039	0,000	-0,434	0,029	0,000	0,599	0,026	0,000
Transf. Metales y química	-0,042	0,026	0,107	-0,305	0,020	0,000	0,669	0,020	0,000
Fabricación equipo	-0,120	0,027	0,000	-0,443	0,021	0,000	0,856	0,021	0,000
Otras ind.Manufact.	0,045	0,023	0,052	-0,244	0,018	0,000	0,620	0,018	0,000
Serv. Tradicionales	0,262	0,021	0,000	0,048	0,016	0,002	0,114	0,015	0,000
Serv. Productivos	-0,003	0,023	0,887	-0,157	0,017	0,000	0,405	0,017	0,000
Serv. Sociales	-0,002	0,019	0,925	-0,104	0,014	0,000	0,197	0,013	0,000
Serv. Personales	-0,286	0,024	0,000	0,001	0,019	0,968	-0,365	0,020	0,000
Servicios públicos	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Ocupación[b]									
WCHS	—	—	—	—	—	—	—	—	—
WCLS	0,124	0,014	0,000	0,039	0,011	0,000	0,042	0,011	0,000
BSCHS	0,134	0,016	0,000	0,110	0,013	0,000	-0,091	0,013	0,000
BCLS	0,361	0,015	0,000	0,344	0,012	0,000	-0,580	0,013	0,000
Regiones									
Andalucía	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Aragón	0,265	0,024	0,000	-0,162	0,020	0,000	0,057	0,021	0,008

(Sigue)

(Continuación)

	Duración inferior a 1 año			Duración inferior a 5 años			Duración superior a 10 años		
Variables	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Asturias	-0,140	0,028	0,000	-0,258	0,022	0,000	0,164	0,023	0,000
Baleares	0,643	0,028	0,000	0,047	0,023	0,038	-0,090	0,025	0,000
Canarias	0,029	0,019	0,119	-0,074	0,016	0,000	-0,047	0,018	0,009
Cantabria	-0,093	0,030	0,002	-0,218	0,024	0,000	0,184	0,025	0,000
Castilla La Mancha	0,072	0,019	0,000	-0,166	0,016	0,000	0,020	0,018	0,277
Castilla León	0,058	0,018	0,001	-0,222	0,015	0,000	0,168	0,016	0,000
Cataluña	0,000	0,018	0,986	-0,186	0,015	0,000	-0,005	0,017	0,772
Comunidad Valenciana	0,343	0,017	0,000	0,021	0,015	0,145	-0,088	0,017	0,000
Extremadura	0,354	0,021	0,000	0,170	0,018	0,000	-0,170	0,020	0,000
Galicia	-0,004	0,021	0,851	-0,219	0,017	0,000	0,022	0,018	0,224
Madrid	-0,027	0,022	0,225	-0,212	0,017	0,000	0,139	0,019	0,000
Murcia	-0,066	0,024	0,007	-0,135	0,021	0,000	-0,031	0,024	0,193
Navarra	0,514	0,030	0,000	-0,092	0,024	0,000	0,088	0,026	0,001
País Vasco	-0,077	0,020	0,000	-0,311	0,017	0,000	0,306	0,018	0,000
La Rioja	0,227	0,036	0,000	-0,240	0,029	0,000	0,121	0,031	0,000
Tasa de paro regional	0,022	0,001	0,000	-0,007	0,001	0,000	0,004	0,001	0,000
Año entrevista									
1987-1991 (expansión)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1992-1994 (recesión)	0,295	0,012	0,000	0,099	0,010	0,000	-0,010	0,011	0,376
1995-2003 (expansión)	0,680	0,009	0,000	0,162	0,007	0,000	-0,136	0,008	0,000
Constante	-3,808	0,033	0,000	-0,959	0,026	0,000	-1,295	0,028	0,000

[a] El individuo de referencia es un varón, con edades comprendidas entre 25-34 años de edad, casado, cabeza de familia, universitario, trabaja en el sector público, con contrato indefinido, en una jornada laboral de más de 30 horas.

[b] WCHS: No manual-cualificado; WCLS: No manual-no cualificado; BSCHS: Manual- cualificado; BCLS: Manual-no cualificado.

Cuadro 3

PROBABILIDAD DE QUE LOS TRABAJADORES TENGAN UNA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A UN AÑO

(periodos 1987-1991, 1992-1994 y 1995-2003)[a]

	1987-1991			1992-1994			1995-2003		
Variables[b]	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Sexo									
Mujer	0,010	0,020	0,614	0,060	0,029	0,038	0,199	0,014	0,000
Edad									
16-24	0,621	0,020	0,000	0,514	0,030	0,000	0,699	0,016	0,000
25-34	—	—	—	—	—	—	—	—	—
35-49	-0,467	0,020	0,000	-0,458	0,027	0,000	-0,547	0,013	0,000
50-64	-0,885	0,027	0,000	-0,879	0,038	0,000	-0,940	0,019	0,000
Estado civil									
Soltero	0,188	0,029	0,000	0,115	0,040	0,004	0,205	0,019	0,000
Casado	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Viudo-separado	0,277	0,044	0,000	0,197	0,058	0,001	0,207	0,027	0,000
Educación									
Analfabeto	0,128	0,041	0,002	0,216	0,058	0,000	0,024	0,032	0,456
Primaria	-0,160	0,033	0,000	0,046	0,045	0,308	-0,142	0,023	0,000
Bach. Elemental	-0,270	0,033	0,000	-0,111	0,043	0,011	-0,245	0,021	0,000
Barch. Superior	-0,238	0,036	0,000	-0,048	0,048	0,318	-0,255	0,023	0,000
Formac. Profesional	-0,194	0,035	0,000	-0,078	0,045	0,079	-0,169	0,020	0,000
Universidad	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sector									
Publico	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Privado	0,173	0,026	0,000	0,342	0,037	0,000	0,665	0,021	0,000
Tipo de contrato									
Fijo	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Temporal	2,839	0,015	0,000	3,828	0,021	0,000	3,726	0,011	0,000

(Sigue)

(Continuación)

	1987-1991			1992-1994			1995-2003		
Variables[b]	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Tipo de jornada									
0-15 horas	-0,215	0,030	0,000	-0,120	0,039	0,002	0,005	0,020	0,795
15-30 horas	0,046	0,021	0,026	0,122	0,029	0,000	0,169	0,015	0,000
>30 horas	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Rama de actividad									
Agricultura	0,879	0,043	0,000	0,907	0,065	0,000	0,855	0,038	0,000
Construcción	0,572	0,038	0,000	0,114	0,056	0,042	-0,206	0,033	0,000
Energía, agua y extract.	-0,442	0,071	0,000	-0,513	0,103	0,000	-0,263	0,055	0,000
Transf. Metales y química	-0,184	0,044	0,000	-0,236	0,064	0,000	0,030	0,037	0,422
Fabricación equipo	-0,346	0,049	0,000	-0,366	0,070	0,000	-0,005	0,039	0,899
Otras ind. Manufact.	-0,125	0,039	0,001	-0,051	0,057	0,377	0,149	0,034	0,000
Serv. Tradicionales	0,037	0,035	0,295	0,121	0,051	0,017	0,374	0,030	0,000
Serv. Productivos	-0,158	0,042	0,000	-0,187	0,056	0,001	0,047	0,032	0,144
Serv. Sociales	-0,045	0,035	0,201	-0,017	0,047	0,722	-0,011	0,026	0,678
Serv. Personales	-0,296	0,041	0,000	-0,332	0,059	0,000	-0,316	0,034	0,000
Servicios públicos	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Ocupación[c]									
WCHS	—	—	—	—	—	—	—	—	—
WCLS	0,107	0,030	0,000	0,037	0,038	0,337	0,162	0,018	0,000
BSCHS	0,128	0,033	0,000	0,088	0,043	0,040	0,176	0,021	0,000
BCLS	0,301	0,032	0,000	0,271	0,041	0,000	0,399	0,020	0,000
Constante	-2,470	0,179	0,000	-2,731	0,363	0,000	-4,077	0,128	0,000

[a] El individuo de referencia es un varón, con edades comprendidas entre 25-34 años de edad, casado, cabeza de familia, universitario, trabaja en el sector público, con contrato indefinido, en una jornada laboral de más de 30 horas.b

[b] las estimaciones incluyen variables dummy anuales, de tipo de relación familiar, tasa de paro regional y 17 variables dummy de las Comunidades Autónomas.

[c] WCHS: No manual-cualificado; WCLS: No manual-no cualificado; BSCHS: Manual- cualificado; BCLS: Manual-no cualificado.

Cuadro 4

PROBABILIDAD DE QUE LOS TRABAJADORES TENGAN UNA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO INFERIOR A CINCO AÑOS

(periodos 1987-1991, 1992-1994 y 1995-2003)[a]

	1987-1991			1992-1994			1995-2003		
Variables[b]	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Sexo									
Mujer	-0,039	0,018	0,027	0,043	0,024	0,068	0,140	0,011	0,000
Edad									
16-24	0,616	0,018	0,000	0,465	0,028	0,000	0,522	0,016	0,000
25-34	—	—	—	—	—	—	—	—	—
35-49	-0,814	0,015	0,000	-0,896	0,020	0,000	-0,899	0,011	0,000
50-64	-1,332	0,020	0,000	-1,460	0,028	0,000	-1,410	0,015	0,000
Estado civil									
Soltero	0,217	0,023	0,000	0,200	0,031	0,000	0,237	0,015	0,000
Casado	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Viudo-separado	0,326	0,034	0,000	0,223	0,044	0,000	0,287	0,021	0,000
Educación									
Analfabeto	-0,200	0,032	0,000	-0,016	0,044	0,712	-0,039	0,026	0,142
Primaria	-0,442	0,025	0,000	-0,237	0,033	0,000	-0,180	0,018	0,000
Bach. Elemental	-0,495	0,025	0,000	-0,394	0,032	0,000	-0,273	0,017	0,000
Barch. Superior	-0,336	0,026	0,000	-0,246	0,034	0,000	-0,294	0,017	0,000
Formac. Profesional	-0,262	0,028	0,000	-0,219	0,033	0,000	-0,194	0,016	0,000
Universidad	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sector									
Publico	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Privado	0,375	0,020	0,000	0,442	0,027	0,000	0,714	0,017	0,000
Tipo de contrato									
Fijo	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Temporal	2,101	0,014	0,000	2,659	0,018	0,000	2,816	0,010	0,000

(Sigue)

(Continuación)

	1987-1991			1992-1994			1995-2003		
Variables[b]	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Tipo de jornada									
0-15 horas	-0,014	0,024	0,552	-0,070	0,031	0,025	0,084	0,017	0,000
15-30 horas	0,071	0,017	0,000	0,070	0,024	0,003	0,151	0,012	0,000
>30 horas	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Rama de actividad									
Agricultura	0,373	0,035	0,000	0,447	0,051	0,000	0,546	0,031	0,000
Construcción	0,288	0,031	0,000	0,051	0,044	0,243	-0,033	0,026	0,207
Energía, agua y extract.	-0,508	0,049	0,000	-0,702	0,072	0,000	-0,345	0,041	0,000
Transf. Metales y química	-0,554	0,034	0,000	-0,482	0,048	0,000	-0,119	0,029	0,000
Fabricación equipo	-0,665	0,037	0,000	-0,662	0,052	0,000	-0,273	0,030	0,000
Otras ind. Manufact.	-0,447	0,030	0,000	-0,389	0,043	0,000	-0,064	0,026	0,016
Serv. Tradicionales	-0,158	0,027	0,000	-0,121	0,037	0,001	0,204	0,023	0,000
Serv. Productivos	-0,434	0,031	0,000	-0,273	0,040	0,000	-0,019	0,025	0,434
Serv. Sociales	-0,241	0,026	0,000	-0,203	0,034	0,000	-0,002	0,020	0,926
Serv. Personales	0,090	0,032	0,006	-0,114	0,045	0,012	0,001	0,027	0,957
Servicios públicos	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Ocupación[c]									
WCHS	—	—	—	—	—	—	—	—	—
WCLS	0,024	0,022	0,269	-0,026	0,028	0,341	0,061	0,014	0,000
BSCHS	0,078	0,025	0,002	0,075	0,032	0,019	0,146	0,017	0,000
BCLS	0,262	0,024	0,000	0,271	0,031	0,000	0,365	0,016	0,000
Constante	-0,409	0,143	0,004	-0,084	0,284	0,767	-2,248	0,105	0,000

Véase leyenda cuadro 3.

