

FLUJOS DE TRABAJADORES EN EL MERCADO DE TRABAJO ANDALUZ (1978-1999) *

Consuelo Gámez Amián

Universidad de Málaga y centra

José Ignacio García Pérez

centra y Universidad Pablo de Olavide

El presente trabajo estudia los flujos de entrada y salida del desempleo para una muestra de trabajadores andaluces. Mediante un modelo econométrico de duración, estimamos las tasas de salida del empleo y el desempleo, condicionando en la duración de dichos estados así como en distintas características individuales y agregadas del mercado de trabajo andaluz. Nuestros resultados resaltan la altísima tasa de rotación laboral existente en Andalucía, especialmente en los años noventa. También encontramos una clara evidencia de un fuerte comportamiento procíclico en la tasa de salida del desempleo mientras que la tasa de salida del empleo sólo es contracíclica para empleos cortos. Estos resultados explican por qué la tasa de desempleo andaluza aumenta tanto en periodos de recesión económica mientras no disminuye en momentos de expansión.

Palabras clave: tasas de salida del empleo y el desempleo, heterogeneidad inobservable, modelos de duración en tiempo discreto.

1. INTRODUCCIÓN

Los elevados niveles de desempleo que viene registrando desde hace más de 20 años la economía andaluza y, sobre todo, el persistente diferencial que dicha economía sufre con respecto al resto de la economía

(*) Este artículo es el resultado de parte del informe presentado al Instituto de Desarrollo Regional, Fundación Universitaria, en el marco de su Línea de Investigación: Economía del Trabajo, cofinanciada por la Consejería de Empleo y Desarrollo Tecnológico de la Junta de Andalucía. Los autores agradecen a dicho Instituto así como a la Junta de Andalucía la financiación recibida. Las opiniones y cualquier error que pudiera contenerse en el texto son de la entera responsabilidad de sus autores.

española representan uno de los principales problemas que sufre Andalucía. El diferencial (aproximadamente 11,4 puntos en 1999) se manifiesta también para cualquiera de los grupos de población que consideremos, siendo las mujeres las que presentan una mayor diferencia en cuanto a tasas de desempleo.

Por otra parte, una de las características principales del mercado de trabajo tanto andaluz como español es el intensivo uso que se viene haciendo de los contratos temporales. España presentaba a finales de 1999 una tasa de temporalidad del 32,81%. Andalucía sufre con mayor virulencia este problema de alta temporalidad. Desde 1987, esta tasa ha sido considerablemente superior en Andalucía. Es más, la tendencia en la última década ha sido claramente creciente en Andalucía mientras que en el conjunto del estado español se observa una desaceleración. Este mayor uso de los contratos temporales en Andalucía tendrá importantes consecuencias, como veremos a continuación, sobre la movilidad en el mercado de trabajo andaluz.

A la hora de estudiar los problemas del mercado de trabajo, no es suficiente con analizar el empleo y el desempleo agregados, sino que es necesario también tener en cuenta los flujos laborales. Quedarnos sólo con un análisis agregado puede hacer que permanezcan ocultas las verdaderas razones del problema a analizar. Los determinantes básicos de la tasa de desempleo de una economía en un momento determinado son la probabilidad de entrada en el desempleo y la tasa de salida del mismo. Los flujos existentes entre el empleo y el desempleo son, por tanto, los determinantes básicos de la tasa de desempleo observada y por ello debemos analizar también estos flujos en el mercado de trabajo andaluz de cara a poder explicar las tendencias que se han producido en la última década.

Existe una notable ausencia de estudios rigurosos sobre el problema de desempleo desde una perspectiva de flujos para la economía andaluza. El estudio de los flujos de entrada y salida del desempleo requiere una consideración microeconómica del problema del desempleo: tenemos que estudiar el comportamiento del individuo desempleado. Esto se puede llevar a cabo de una forma empírica si disponemos de datos sobre los historiales laborales de individuos desempleados. Este es el objetivo de este trabajo donde estudiaremos tanto la salida del desempleo hacia el empleo como la salida del empleo al desempleo. Este análisis lo haremos condicional en la duración de la estancia en cada uno de los estados. Por ello, el planteamiento concreto se basa en la estimación de dichas tasas de salida mediante el uso de modelos de duración. Utilizaremos una base de datos que nos permite obtener duraciones tanto en el empleo como en el desempleo de una muestra de trabajadores andaluces. Esta base de datos surge del Fichero Técnico de Afiliados a la Seguridad Social y cubre el periodo que va desde 1978 a 1999.