Cuadro 5

PROBABILIDAD DE QUE LOS TRABAJADORES TENGAN UNA ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O SUPERIOR A DIEZ AÑOS

(periodos 1987-1991, 1992-1994 y 1995-2003)[a]

	1987-1991			1992-1994			1995-2003		
Variables[b]	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Sexo									
Mujer	0,159	0,025	0,000	0,052	0,031	0,096	-0,132	0,015	0,000
Edad									
16-24	—	—	—						
25-34	—	—	—	—	—	—	—	—	—
35-49	1,539	0,015	0,000	1,871	0,022	0,000	2,124	0,013	0,000
50-64	2,286	0,019	0,000	2,662	0,028	0,000	2,948	0,016	0,000
Estado civil									
Soltero	-0,171	0,026	0,000	-0,271	0,035	0,000	-0,282	0,018	0,000
Casado	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Viudo-separado	-0,492	0,036	0,000	-0,418	0,045	0,000	-0,365	0,021	0,000
Educación									
Analfabeto	0,568	0,033	0,000	0,521	0,046	0,000	0,373	0,028	0,000
Primaria	0,672	0,025	0,000	0,609	0,034	0,000	0,389	0,019	0,000
Bach. Elemental	0,699	0,026	0,000	0,721	0,034	0,000	0,411	0,018	0,000
Barch. Superior	0,379	0,027	0,000	0,438	0,036	0,000	0,454	0,018	0,000
Formac. Profesional	0,223	0,032	0,000	0,325	0,036	0,000	0,279	0,018	0,000
Universidad	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Sector									
Publico	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Privado	-0,503	0,019	0,000	-0,568	0,027	0,000	-0,864	0,016	0,000
Tipo de contrato									
Fijo	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Temporal	-4,048	0,045	0,000	-4,767	0,071	0,000	-4,246	0,032	0,000

(Sigue)

(Continuación)

	1987-1991			1992-1994			1995-2003		
Variables[b]	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**	**Coef.**	**Std. Err.**	**P>|z|**
Tipo de jornada									
0-15 horas	-0,079	0,026	0,002	0,011	0,033	0,731	-0,132	0,018	0,000
15-30 horas	-0,035	0,019	0,070	-0,065	0,026	0,013	-0,185	0,014	0,000
>30 horas	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Rama de actividad									
Agricultura	0,137	0,040	0,001	-0,056	0,059	0,344	-0,217	0,035	0,000
Construcción	-0,219	0,035	0,000	-0,140	0,049	0,004	-0,301	0,028	0,000
Energía, agua y extract.	0,582	0,044	0,000	0,750	0,064	0,000	0,605	0,038	0,000
Transf. Metales y química	0,932	0,034	0,000	0,891	0,048	0,000	0,459	0,028	0,000
Fabricación equipo	1,022	0,036	0,000	1,066	0,051	0,000	0,717	0,029	0,000
Otras ind. Manufact.	0,797	0,032	0,000	0,859	0,044	0,000	0,437	0,026	0,000
Serv. Tradicionales	0,315	0,027	0,000	0,335	0,037	0,000	-0,038	0,022	0,088
Serv. Productivos	0,740	0,031	0,000	0,650	0,040	0,000	0,228	0,024	0,000
Serv. Sociales	0,192	0,026	0,000	0,370	0,033	0,000	0,121	0,018	0,000
Serv. Personales	-0,499	0,037	0,000	-0,316	0,050	0,000	-0,321	0,028	0,000
Servicios públicos	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Ocupación[c]									
WCHS	—	—	—	—	—	—	—	—	—
WCLS	-0,002	0,022	0,934	0,098	0,029	0,001	0,020	0,015	0,160
BSCHS	-0,084	0,025	0,001	-0,077	0,033	0,021	-0,128	0,018	0,000
BCLS	-0,585	0,025	0,000	-0,492	0,033	0,000	-0,577	0,017	0,000
Constante	-1,551	0,155	0,000	-1,996	0,308	0,000	-0,651	0,114	0,000

Véase leyenda cuadro 3.

Cuadro 6

ESTIMACIONES DE LA TENDENCIA DE LA PROPORCIÓN DE EMPLEOS DE DURACIÓN INFERIOR A UN AÑO E IGUAL O SUPERIOR A DIEZ AÑOS POR SEXO, GRUPOS DE EDAD, SECTOR INSTITUCIONAL, CATEGORÍAS DE OCUPACIÓN Y TIPO DE CONTRATO. EPA (1987-2003)

	Antigüedades en el empleo < 1 año				Antigüedades en el empleo ≥ 10 años			
	Sin ciclo		Con ciclo		Sin ciclo		Con ciclo	
Variables	Parámetro	std error	Parámetro	std error	Parámetro	std error	Parámetro	std error
Total	0,0067	0,0018	0,0100	0,0014	-0,0060	0,0046	-0,0064	0,0005
Sexo								
Varón	0,0060	0,0018	0,0095	0,0015	-0,0063	0,0004	-0,0066	0,0006
Mujer	0,0069	0,0017	0,0099	0,0015	-0,0025	0,0003	-0,0030	0,0003
Edad (años)								
16-24	0,0131	0,0038	0,0211	0,0026	—	—	—	—
25-34	0,0131	0,0026	0,0183	0,0019	-0,0087	0,0009	-0,0106	0,0006
35-49	0,0057	0,0009	0,0076	0,0006	-0,0063	0,0003	-0,0060	0,0003
50-64	0,0023	0,0008	0,0038	0,0007	-0,0023	0,0004	-0,0018	0,0004
Ocupación								
WCHS	0,0063	0,0008	0,0076	0,0008	-0,0006	0,0006	-0,0014	0,0006
WCLS	0,0082	0,0017	0,0115	0,0013	-0,0059	0,0004	-0,0060	0,0005
BSCHS	0,0054	0,0023	0,0095	0,0019	-0,0094	0,0005	-0,0093	0,0006
BCLS	0,0106	0,0024	0,0153	0,0018	-0,0084	0,0004	-0,0086	0,0004
Sector								
Público	0,0035	0,0006	0,0034	0,0007	0,0045	0,0008	0,0034	0,0009
Privado	0,0072	0,0023	0,0120	0,0018	-0,0090	0,0005	-0,0096	0,0005
Tipo contrato								
Fijo	0,0011	0,0007	0,0002	0,0007	-0,0034	0,0007	-0,0023	0,0007
Temporal	0,0084	0,0034	0,0159	0,0020	-0,0007	0,0006	-0,0012	0,0006
Educación								
Analfabeto	0,0085	0,0016	0,0113	0,0015	-0,0084	0,0007	-0,0081	0,0009
Primaria	0,0062	0,0018	0,0099	0,0014	-0,0066	0,0004	-0,0065	0,0005
Bach. Elemental	0,0051	0,0026	0,0102	0,002	-0,0073	0,0006	-0,008	0,0006
Barch. Superior	0,007	0,0011	0,009	0,001	0,0016	0,0006	0,0012	0,0007
Formac. Prof.	0,0036	0,002	0,0072	0,0017	-0,0019	0,0006	-0,0024	0,0007
Universidad	0,008	0,0007	0,0086	0,0008	0,0008	0,0003	0,0008	0,0004

Nota: WCHS: ocupaciones no manuales cualificadas; WCLS: ocupaciones no manuales poco cualificadas; BCHS: ocupaciones manuales cualificadas; BCLS: ocupaciones manuales poco cualificadas.

Cuadro 7

ESTIMACIONES DE LA TENDENCIA DE LA PROPORCIÓN DE EMPLEOS DE DURACIÓN INFERIOR A UN AÑO E IGUAL O SUPERIOR A DIEZ AÑOS, POR SEXO. EPA (1987-2003)

Antigüedades en el empleo < 1 año								
	Varones				Mujeres			
	Sin ciclo		Con ciclo		Sin ciclo		Con ciclo	
	Parámetro	std error	Parámetro	std error	Parámetro	std error	Parámetro	std error
Edad (años)								
16-24	0,0100	0,0040	0,0186	0,0027	0,0175	0,0035	0,0247	0,0025
25-34	0,0111	0,0028	0,0170	0,0019	0,0159	0,0023	0,0202	0,0019
35-49	0,0052	0,0010	0,0072	0,0008	0,0056	0,0009	0,0073	0,0008
50-64	0,0018	0,0008	0,0032	0,0007	0,0034	0,0010	0,0054	0,0008
Ocupación								
WCHS	0,0055	0,0008	0,0070	0,0007	0,0060	0,0008	0,0070	0,0009
WCLS	0,0040	0,0016	0,0074	0,0010	0,0090	0,0020	0,0125	0,0017
BSCHS	0,0056	0,0022	0,0098	0,0018	0,0058	0,0029	0,0098	0,0030
BCLS	0,0106	0,0025	0,0149	0,0022	0,0108	0,0023	0,0159	0,0013
Estado civil e hijos								
Varones casados	0,0033	0,0014	0,0063	0,0009	—	—	—	—
Varones en otras situaciones	0,0055	0,003	0,0113	0,0025	—	—	—	—
Mujeres (conyuge o principal) con hijos < 6 años	—	—	—	—	0,0066	0,0013	0,0086	0,0013
Mujeres (conyuge o principal) con hijos > 5 años	—	—	—	—	0,0037	0,0015	0,0065	0,0013
Mujeres casadas sin hijos	—	—	—	—	0,1029	0,0012	0,0126	0,0010
Otras mujeres (Hijas, jubiladas)	—	—	—	—	0,0133	0,0027	0,0184	0,0021

	Antigüedades en el empleo ≥ 10 años							
	Varones				Mujeres			
	Sin ciclo		Con ciclo		Sin ciclo		Con ciclo	
	Parámetro	std error	Parámetro	std error	Parámetro	std error	Parámetro	std error
Edad (años)								
16-24	—	—	—	—	—	—	—	—
25-34	-0,0076	0,0008	-0,0092	0,0006	-0,0104	0,0010	-0,0127	0,0005
35-49	-0,0070	0,0005	-0,0065	0,0005	-0,0018	0,0004	-0,0012	0,0004
50-64	-0,0030	0,0004	-0,0024	0,0005	0,0036	0,0008	0,0041	0,0009
Ocupación								
WCHS	-0,0009	0,0006	-0,0014	0,0007	0,0029	0,0007	0,0026	0,0008
WCLS	0,0100	0,0004	0,0015	0,0005	-0,0017	0,0005	-0,0017	0,0006
BSCHS	-0,0080	0,0005	-0,0076	0,0006	-0,0024	0,0008	-0,0009	0,0007
BCLS	-0,0081	0,0007	-0,0078	0,0009	-0,0005	0,0004	-0,0002	0,0004
Estado civil e hijos								
Varones casados	-0,0028	0,0005	-0,0034	0,0006	—	—	—	—
Varones en otras situaciones	-0,0063	0,0008	-0,0068	0,0009	—	—	—	—
Mujeres (con- yuge o princi- pal) con hijos 6 a < ños	—	—	—	—	-0,0058	0,0015	-0,0089	0,0010
Mujeres (con- yuge o princi- pal) con hijos 5 a > ños	—	—	—	—	0,0046	0,0004	0,0048	0,0005
Mujeres casadas h sin ijos	—	—	—	—	-0,0080	0,0006	-0,0086	0,0006
Otras mujeres j (Hijas, ubiladas)	—	—	—	—	-0,0100	0,0006	-0,0108	0,0005

Nota: véase cuadro 6.

Gráfico 1.1

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR SEXO. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

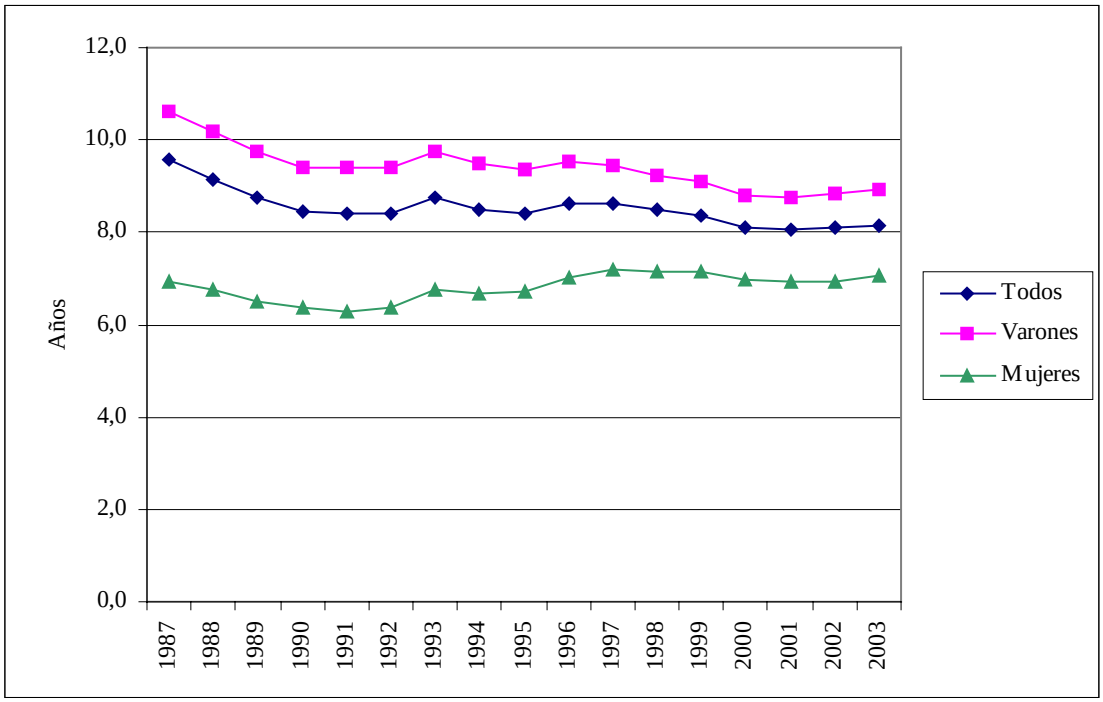


Gráfico 1.2

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR SECTOR INSTITUCIONAL Y TIPO DE CONTRATO. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

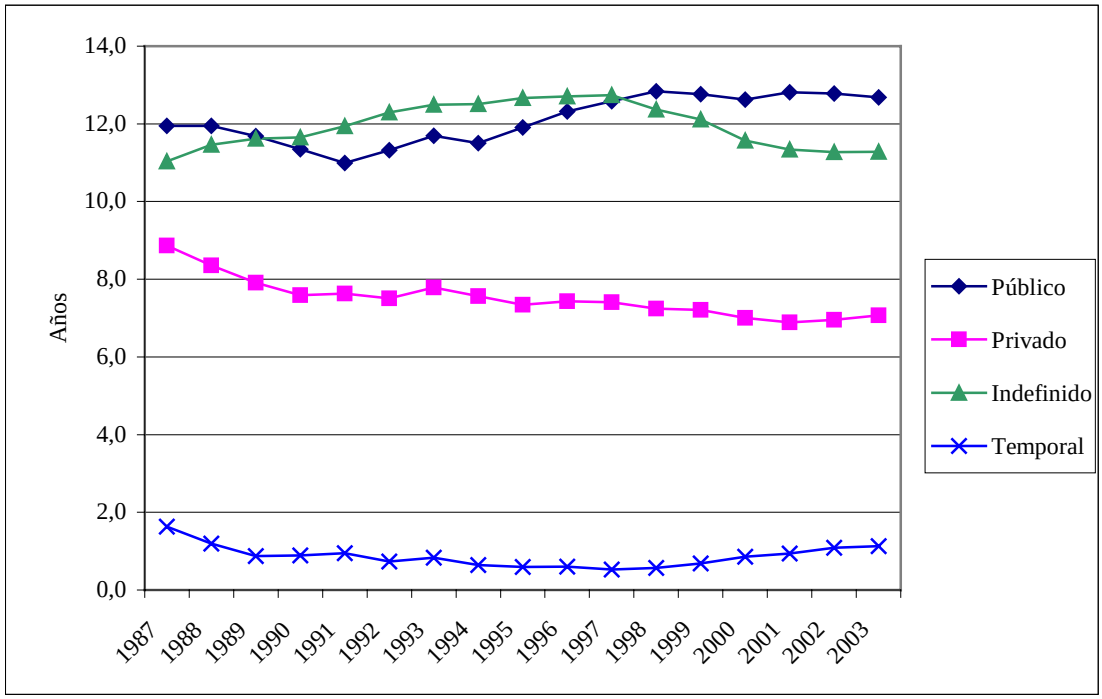


Gráfico 1.3

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR GRUPOS DE EDAD. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

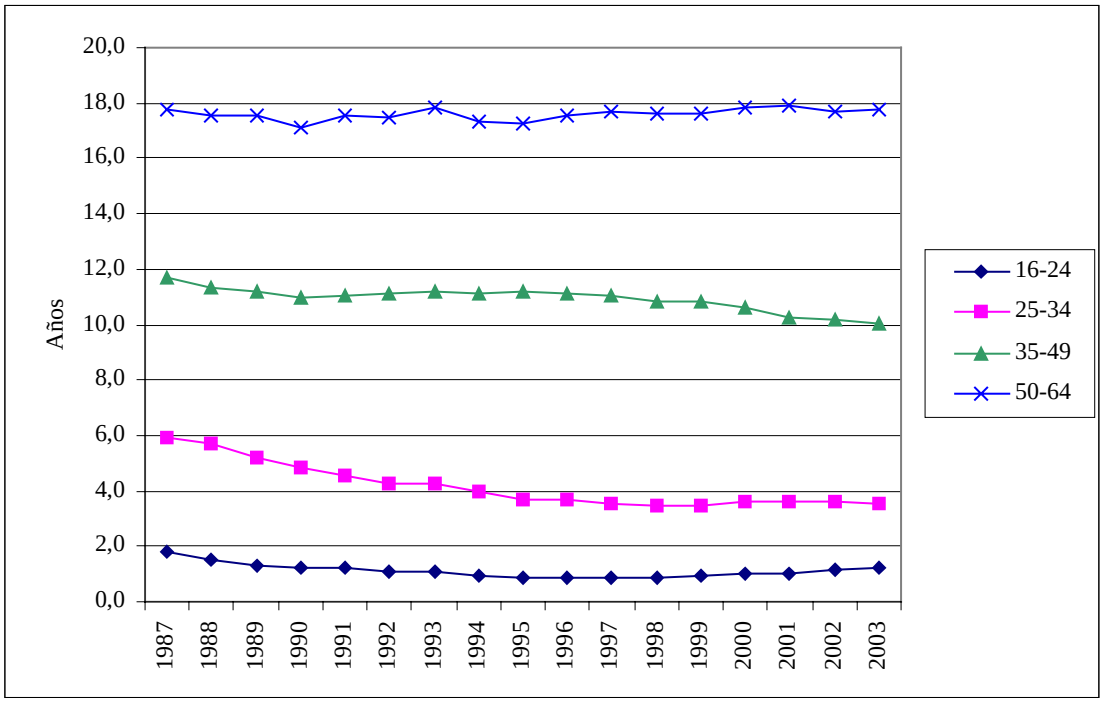


Gráfico 1.4

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR SEXO, ESTADO CIVIL Y PRESENCIA DE HIJOS EN EL HOGAR. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

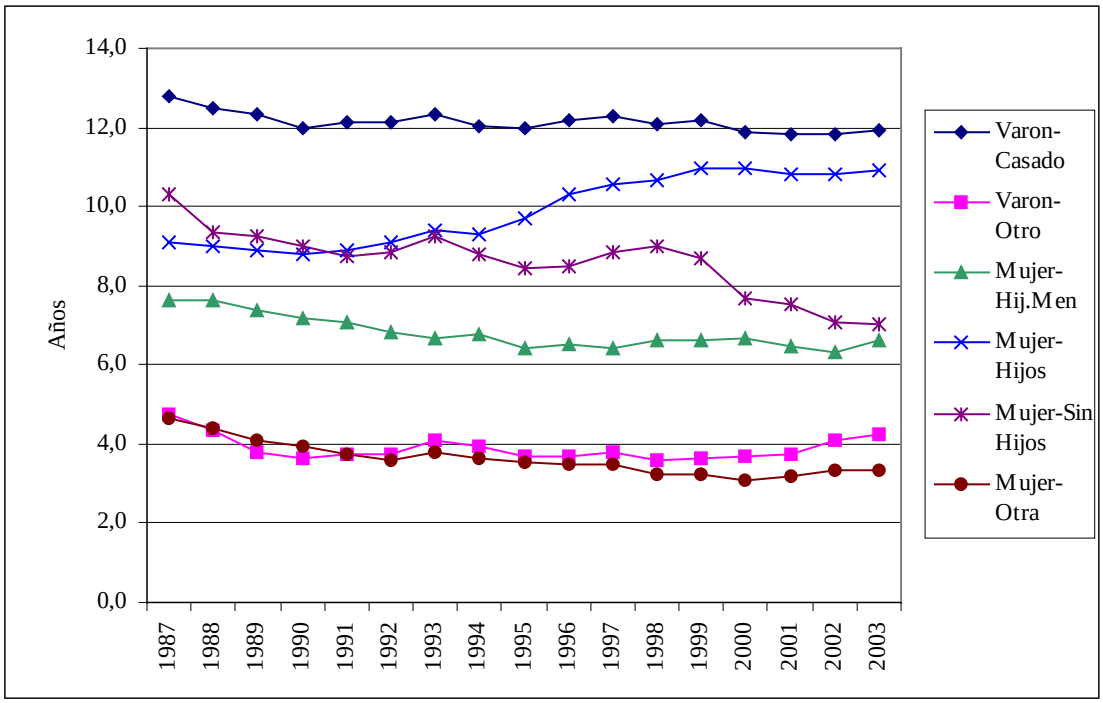


Gráfico 1.5

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR NIVEL DE ESTUDIOS. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