Nuestros principales resultados destacan, en primer lugar, que existe una altísima tasa de rotación laboral en Andalucía: no solamente la tasa de despido es muy alta, mucho mayor en los noventa que en los años ochenta, sino que también estas tasas de despido son mucho mayores para empleos que duran 6, 12, 24 y sobre todo 36 meses, esto es, encontramos que el uso de los contratos temporales de duración determinada está muy

extendido. Por otra parte, también encontramos que la tasa de salida del desempleo ha pasado de niveles muy bajos en los años ochenta a unas altas tasas en los noventa, sobre todo para desempleados que llevan menos de un año en ese estado. Finalmente, también encontramos que la tasa de salida del desempleo tiene un comportamiento muy procíclico mientras que la salida del empleo es algo contracíclica sobre todo para empleos cortos. Estos resultados ayudan a explicar, como veremos, el fuerte aumento que sufre el desempleo en años de recesión económica.

La estructura del trabajo es la siguiente. Tras una sección donde se presentan brevemente los modelos econométricos utilizados para el estudio de la duración y otra sección de descripción de los datos utilizados, en la sección 4 se muestran los resultados de la estimación de las tasas de salida tanto del empleo como del desempleo en Andalucía para los periodos considerados. Por último, la sección 5 presenta las principales conclusiones de este trabajo.

2. METODOLOGÍA ECONÓMÉTRICA

El estudio de las tasas agregadas de desempleo no ofrece toda la información necesaria sobre el funcionamiento del mercado de trabajo. Una información adicional muy importante es la duración de la estancia tanto en el empleo como en el desempleo.

Es lógico que la probabilidad de salida del desempleo no sea igual para un individuo que lleva desempleado dos meses que para otro que lleva dos años. Para hacer el análisis condicional a la duración de la estancia en un determinado estado se utiliza en econometría la *tasa de salida* o *función de riesgo*. Esta tasa de salida de un determinado estado se define, para una variable aleatoria T que representa la duración de la permanencia en ese estado, como la probabilidad de que un individuo con una duración mayor o igual que t , abandone el estado en el intervalo (t, dt) , cuando dt tiende a cero. Esto es, siendo $\theta(t)$ la tasa de salida, tenemos que:

$$\theta(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + dt | T \geq t)}{dt}$$

es decir, que la tasa de salida representa la tasa instantánea de abandono de un estado, por unidad de tiempo. Además se demuestra que la tasa de salida caracteriza totalmente la distribución de la variable aleatoria T .

La utilidad de las tasas de salida es que se puede estudiar qué variables adicionales, además de la duración, influyen en ellas, sin más que definir las en términos condicionales: $\theta(x, t)$ donde x es el conjunto de variables en que condicionamos. Dentro de estos modelos condicionales, la especificación más usada es la de *riesgo proporcional*, que supone que la influencia del tiempo y de las variables explicativas en la tasa de salida es proporcional. Sin embargo, un problema de esta modelización es que el supuesto de riesgo proporcional puede no ser, en algunas ocasiones, plenamente satisfactorio. Existen casos en que el efecto de las variables

explicativas varía con la duración de la estancia en un determinado estado, lo cual no puede reflejarse con este modelo. Asimismo existen duraciones que a pesar de ser continuas, sólo se observan de forma discreta, en semanas, meses, etc., como es el caso de la base de datos que se usará en este trabajo. Por ello tenemos que considerar también la modelización de la tasa de salida cuando se trata de una acumulación de riesgos continuos observados de forma discreta.

En estos modelos, si consideramos que T es una variable aleatoria discreta, la tasa de salida será la siguiente probabilidad condicional:

$$\theta(t) = \Pr(T=t | T \geq t) = \frac{F(t) - F(t-1)}{1 - F(t)}$$

Como tenemos que modelizar una probabilidad, lo que se suele hacer en la literatura es filtrar la dependencia de ésta con respecto a las variables explicativas mediante una función de distribución conocida, por ejemplo la *logística*. Por lo tanto, considerando la duración en el desempleo como una variable aleatoria discreta y teniendo en cuenta también el efecto de las características personales, tendremos que la tasa de salida de un determinado estado condicional en las variables explicativas utilizadas será:

$$\theta(t) = F(\theta_0(t) + \theta_1(t)x(t))$$

donde $x(t)$ es un vector de características personales del trabajador, que no varían con el tiempo, y de características agregadas que sí van a variar con t y $\theta_0(t)$ es el término aditivo de la dependencia temporal de la tasa de salida que estimaremos de la manera más general posible. $\theta_1(t)$ es el coeficiente de las variables explicativas que permite la existencia de interacciones entre estas variables y la duración.

Estos modelos son estimados por máxima verosimilitud. La técnica de estimación que usaremos está ya recogida en otros trabajos como los de Narendranathan y Stewart (1993), Sueyoshi (1995), Jenkins (1995), y Bover *et al.* (1997) y García Pérez (1997) para España.

En este tipo de estimaciones, es muy importante controlar también la posible presencia de heterogeneidad inobservable, esto es de variables que pueden influir en la tasa de salida pero de las cuales no se tiene información. Por ello, hemos tratado de estimar otro modelo donde, volviendo al modelo de riesgo proporcional, supondremos que esta heterogeneidad se distribuye bajo una distribución Gamma¹.

(1) Los resultados de estas estimaciones serán comentados brevemente y se encuentran disponibles en una versión más amplia de este trabajo (Gámez y García Pérez, 2002).

3. DATOS

Las bases de datos que utilizamos son dos submuestras para las ocho provincias andaluzas obtenidas de dos muestras aleatorias del "Fichero Técnico de Afiliados" del Instituto Nacional de la Seguridad Social. La primera submuestra, para el período 1978-1993, tiene 241.146 apuntes de empleo correspondientes a 85.946 individuos. Este fichero contiene situaciones actuales en el momento de extracción de la muestra, julio de 1993, de los trabajadores afiliados a la Seguridad Social, además de su historia laboral completa y tiene datos sobre edad, sexo, provincia, categoría profesional, causa de finalización del empleo, fechas de alta y baja y régimen de cotización del trabajador para cada uno de estos empleos. Además, para los periodos intermedios entre dos empleos, que son los que identificamos como periodos de desempleo, contamos con información sobre el posible periodo en que el INEM está cotizando por el trabajador. Este hecho se produce, principalmente, cuando el individuo está recibiendo prestaciones por desempleo.

Por otra parte, para el periodo 1990-1999 contamos con una extracción distinta del mismo fichero que nos facilitará el estudio de la misma tasa de salida del desempleo y del empleo. Esta nueva submuestra para Andalucía cuenta con datos sobre 44.188 apuntes de empleo de 15.503 trabajadores. Contiene básicamente la misma información que la anterior salvo que en ésta se conoce cuando el trabajo anterior a la experiencia de desempleo estudiada se ha realizado a través de una Empresa de Trabajo Temporal, ETT. Sin embargo, hay una variable muy importante para el proceso de salida del desempleo que no aparece en esta submuestra: la percepción de prestaciones por desempleo. Ésta es una de las razones que justifican la necesidad de controlar por la posible presencia de heterogeneidad inobservable.

Tras eliminar todos los individuos con falta de alguna información, nos quedamos solamente con individuos del régimen general de la Seguridad Social, es decir, con trabajadores por cuenta ajena, para evitar el sesgo en las duraciones que podrían provocar los regímenes especiales a la Seguridad Social. También eliminamos todos los empleos destruidos por causas distintas al despido o la finalización de contrato, básicamente para conseguir una mayor homogeneidad.

Las variables empleadas en las estimaciones son las siguientes: sexo, variable binaria que es igual a 1 cuando el trabajador es de sexo masculino, cualificación², edad y provincia y, como variables agregadas, la tasa de crecimiento del PIB nacional y la tasa de paro de cada provincia y un indicador de si el empleo de cada individuo se realiza a través de una ETT. En la base del periodo 1978-1993 se tiene información sobre si el individuo tiene o no experiencia anterior y, si la tiene, cuál fue la duración del desem-

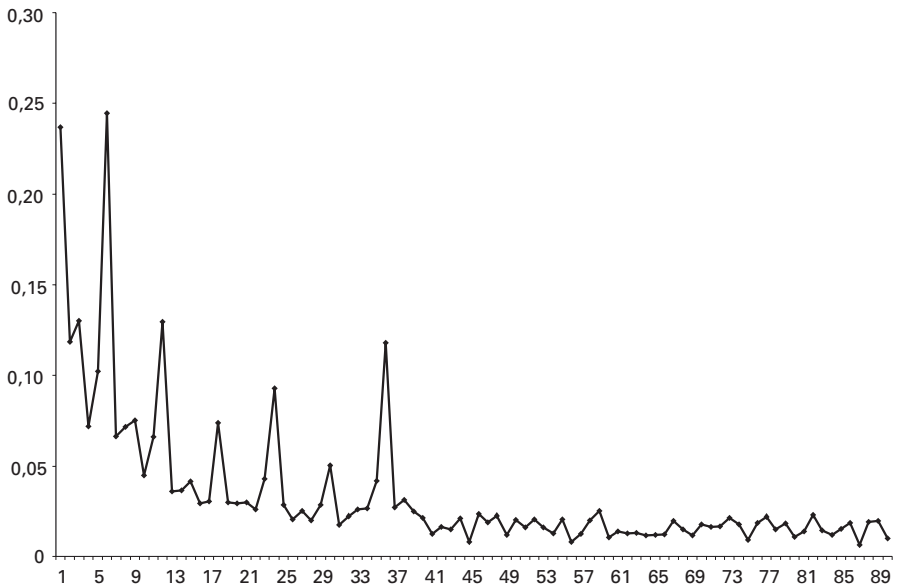
(2) Con respecto a la cualificación hay que decir que esta variable está medida mediante cuatro variables binarias que distinguen cuatro grupos distintos: *Alta*, *Media-Alta*, *Media-Baja* y *Baja*. Esta variable mide la cualificación requerida para el puesto de trabajo y no la cualificación real del individuo.

pleo anterior al empleo estudiado. Por último, en la muestra del periodo 1990-1999 se incluye una variable ficticia que es igual a 1 si el individuo trabaja en su siguiente empleo en la misma empresa que en el anterior.