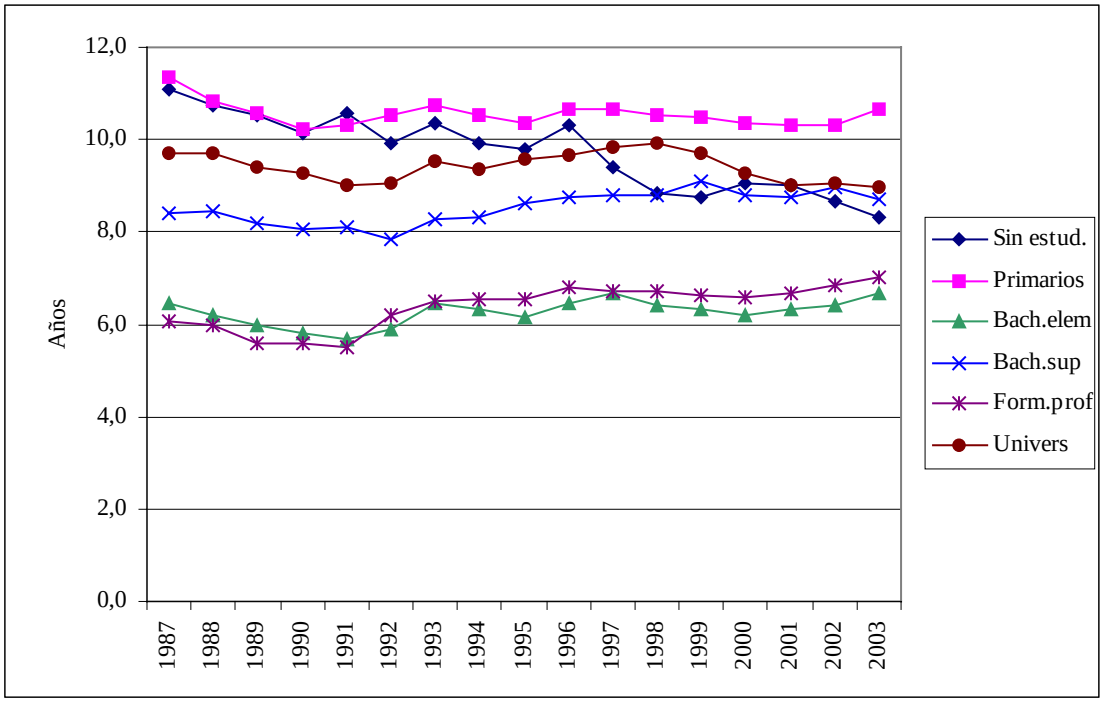


Gráfico 1.6

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR OCUPACIÓN. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

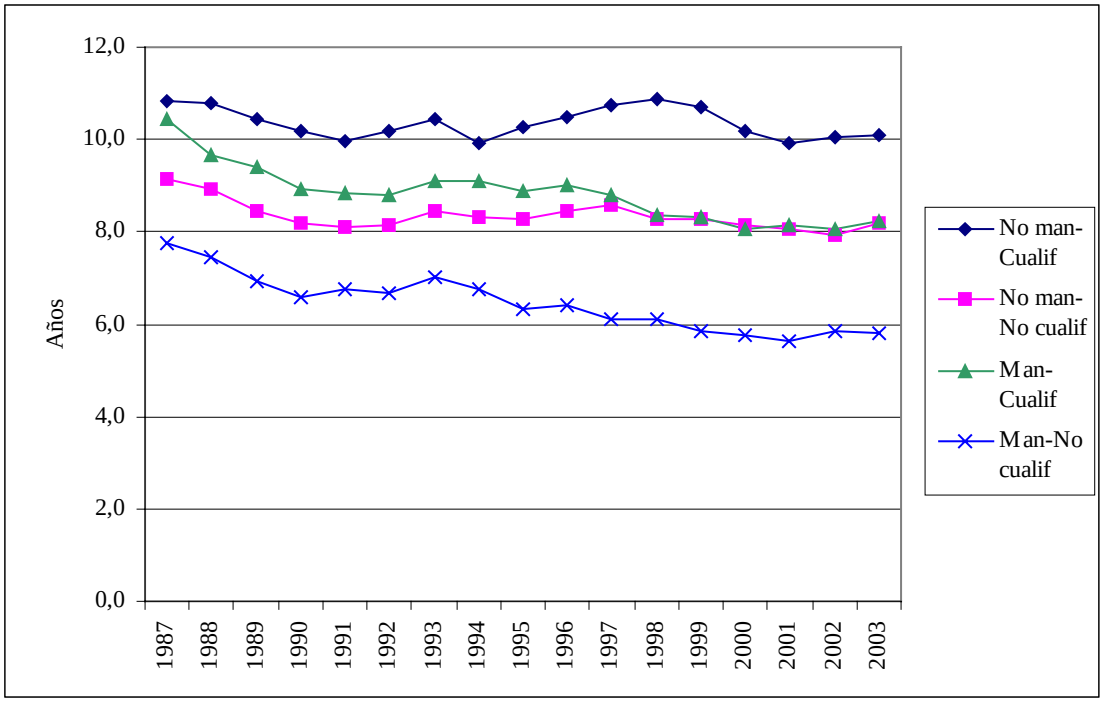


Gráfico 1.7

ANTIGÜEDAD MEDIA EN EL EMPLEO DE LOS TRABAJADORES ASALARIADOS, POR SECTOR DE ACTIVIDAD ECONÓMICA. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

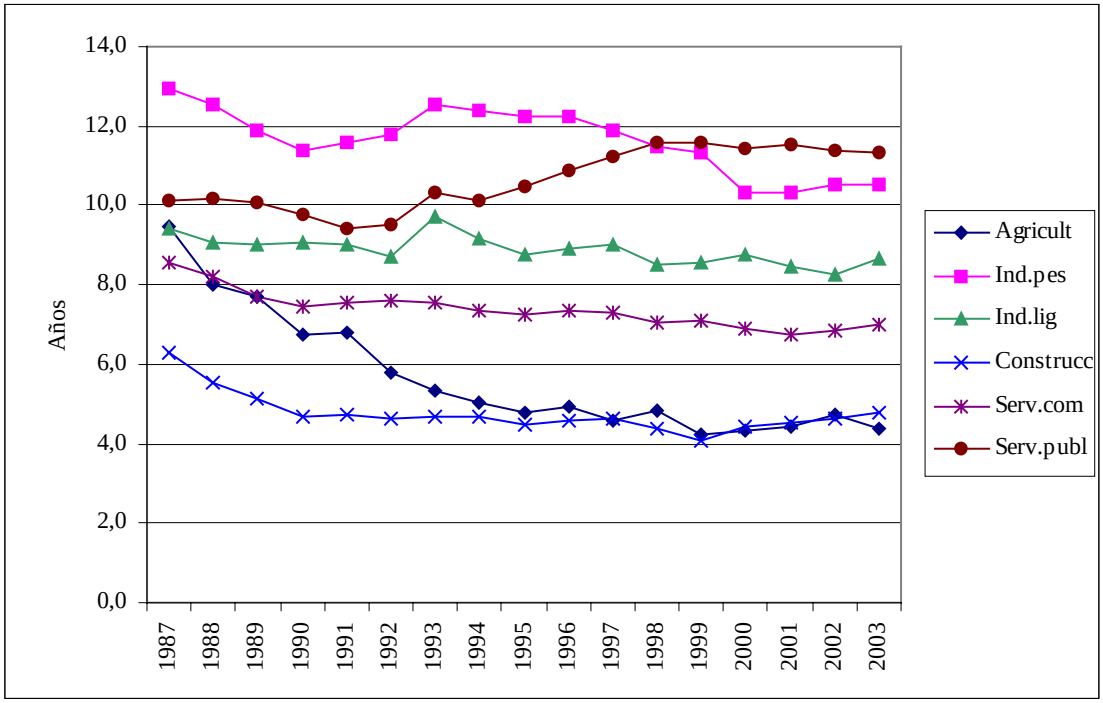


Gráfico 2.1

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR SEXO. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

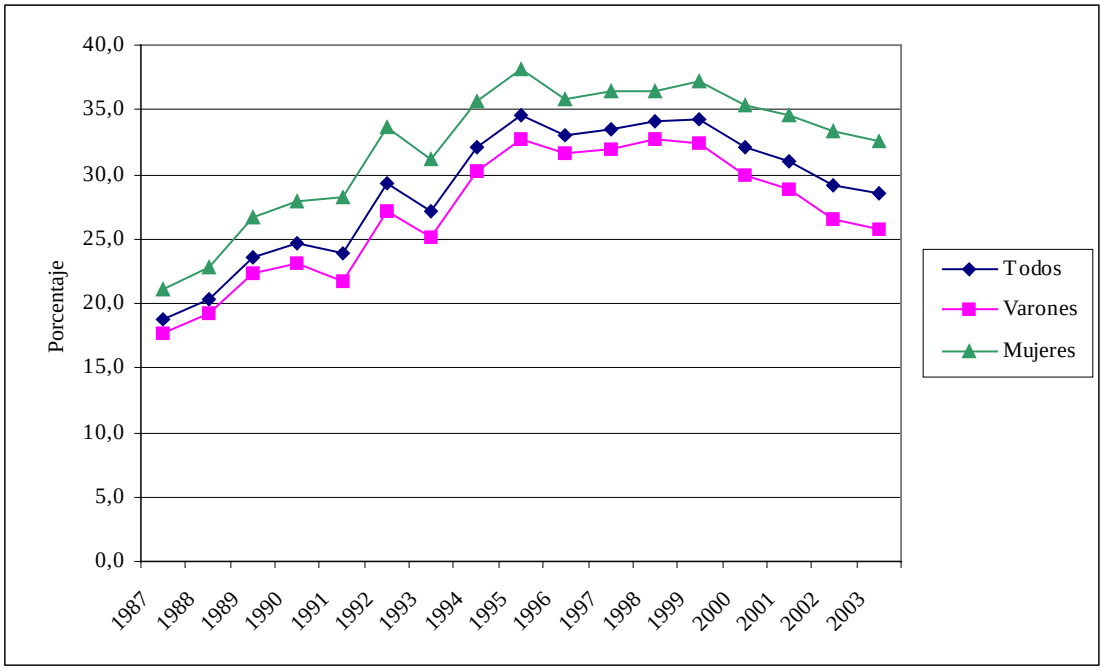


Gráfico 2.2

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR SECTOR INSTITUCIONAL Y TIPO DE CONTRATO. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

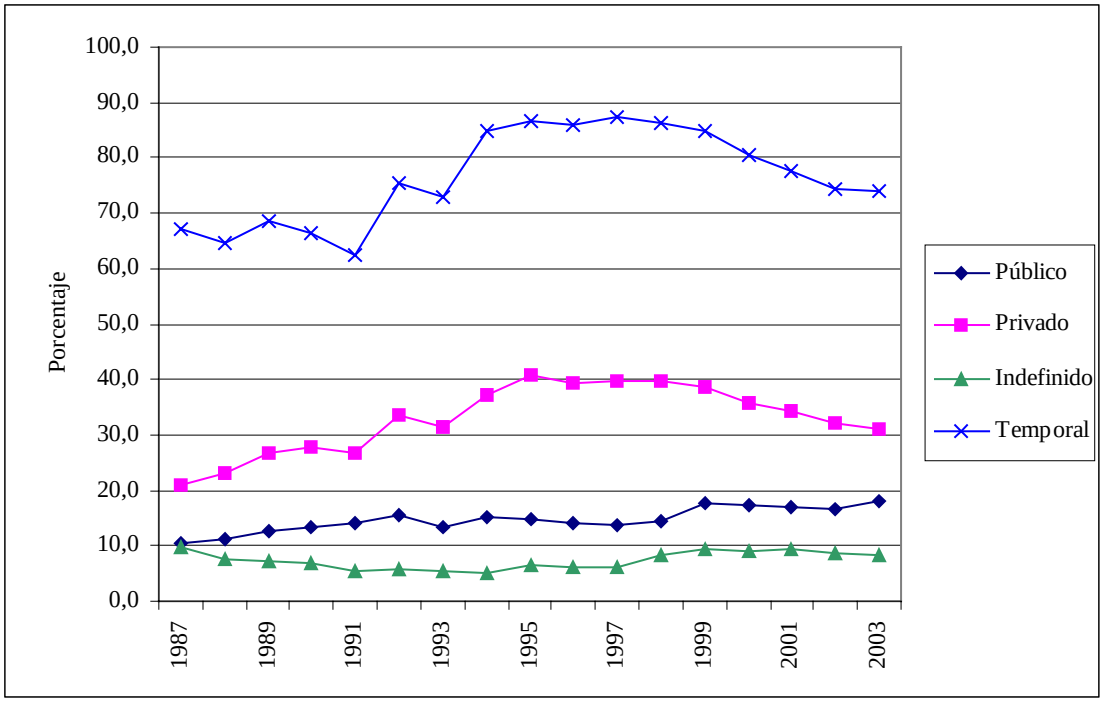


Gráfico 2.3

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR GRUPOS DE EDAD. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