De cara a la construcción de las duraciones en el desempleo, tenemos que inferirlas por diferencias entre la fecha de baja de un empleo y la fecha de alta del siguiente. Hay que indicar que en la submuestra de 1990-1999 se observan muchas concatenaciones de distintos contratos del mismo trabajador con la misma empresa con un intervalo de no-empleo menor a 15 días. Estas experiencias de empleo son unificadas en una única experiencia para no considerar duraciones de desempleo irreales. Debido a la alta rotación laboral que se observa en esta base de datos y, dado que no queremos estimar transiciones entre dos empleos distintos sin pasar por el desempleo, hemos decidido eliminar las experiencias tanto de empleo como de desempleo de menos de 14 días por considerar que pueden reflejar más bien flujos de empleo a empleo.

Los estadísticos básicos de las muestras utilizadas se encuentran en Gámez y García Pérez (2002). Podemos resaltar, no obstante, que en el caso de la muestra de empleos para el periodo 1978-1993, está compuesta básicamente por hombres con una edad muy baja y por consiguiente poca experiencia laboral. La cualificación de estos trabajadores es muy baja. Por último, las duraciones en el empleo de estos trabajadores están, en media, en torno a 8 meses. No obstante, más del 40% de la muestra tiene empleos muy cortos.

Gráfico 1
TASAS DE SALIDA DEL EMPLEO EN ANDALUCÍA:
ESTIMADORES DE KAPLAN MEIER. MUESTRA DE 1978-1993



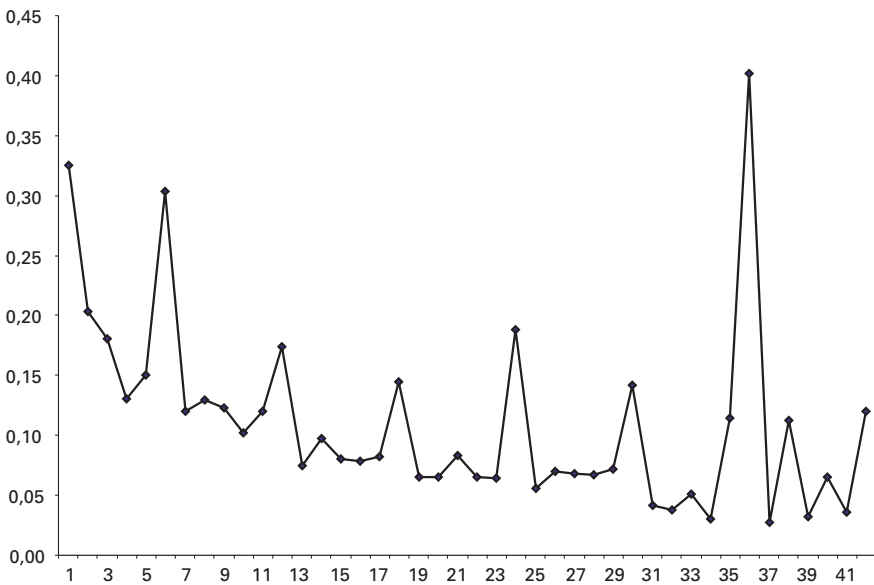
Para ver una primera impresión de la tasa de salida del empleo que pretendemos estimar presentamos en el gráfico 1 la estimación no paramétrica de la misma. Dicho gráfico contiene los estimadores de Kaplan-Meier (Lancaster, 1990), de dichas tasas de salida. Se observa como la tasa de salida del empleo en Andalucía en el periodo 1978-1993 es muy alta para duraciones muy cortas pero es claramente decreciente pasando de tasas de más del 20% para duraciones de 1 mes a menos del 5% para duraciones de más de un año en el empleo. Sin embargo la principal característica de esta tasa de salida es el brusco aumento que experimenta en duraciones múltiplos de seis: la tasa de salida del empleo es casi del 25% en el mes 6, del 13% en el mes 12 y sobre todo en el mes 36 pasa de menos del 5% antes y después a casi el 15% en ese mes concreto. Este resultado es sumamente interesante y nos muestra que el uso de contratos de duración determinada es muy importante en estos años. Estos contratos se firman normalmente con una duración de 6 ó 12 meses y se suelen concatenar en su mayoría, según permite la ley, hasta un máximo de 36 meses, mes a partir del cual la relación laboral se debe convertir automáticamente en indefinida. Esta última es la principal razón de por qué se observa ese gran pico en el mes 36. Existe una muy alta probabilidad de que el empleo finalice al cabo de tres años porque existe una muy baja conversión de contratos temporales en fijos en la economía española (Güell y Petrongolo, 2000), lo cual se debe verificar también para la comunidad autónoma andaluza.

Pasamos ahora a describir brevemente la muestra del periodo 1990-1999. Contamos con 14.590 experiencias de empleo. Las principales diferencias de esta muestra respecto a la anterior podríamos sintetizarlos en los siguientes puntos. Con respecto a la variable que mide si el trabajo se está realizando por mediación de una ETT, observamos que sólo el 17.3% lo hacen. Este porcentaje es inferior a la media española (véase García Pérez y Muñoz Bullón, 2001), lo cual indica que este tipo de empresas se usan menos en la comunidad autónoma andaluza que en el resto de España. La cualificación requerida de los trabajadores en esta muestra es muy baja, algo inferior incluso a la observada en el periodo 1978-1993. La edad de estos trabajadores está básicamente entre 18 y 45 años, habiendo un mayor porcentaje de trabajadores entre 30 y 45 años que en la muestra del periodo 1978-1993. Por último, con respecto a las duraciones de las experiencias de empleo analizadas, observamos como éstas son, en general, muy cortas. La duración media andaluza para la década de los noventa, según nuestra muestra, es de 4,8 meses y más del 50% de la muestra tiene duraciones de menos de 3 meses.

Las tasas de salida empíricas del empleo se muestran en el gráfico 2. En él se puede observar cómo la tasa de salida del empleo es claramente decreciente, comenzando en el primer mes de empleo con un valor muy alto, un 32,5%, para decaer rápidamente a valores de entorno el 7% tras un año de empleo y de un 5% tras dos años de estar empleado. Pero quizás, aparte de este carácter decreciente, la principal característica de esta tasa de salida es la existencia, como en la anterior submuestra, de unos meses determinados donde es mucho más probable que se produzca una salida del empleo. Son principalmente el mes 6, el 24 y sobre todo el mes 36, aunque también se manifiestan picos en los meses 12, 18 y 30. Más

aún, si comparamos estas estimaciones con las obtenidas para el periodo 1978-1993 vemos que el patrón básico se repite pero el nivel de la tasa de salida del empleo ha aumentado considerablemente entre estas dos décadas. Asimismo, los picos que se experimentan en ambos periodos en los meses múltiplos de 6 tienen una tasa de despido sensiblemente superior en la década de los noventa. La explicación más razonable de este hecho es que en la década de los noventa se ha producido una intensificación del uso de los contratos temporales.

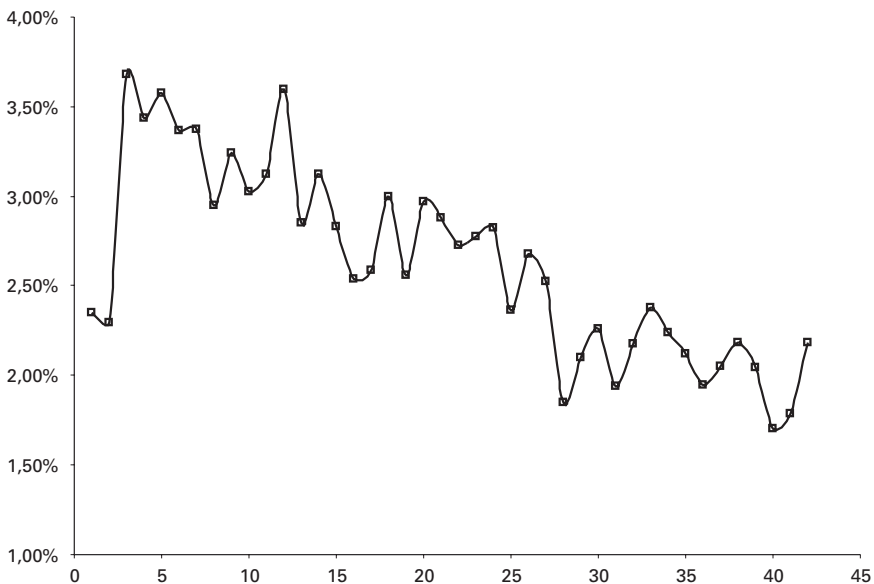
Gráfico 2
TASAS DE SALIDA DEL EMPLEO EN ANDALUCÍA:
ESTIMADORES DE KAPLAN MEIER. MUESTRA DE 1990-1999