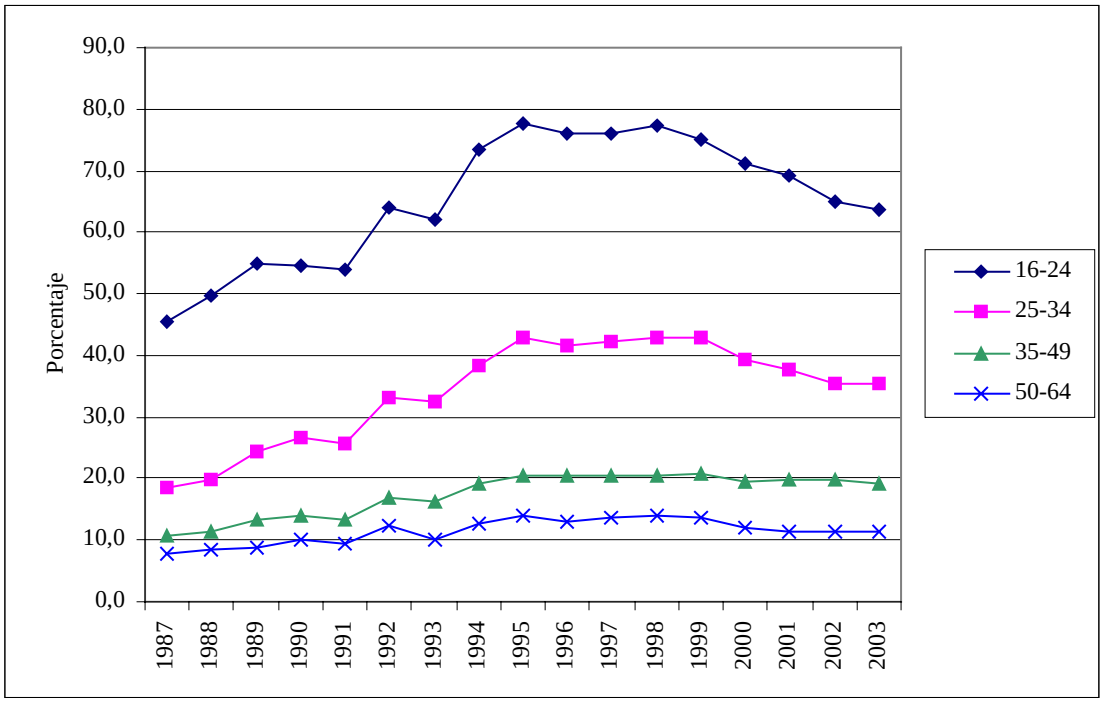


Gráfico 2.4

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR SEXO, ESTADO CIVIL Y PRESENCIA DE HIJOS EN EL HOGAR. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

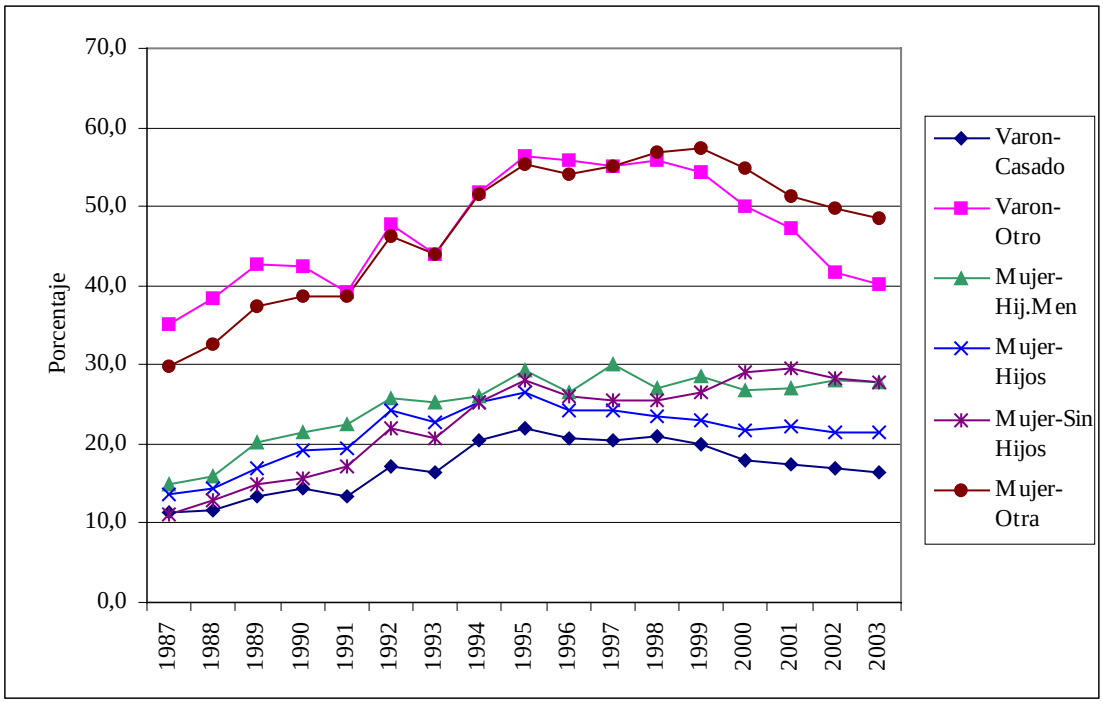


Gráfico 2.5

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR NIVEL DE ESTUDIOS. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

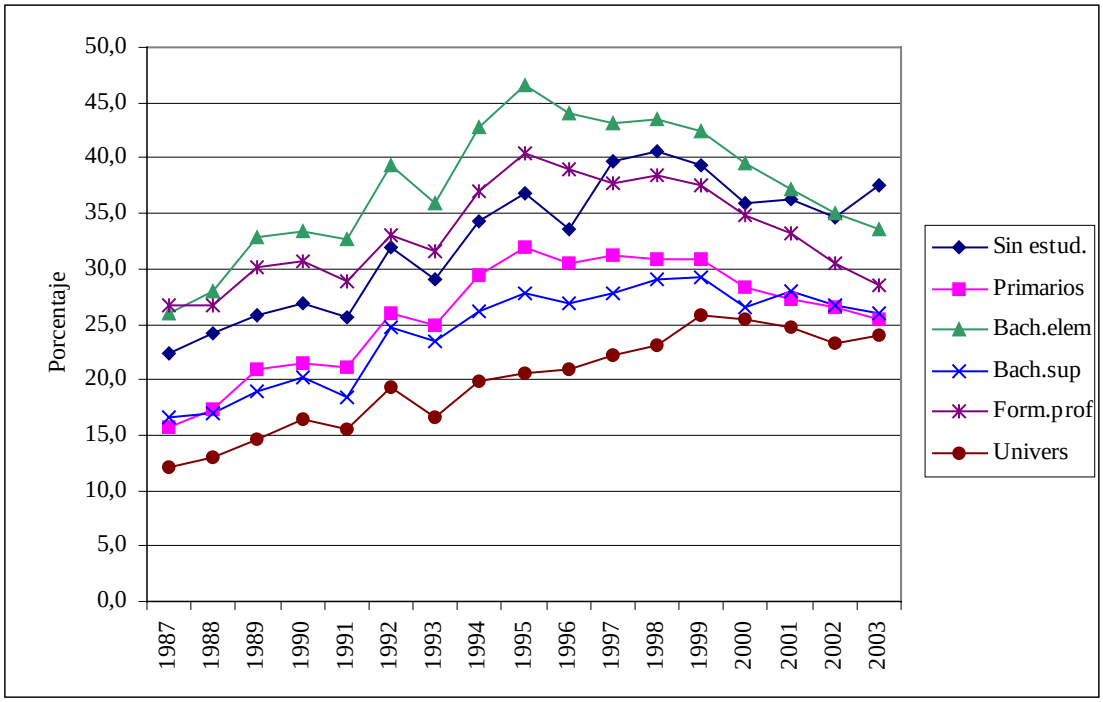


Gráfico 2.6

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR OCUPACIÓN. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

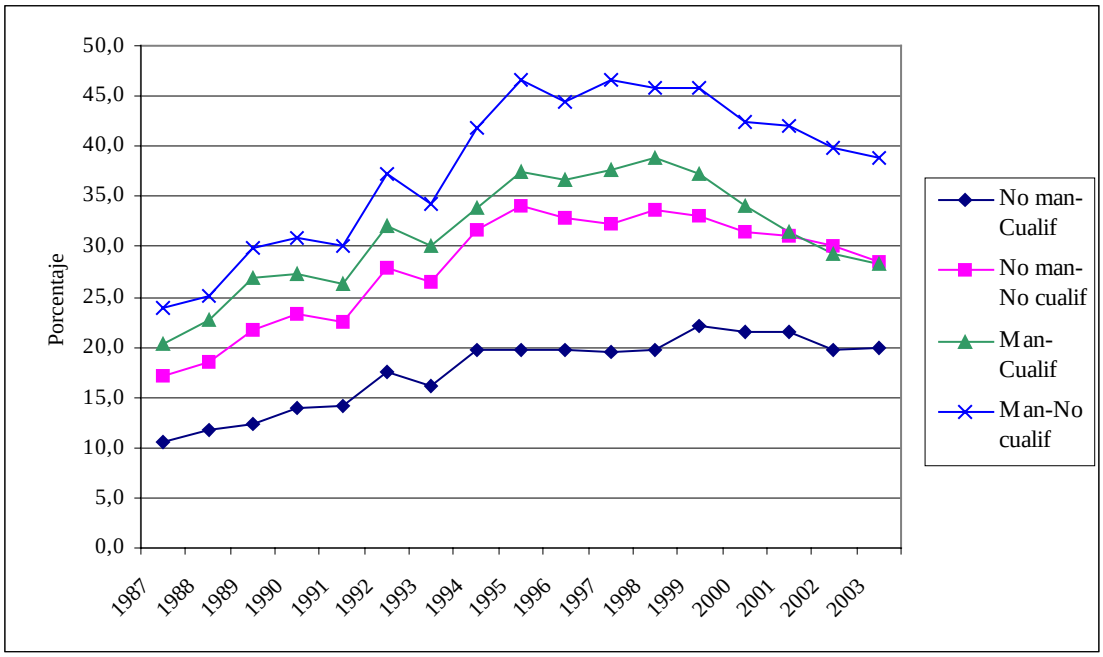


Gráfico 2.7

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO MENOR QUE UN AÑO, POR SECTOR DE ACTIVIDAD ECONÓMICA.

EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

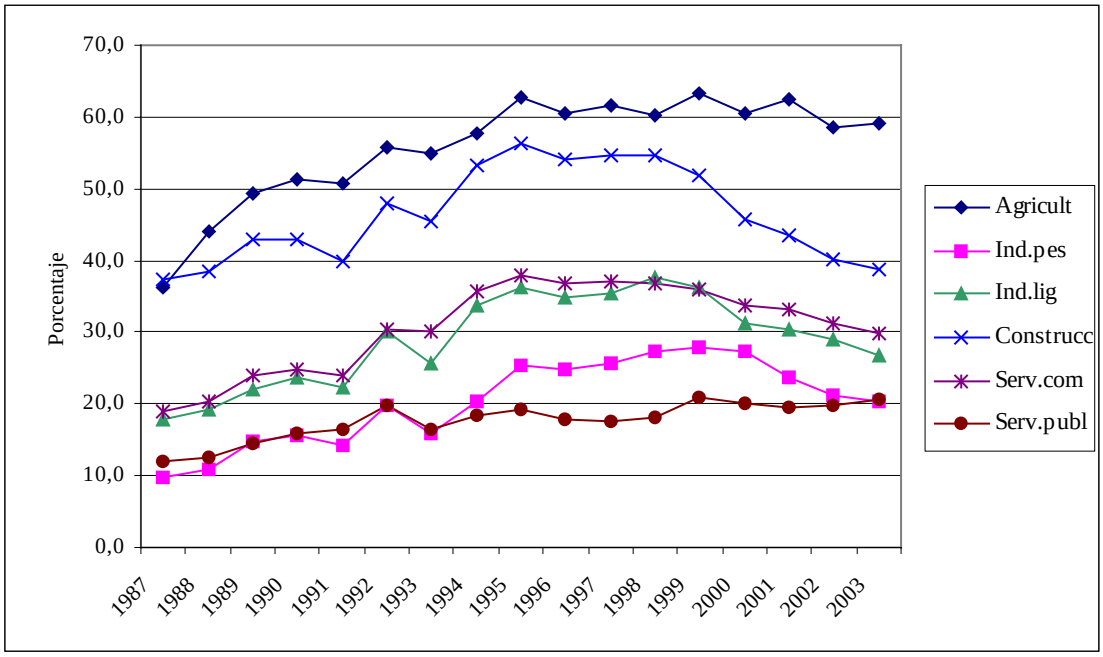


Gráfico 3.1

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR SEXO. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

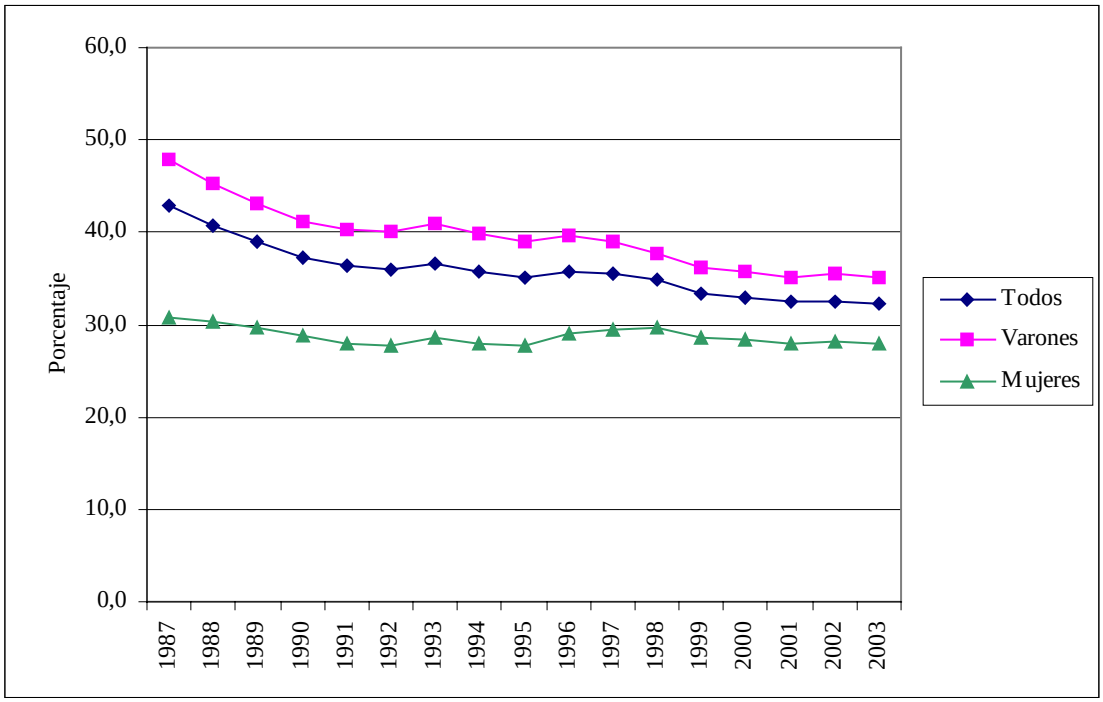


Gráfico 3.2

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR SECTOR INSTITUCIONAL Y TIPO DE CONTRATO. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

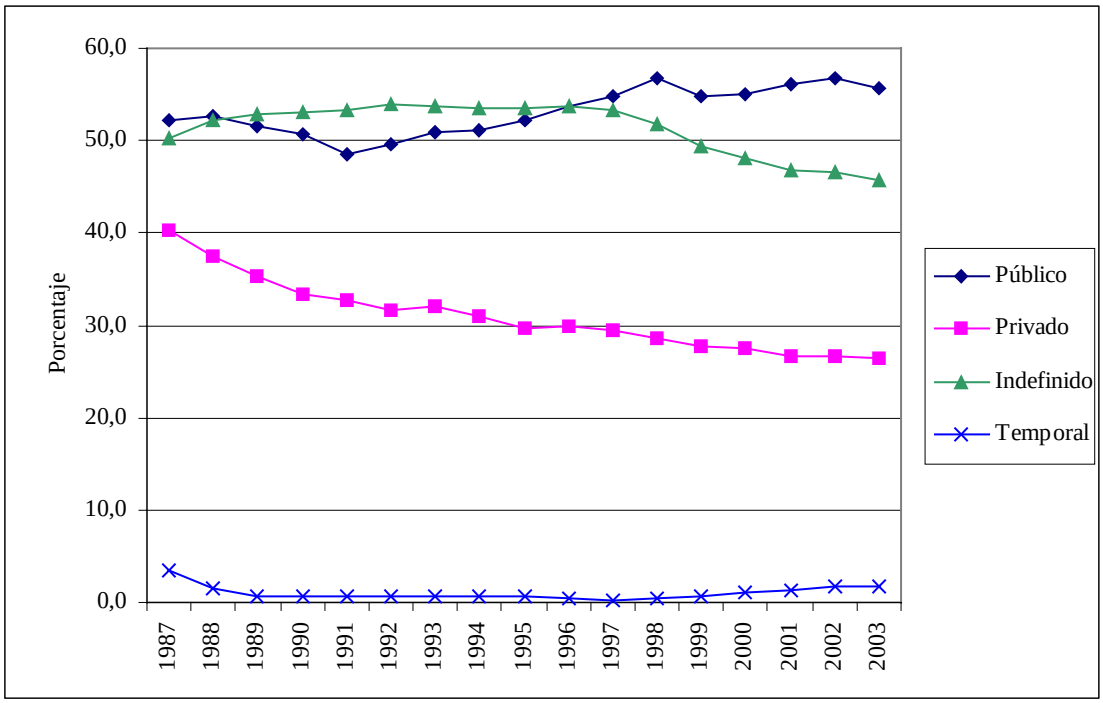


Gráfico 3.3

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR GRUPOS DE EDAD.
EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

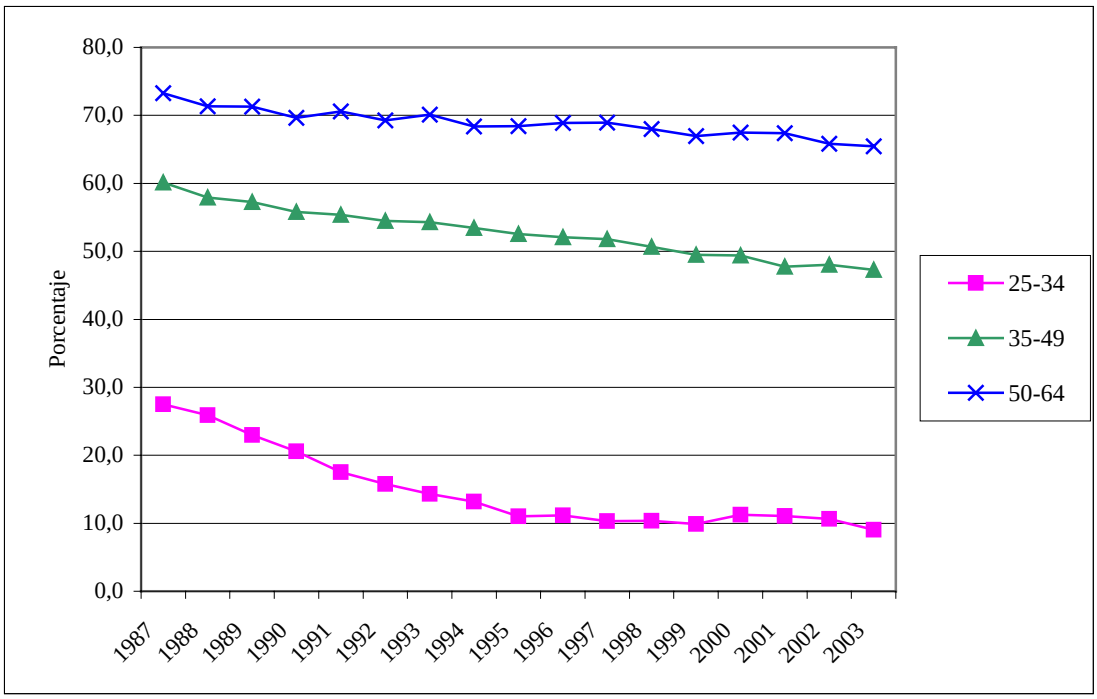


Gráfico 3.4

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR SEXO, ESTADO CIVIL Y PRESENCIA DE HIJOS EN EL HOGAR. EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

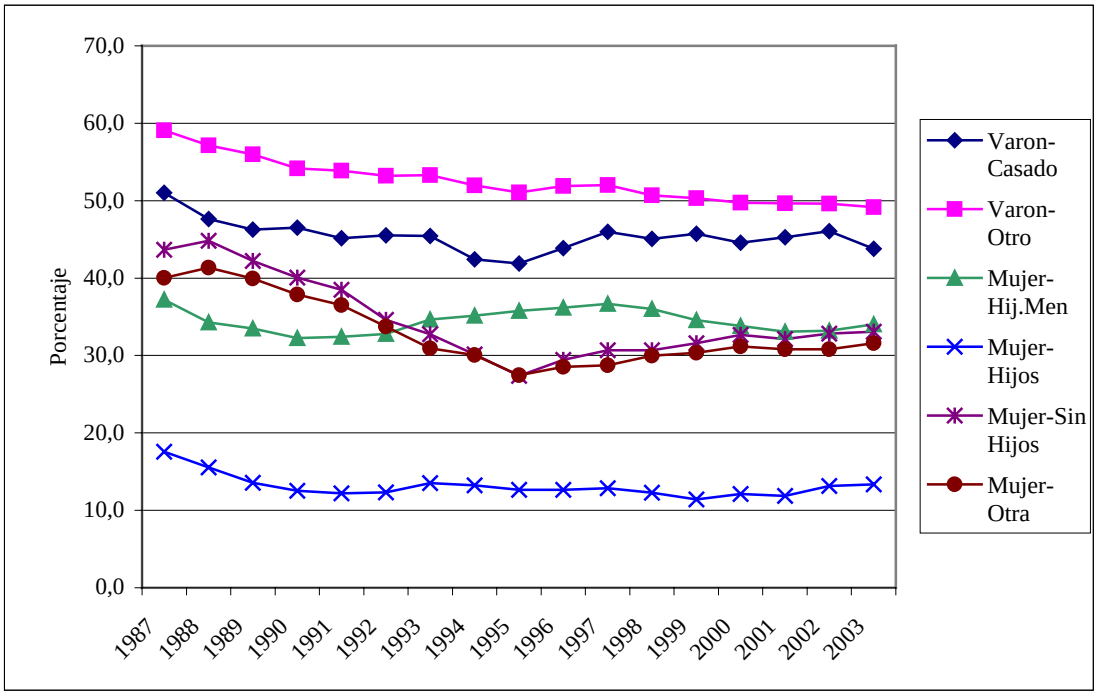


Gráfico 3.5

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR NIVEL DE ESTUDIOS.

EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

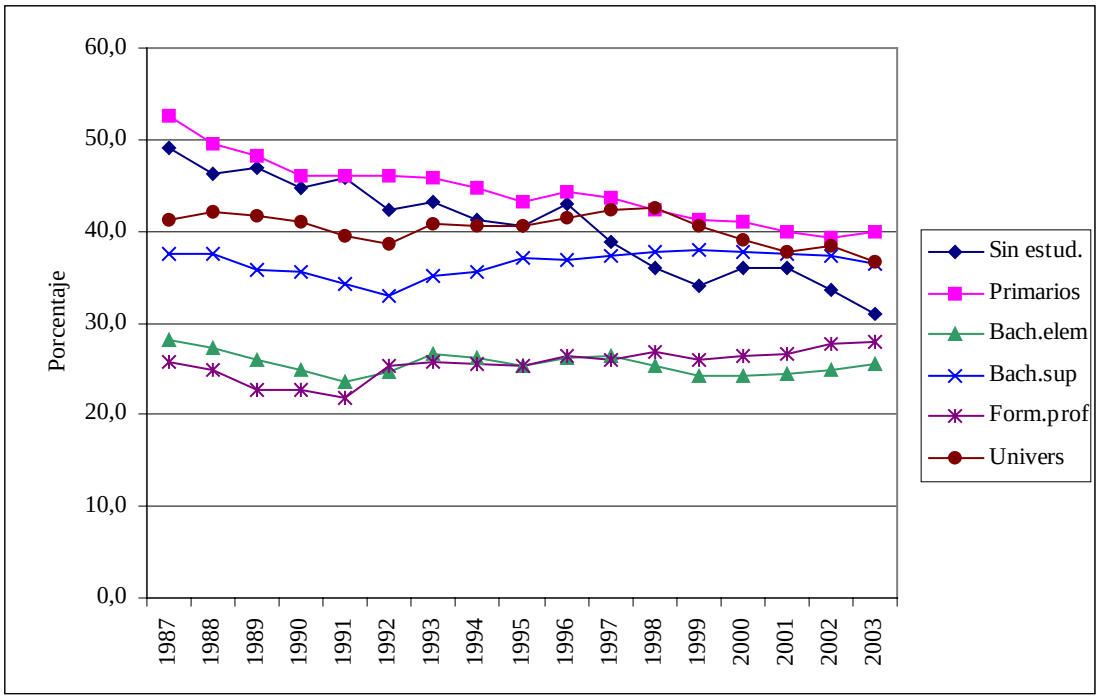


Gráfico 3.6

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR OCUPACIÓN.

EPA 1987-2003 (segundos trimestres)

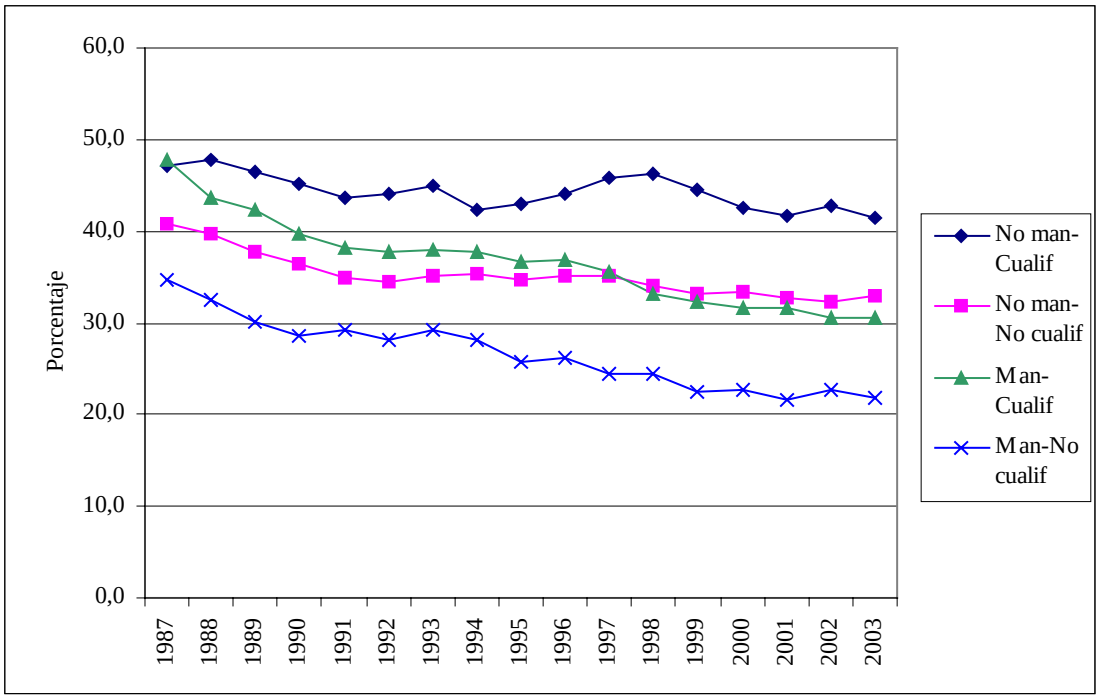
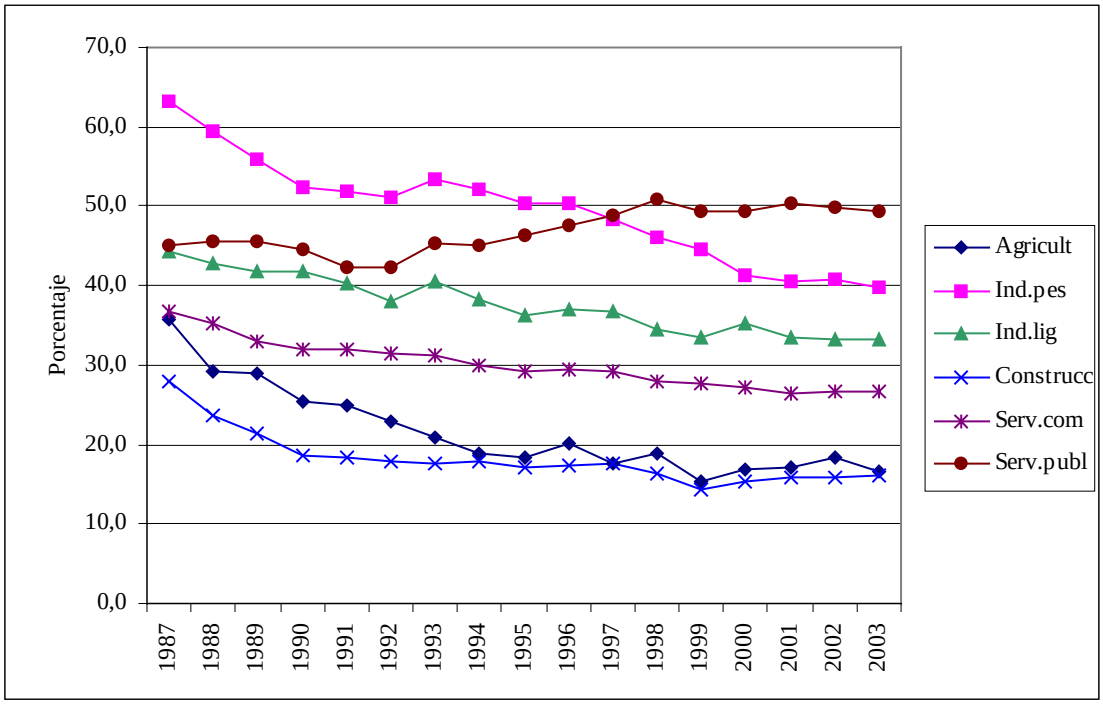


Gráfico 3.7

PROPORCIÓN DE TRABAJADORES CON ANTIGÜEDAD EN EL EMPLEO IGUAL O MAYOR QUE DIEZ AÑOS, POR SECTOR DE ACTIVIDAD ECONÓMICA.

EPA 1987-2003 (segundos trimestres)



BIBLIOGRAFÍA

ARRANZ, J. M. y GARCÍA-SERRANO, C. (2004): “The influence of previous labour market experiences on subsequent job tenure”, *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, n.º 168(1), pp. 43-64.

BOISJOLY, J., DUNCAN, G. y SMEEDING, T. (1998): “The Shifting Incidence of Involuntary Job Losses from 1968 to 1992”. *Industrial Relations* n.º 37, pp. 207-231.

BOOTH, A., FRANCESCONI, M. y GARCÍA-SERRANO, C. (1999): “Job tenure and job mobility in Britain”, *Industrial and Labour Relations Review*, n.º 53, pp. 43-70.

BURGESS, S. y REES, H. (1996): "Job Tenure in Britain 1975-92". *The Economic Journal* n.º 106, pp. 334-344.

— (1998): "A Disaggregate Analysis of the Evolution of Job Tenure in Britain 1975-1993". *British Journal of Industrial Relations* n.º 36, pp. 629-655.

DIEBOLD, F., NEUMARK, D. y POLSKY, D. (1996): "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?". *Industrial and Labor Relations Review* n.º 49: 348-352.

— (1997): "Job Stability in the United States". *Journal of Labor Economics* n.º 15, pp. 206-233.

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 HOPENHAYN, H. (1996): “Flexibilización y volatilidad del empleo”, *Moneda y Crédito*, n.º 202, pp. 205-227.

GARCÍA-PÉREZ, J. I. (1997): “Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)”, *Investigaciones Económicas*, n.º 21, pp. 29–53.

GARCÍA-SERRANO, C. y MALO, M. A. (1996): “Desajuste educativo y movilidad laboral en España”, *Revista de Economía Aplicada*, n.º 11 (4), pp. 105-131.

GOTTSCHALK, P. y MOFFIT, R. (1994): "The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market". *Brookings Papers on Economic Activity* n.º 2, pp. 217-272.

GREGG, P. y WADSWORTH, J. (1995): "A Short History of Labour Turnover, Job Tenure, and Job Security, 1975-93". *Oxford Review of Economics and Statistics* n.º 11, pp. 73-90.

— (2002): "Job Tenure in Britain, 1975-2000. Is a Job for Life of Just for Christmas?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* n.º 64, pp. 111-134.

JAEGER, D. y STEVENS, A. H. (1999): "Is Job Stability in the United States Falling?" *Journal of Labor Economics* n.º 17(4), pp. 1-28.

MCKINNON, J. G., y WHITE, H. (1985):"Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties". *Journal of Econometrics*, n.º 29, pp. 305-325.