Con respecto a las muestras de periodos de desempleo, tras toda la serie de filtros realizados nos quedamos con una muestra de 12.972 experiencias de desempleo para el periodo 1978-1993 y de 5.334 en el periodo 1990-1999. Las características principales de las dos muestras utilizadas para la estimación de la tasa de salida del desempleo las podríamos sintetizar en los siguientes puntos. En ambas muestras el porcentaje de experiencias de desempleo de hombres es mayor que el de mujeres, aunque disminuye algo en la muestra de la década de los noventa. En la muestra de 1990-1999, al tener datos sobre si el empleo anterior a la experiencia de desempleo estudiada fue a través de una ETT, encontramos que el porcentaje de estos empleos sobre el total es en torno al 27%. Con respecto a la cualificación requerida para el puesto de trabajo anterior a la experiencia de desempleo, ambas muestras están compuestas básicamente de individuos que trabajan para trabajos con muy poca cualificación requerida. Esto nos indica que la incidencia del desempleo es mucho mayor en estas categorías profesionales. Como ya se indicaba antes, una

característica muy importante de estas muestras es que los trabajadores incluidos en ellas tienen una edad muy baja. Son mayoritariamente menores de 30 años, siendo mínimo el porcentaje de trabajadores de más de 45 años. Pero quizás la principal diferencia entre ambas muestras es que las duraciones son sensiblemente menores en el periodo 1990-1999. La duración media en este periodo es de en torno a 4 meses mientras que la duración en el periodo 1978-1993 es de unos 14 meses.

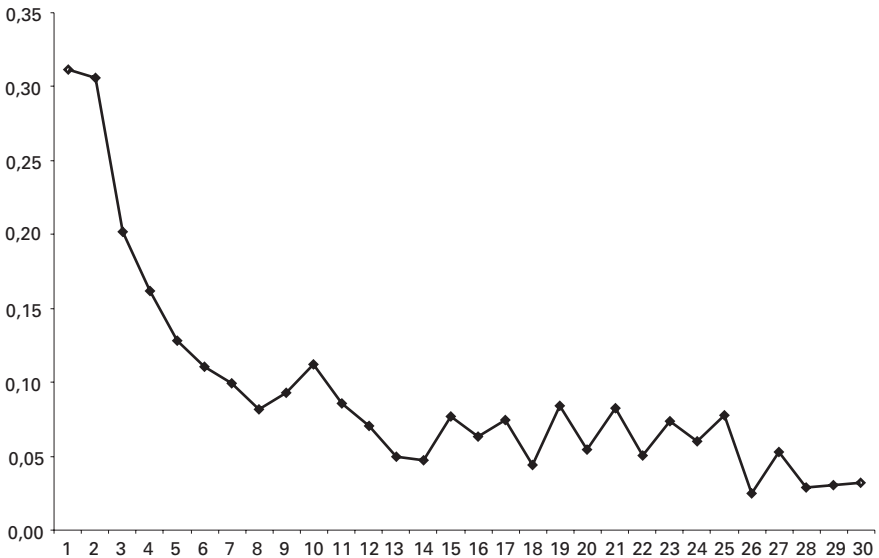
Gráfico 3
TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO EN ANDALUCÍA:
ESTIMADORES DE KAPLAN-MEIER.
MUESTRA DE 1978-1993



Las tasas de salida empíricas para el caso del desempleo las tenemos en el gráfico 3 para el periodo 1978-1993 y en el gráfico 4 para el periodo 1990-1999. Como se observa en ambos gráficos la tasa de salida del desempleo es claramente decreciente con la duración en el desempleo, esto es, a medida que el individuo lleva más tiempo desempleado, la probabilidad de salida del mismo es cada vez menor. Esto es coherente con lo que predice la teoría de búsqueda de empleo. Sin embargo como se puede comprobar comparando los gráficos 3 y 4 existe una diferencia esencial entre los periodos estudiados: la tasa de salida del desempleo es sensiblemente mayor en el periodo 1990-1999, sobre todo en los primeros meses de estancia en el mismo. En la muestra de 1978-1993 la tasa de salida empírica no llega al 4%, incluso en los primeros meses de desempleo, cuando es mayor. Sin embargo en el periodo 1990-1999, esta tasa es incluso mayor al 30% en los primeros 2 meses de desempleo, si bien decrece rápidamente hasta alcanzar niveles de menos del 5% tras un año de desempleo. Sin embargo, incluso para estos parados de larga duración

se manifiestan importantes diferencias entre ambas décadas: las tasas de salida del desempleo son del 2,5% en el periodo 1978-1993 y del 5% en la década de los 90. Este es el principal cambio que se ha producido entre las dos décadas: en la de los noventa la rotación laboral es mucho mayor y esto hace que aunque sea más probable ser despedido, como veremos posteriormente, también es mucho más probable salir del desempleo muy rápido.

Gráfico 4
TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO EN ANDALUCÍA:
ESTIMADORES DE KAPLAN-MEIER
MUESTRA DE 1990-1999



4. RESULTADOS

Pasamos ya a la presentación de las estimaciones econométricas de la tasa de salida del empleo y desempleo para las dos muestras consideradas. Comentaremos en primer lugar, las tasas de salida del empleo y posteriormente las del desempleo.