MADDALA (1999):" Introduction to Econometrics", John Wiley Press, London.

MALO, M. A. y TOHARIA, L. (1999): “Costes de despido y creación de empleo en España”, *Economistas*, n.º 80, pp. 308-316.

NEUMARK, D., POLSKY, D. y HANSEN, D. (1999): "Has Job Stability Declined Yet?" *Journal of Labor Economics* n.º 17(4), pp. 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". Research Report n.º 95-04. Washington, DC: National Commission for Employment Policy.

URETA, M. (1992): "The Importance of Lifetime Jobs in the US Economy Revisited". *American Economic Review*, n.º 82(1), pp. 322-335.

WHITE, H. (1980): "Heteroscedasticity- Consisten Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity". *Econometrica* n.º 48, 817-838.

WILKELMANN, R. y ZIMMERMANN (1998): "Is job stability declining in Germany? Evidence from count data models". *Applied Economics.* n.º 30, pp. 1413-1420.

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interasadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.

Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.

La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográfícas será de 7000 palabras.

Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.

Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábiga. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.

En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.

En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.

The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.

The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.

The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affi-liation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.

Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.

If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.

In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the research is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.

2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrilllo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.

3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.

5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.

6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.
Páginas: 28.

7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.

8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 36.

9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.

10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.

2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas 28.

3/01 Doble imposición, "efecto clientela" y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.

4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.

5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autora: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.

6/01 Shapley inequality descomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy.
Páginas 40.

7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.
Páginas 40.

8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.ª Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.
Páginas 56.

9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 40.

10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.

11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.

12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autor: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.

13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.

14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.
Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 32.

16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.
Autores: Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.
Páginas 48.

17/01 Redistribution and labour supply.
Autores: Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.
Páginas 24.

18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.
Autoras: M.ª Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.
Páginas 32.

19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.
Autores: José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.
Páginas 28.

20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.
Autor: Jorge Calero Martínez.
Páginas 36.

21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.
Autor: Óscar Bajo Rubio.
Páginas 32.

22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.
Autores: Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.
Páginas 36.

23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.
Autor: Alfonso Utrilla de la Hoz.
Páginas 48.

24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 36.

25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.
Autora: Anabel Zárate Marco.
Páginas 52.

26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 56.

27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 28.

28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.
Autores: Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.
Páginas 44.

29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.
Autora: Belén Fernández Castro.
Páginas 44.

30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 24.

2002

1/02 Las cestas autonómicas.
Autores: Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.
Páginas 72.

2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.
Autores: Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 60.

3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.
Páginas 28.

4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.
Autores: Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 36.

5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.
Autores: Lluis Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.
Páginas 32.

6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.
Autores: Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.
Páginas 40.

7/02 Movilidad social y desigualdad económica.
Autores: Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.
Páginas 32.

8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 44.

9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 44.

10/02 The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996.
Autores: Santiago Álvarez García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: Una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.

12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.
Autor: Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 40.

13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.
Autores: Agustín García y Julián Ramajo.
Páginas 52.

14/02 Micro-modelling of retirement behavior in Spain.
Autores: Michele Boldrin, Sergi Jiménez-Martín y Franco Peracchi.
Páginas 96.

15/02 Estado de salud y participación laboral de las personas mayores.
Autores: Juan Prieto Rodríguez, Desiderio Romero Jordán y Santiago Álvarez García.
Páginas 40.

16/02 Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: an application to the Spanish regions.
Autora: M.ª del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 40.

17/02 Déficit público, masa monetaria e inflación. Evidencia empírica en la Unión Europea.
Autor: César Pérez López.
Páginas 40.

18/02 Tax evasion and relative contribution.
Autora: Judith Panadés i Martí.
Páginas 28.

19/02 Fiscal policy and growth revisited: the case of the Spanish regions.
Autores: Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.ª Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.

20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.
Autores: Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.ª Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.

21/02 Régimen fiscal de la previsión social empresarial. Incentivos existentes y equidad del sistema.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 52.

22/02 Poverty statics and dynamics: does the accounting period matter?.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas 52.

23/02 Public employment and redistribution in Spain.
Autores: José Manuel Marqués Sevillano y Joan Rosselló Villallonga.
Páginas 36.

24/02 La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas: 76.

25/02 Estimación de los efectos de un "tratamiento": una aplicación a la Educación superior en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 32.

26/02 Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 40.

27/02 Reforma fiscal verde y doble dividendo. Una revisión de la evidencia empírica.
Autor: Miguel Enrique Rodríguez Méndez.
Páginas 40.

28/02 Productividad y eficiencia en la gestión pública del transporte de ferrocarriles implicaciones de política económica.
Autor: Marcelino Martínez Cabrera.
Páginas 32.

29/02 Building stronger national movie industries: The case of Spain.
Autores: Víctor Fernández Blanco y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 52.

30/02 Análisis comparativo del gravamen efectivo sobre la renta empresarial entre países y activos en el contexto de la Unión Europea (2001).
Autora: Raquel Paredes Gómez.
Páginas 48.

31/02 Voting over taxes with endogenous altruism.
Autor: Joan Esteban.
Páginas 32.

32/02 Midiendo el coste marginal en bienestar de una reforma impositiva.
Autor: José Manuel González-Páramo.
Páginas 48.

33/02 Redistributive taxation with endogenous sentiments.
Autores: Joan Esteban y Laurence Kranich.
Páginas 40.

34/02 Una nota sobre la compensación de incentivos a la adquisición de vivienda habitual tras la reforma del IRPF de 1998.
Autores: Jorge Onrubia Fernández, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 36.

35/02 Simulación de políticas económicas: los modelos de equilibrio general aplicado.
Autor: Antonio Gómez Gómez-Plana.
Páginas 36.

2003

1/03 Análisis de la distribución de la renta a partir de funciones de cuantiles: robustez y sensibilidad de los resultados frente a escalas de equivalencia.
Autores: Marta Pascual Sáez y José María Sarabia Alegría.
Páginas 52.

2/03 Macroeconomic conditions, institutional factors and demographic structure: What causes welfare caseloads?
Autores: Luis Ayala y César Perez.
Páginas 44.

3/03 Endeudamiento local y restricciones institucionales. De la ley reguladora de haciendas locales a la estabilidad presupuestaria.
Autores: Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.
Páginas 56.

4/03 The dual tax as a flat tax with a surtax on labour income.
Autor: José María Durán Cabré.
Páginas 40.

5/03 La estimación de la función de producción educativa en valor añadido mediante redes neuronales: una aplicación para el caso español.
Autor: Daniel Santín González.
Páginas 52.

6/03 Privación relativa, imposición sobre la renta e índice de Gini generalizado.
Autores: Elena Bárcena Martín, Luis Imedio Olmedo y Guillermina Martín Reyes.
Páginas 36.

7/03 Fijación de precios óptimos en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de agua.
Autora: M.ª Ángeles García Valiñas.
Páginas 44.

8/03 Tasas de descuento para la evaluación de inversiones públicas: Estimaciones para España.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 40.

9/03 Una evaluación del grado de incumplimiento fiscal para las provincias españolas.
Autores: Ángel Alañón Pardo y Miguel Gómez de Antonio.
Páginas 44.

10/03 Extended bi-polarization and inequality measures.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 32.

11/03 Fiscal decentralization, macrostability and growth.
Autores: Jorge Martínez-Vázquez y Robert M. McNab.
Páginas 44.

12/03 Valoración de bienes públicos en relación al patrimonio histórico cultural: aplicación comparada de métodos estadísticos de estimación.
Autores: Luis César Herrero Prieto, José Ángel Sanz Lara y Ana María Bedate Centeno.
Páginas 44.

13/03 Growth, convergence and public investment. A bayesian model averaging approach.
Autores: Roberto León-González y Daniel Montolio.
Páginas 44.

14/03 ¿Qué puede esperarse de una reducción de la imposición indirecta que recae sobre el consumo cultural?: Un análisis a partir de las técnicas de microsimulación.
Autores: José Félix Sanz Sanz, Desiderio Romero Jordán y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 40.

15/03 Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la Ley de Okun.
Autores: Inés P. Murillo y Carlos Usabiaga.
Páginas 32.

16/03 La previsión social en la empresa, tras la Ley 46/2002, de reforma parcial del impuesto sobre la renta de las personas físicas.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 48.

17/03 The influence of previous labour market experiences on subsequent job tenure.
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 48.

18/03 Promoting sutdent's effort: standards *versus* torunaments.
Autores: Pedro Landeras y J. M. Pérez de Villarreal.
Páginas 44.

19/03 Non-employment and subsequetn wage losses.
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 52.

20/03 La medida de los ingresos públicos en la Agencia Tributaria. Caja, derechos reconocidos y devengo económico.
Autores: Rafael Frutos, Francisco Melis, M.ª Jesús Pérez de la Ossa y José Luis Ramos.
Páginas 80.

21/03 Tratamiento fiscal de la vivienda y exceso de gravamen.
Autor: Miguel Angel López García.
Páginas 44.

22/03 Medición del capital humano y análisis de su rendimiento.
Autores: María Arrazola y José de Hevia.
Páginas 36.

23/03 Vivienda, reforma impositiva y coste en bienestar.
Autor: Miguel Angel López García.
Páginas 52.

24/03 Algunos comentarios sobre la medición del capital humano.
Autores: María Arrazola y José de Hevia.
Páginas 40.

25/03 Exploring the spanish interbank yield curve.
Autores: Leandro Navarro y Enrique M. Quilis.
Páginas 32.

26/03 Redes neuronales y medición de eficiencia: aplicación al servicio de recogida de basuras.
Autor: Francisco J. Delgado Rivero.
Páginas 60.

27/03 Equivalencia Ricardiana y tipos de interés.
Autores: Agustín García, Julián Ramajo e Inés Piedraescrita Murillo.
Páginas 40.

28/03 Instrumentos y objetivos de las políticas de apoyo a las PYME en España.
Autor:Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 44.

29/03 Análisis de incidencia del gasto público en educación superior: enfoque transversal.
Autora: María Gil Izquierdo.
Páginas 48.

30/03 Rentabilidad social de la inversión pública española en infraestructura.
Autores: Jaime Alonso-Carrera, María Jesús Freire-Serén y Baltasar Manzano.
Páginas 44.

31/03 Las rentas de capital en PHOGUE: análisis de su fiabilidad y corrección mediante fusión estadística.
Autor: Fidel Picos Sánchez.
Páginas 44.

32/03 Efecto de los sistemas de rentas mínimas autonómicas sobre la migración interregional.
Autora: María Martínez Torres.
Páginas 44.

33/03 Rentas mínimas autonómicas en España. Su dimensión espacial.
Autora: María Martínez Torres.
Páginas 76.

34/03 Un nuevo examen de las causas del déficit autonómico.
Autor: Santiago Lago Peñas.
Páginas 52.

35/03 Uncertainty and taxpayer compliance.
Autores: Jordi Caballé y Judith Panadés.
Páginas 44.

2004

1/04 Una propuesta para la regulación de precios en el sector del agua: el caso español.
Autores: M.ª Ángeles García Valiñas y Manuel Antonio Muñiz Pérez.
Páginas 40.

2/04 Eficiencia en educación secundaria e *inputs* no controlables: sensibilidad de los resultados ante modelos alternativos.
Autores: José Manuel Cordero Ferrera, Francisco Pedraja Chaparro y Javier Salinas Jiménez.
Páginas 40.

3/04 Los efectos de la política fiscal sobre el ahorro privado: evidencia para la OCDE.
Autores: Montserrat Ferre Carracedo , Agustín García García y Julián Ramajo Hernández.
Páginas 44.

4/04 ¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España?. Un análisis desagregado con datos de la EPA: 1987-2003.
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 80.