4.1. Tasas de salida del empleo

Dada la técnica de estimación seguida, que obliga a la construcción de tantos registros por empleo como sea su duración, tenemos que, dada la duración de cada individuo en las muestras, la amplitud de éstas es de 207.487 registros en la base del periodo 1978-1993 y de 73.046 registros en la del periodo 1990-1999.

Cuadro 1
ESTIMACIÓN DE LA TASA DE SALIDA DEL EMPLEO,
MUESTRA DE 1978-1993

Dependencia de la duración:	Ratio de probabilidad	Estadístico t
Log(t)	0,130	-11,738
(Log(t)) ²	12,521	8,121
(Log(t)) ³	0,245	-6,934
(Log(t)) ⁴	1,383	5,933
(Log(t)) ⁵	0,974	-5,099
Periodo 6	2,556	7,796
Periodo 12	1,600	2,051
Periodo 18	1,474	2,043
Periodo 24	3,184	3,492
Periodo 30	0,190	-2,582
Periodo 36	2,981	4,731
Con experiencia anterior	1,394	13,743
Duración desempleo anterior	0,996	-3,420
DPIB	1,034	1,660
DPIB x Log(t)	0,992	-2,038
Tasa de paro	1,024	5,730
Tasa de paro x Log(t)	0,987	-7,519
Cualif. Alta	0,465	-13,886
Cualif. Alta x Log(t)	1,247	8,473
Cualif. Media Alta	0,515	-9,217
Cualif. Media Alta x Log(t)	1,131	5,093
Cualif. Media Baja	0,542	-12,169
Cualif. Media Baja x Log(t)	1,205	10,543
Edad 30-44	0,871	-6,364
Edad 45-65	0,818	-6,200
Sexo	0,886	-2,655
Sexo x Log(t)	1,056	3,439
Post 1984	1,343	3,071
Post 1984 x Log(t)	0,946	-2,679
Post 1984 x DPIB	0,968	-1,769
Post 1984 x Tasa de paro	0,994	-1,657
Post 1984 x Cualif. Media Alta	1,138	2,049
Post 1984 x Cualif. Media Baja	1,056	1,215
Post 1984 x Sexo	1,071	1,631
Verosimilitud:	-52.676,01	

Nota: existen interacciones de las dummies de periodo con algunos regresores así como dummies de provincia no mostradas para ahorrar espacio (véase Gámez y García-Pérez, 2002).

La especificación concreta de la tasa de salida del empleo es equivalente para las dos submuestras, por lo que las explicamos conjuntamente. Para estimar el término aditivo de la dependencia temporal de la tasa de salida, $q_0(t)$, utilizamos un polinomio en $\log(t)$. Con respecto al resto de variables, individuales y agregadas, se han estimado varias especificaciones en las que, comenzando con una especificación donde se permitían todas las posibles interacciones de éstas con la duración, hemos ido quitando las interacciones no significativas. Por último, dada la forma empírica de la tasa de salida del empleo, vamos a incorporar al polinomio en la duración que trata de captar la dependencia aditiva de la duración de dicha tasa una serie de variables ficticias que recogen cuándo el individuo está en su periodo 6, 12, 18, 24, 30 y 36 de duración del empleo. Como hemos visto en los gráficos 1 y 2, existe una clara evidencia empírica de que las tasas de salida del empleo son sensiblemente mayores en estos meses.

Tasa de salida del empleo para el periodo 1978-1993

Los resultados de la estimación del modelo discreto no proporcional se recogen en el cuadro 1, donde se presenta en primer lugar la dependencia de la duración de la tasa de salida del empleo y posteriormente el efecto del resto de variables explicativas. En la segunda columna se presentan las ratios de probabilidad estimadas para cada regresor³. La tercera columna presenta los estadísticos t que recogen la significatividad de cada parámetro estimado.

Como se observa, la dependencia aditiva de la duración se estima con un polinomio en el logaritmo de la duración de quinto grado. Este polinomio replica perfectamente y de manera muy significativa el carácter decreciente de la tasa de salida del empleo observada en la anterior sección. El efecto especial de las duraciones múltiples de 6 meses se recoge mediante variables binarias para cada uno de estos meses. Se comprueba que el efecto en los meses múltiples de 6 es muy importante y significativo, especialmente en el mes 6, 24 y 36.

Pasando al análisis del efecto del resto de variables explicativas, vemos cómo los individuos con experiencia anterior tienen casi un 40% de mayor tasa de salida del empleo. Esto puede estar indicando que los individuos con experiencia laboral sufren más del uso de contratos temporales, si bien uno esperaría que fueran los individuos sin experiencia los que tuvieran más tendencia a ser contratados mediante un contrato temporal y, por tanto, tuvieran una mayor tasa de salida del empleo. La siguiente variable explicativa es la duración del desempleo anterior para aquéllos que tienen experiencia laboral previa. Parece que a más duración en el desempleo, menor es la probabilidad de despido en el próximo empleo. Esto puede deberse a que tras una mayor estancia en el desem-

(3) Estas ratios de probabilidad (*odds ratio*) se definen como la probabilidad relativa correspondiente a un incremento unitario en la variable explicativa..

pleo, el individuo consigue un empleo que se adapta mejor a sus características, es decir, realiza un mejor emparejamiento (véase Jovanovic, 1979) y por tanto es más improbable que sea despedido de nuevo.

El efecto del ciclo económico lo medimos con dos variables agregadas: la tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de paro provincial. Observamos en el cuadro 1 que la tasa de salida del empleo es algo procíclica para duraciones cortas en el empleo pero que, dada la interacción negativa y significativa con la duración, este efecto se vuelve el contrario tras una serie de meses en el empleo. En concreto, para duraciones de más de 3 meses, la tasa de despido es algo contracíclica, esto es, se despide más en las recesiones que en las expansiones, si bien la magnitud de este resultado no es muy significativa. El efecto de la tasa de paro provincial es, como se podría esperar, positivo: a más tasa de desempleo en la provincia, mayor es la tasa de salida del empleo aunque, de nuevo, la interacción negativa con la duración hace que este efecto sea menor en duraciones largas.

Pasando al efecto de la cualificación, observamos cómo todos los grupos tienen ratios de probabilidad menores que 1, lo cuál nos indica que la probabilidad de despido de todos estos grupos es menor que la del que permanece en la constante, que corresponde al grupo de cualificación baja. Sin embargo las interacciones de estas variables con la duración son todas positivas y significativas. Esto nos indica que el efecto encontrado se va perdiendo a medida que el empleo dura más periodos.

El efecto de la edad no varía con la duración. Como es de esperar, los jóvenes tienen una tasa de despido mayor al resto de trabajadores. En concreto dichas tasas de salida del empleo son casi un 18% menores para trabajadores de más de 45 años, lo cuál es lógico pues serán estos trabajadores los que más derechos tengan adquiridos y, por tanto, estarán más protegidos frente al despido.

El cuadro 1 nos muestra también cómo la tasa de salida del empleo es algo menor para los hombres, sin embargo la interacción positiva con la duración nos indica que esta mayor rotación laboral se produce sólo para duraciones de empleo muy cortas.

Analizamos el último grupo de variables mostradas en el cuadro 1: las relacionadas con la variable binaria que indica si el empleo se ha producido tras 1984 o no. Esta variable muestra un efecto claramente positivo: la tasa de despido es un 34,3% mayor tras ese año, especialmente para empleos de corta duración y en momentos recesivos del ciclo económico. Como indican las tres últimas interacciones de esta variable, el efecto de los contratos temporales, medido de forma imperfecta por esta variable, es mayor para los individuos de cualificación Media-Alta y para los hombres.

Tras haber estudiado en profundidad la tasa de salida del empleo en Andalucía para el periodo 1978-1993 con el modelo de duración discreto no proporcional, y para terminar con el análisis de este periodo, nos planteamos un test de robustez para ver si el hecho cierto de que haya importantes determinantes de dicha tasa de salida de los que no tenemos información puedan estar sesgando nuestros resultados. Para ello, hemos estimado un modelo que controla por la existencia de heterogeneidad

inobservable, suponiendo que dicha heterogeneidad sigue una distribución Gamma y tratando de recuperar la varianza de dicha distribución. Los resultados obtenidos muestran que la varianza de la distribución supuesta para la heterogeneidad inobservable es estimada con un valor muy pequeño aunque es significativamente distinto de cero [var (h)=9,19E-6; t=1,976]. Por tanto, parece que existe algo de heterogeneidad inobservable, si bien, la variabilidad de esta heterogeneidad no es muy grande. De hecho el resto de coeficientes estimados no cambian substancialmente⁴.

Tasa de salida del empleo para el periodo 1990-1999

Los principales resultados de las estimaciones realizadas se presentan en el cuadro 2. Comenzando con la dependencia aditiva de la duración, se ha estimado un polinomio en el logaritmo de la duración del empleo de tercer grado. Este polinomio recoge y estima de una manera muy significativa el carácter decreciente de la tasa de salida del empleo. Además se estiman las variables binarias para los meses 6, 12, 18, 24, 30 y 36 que resultan ser todas muy significativas.

Vemos también cómo en la década de los noventa, las tasas de despido estimadas en los meses múltiplos de 6 son considerablemente mayores. Sobre todo los meses 18, 30 y 36 muestran tasas de despido casi 10, 7 y 18 veces superiores a las de los meses inmediatamente anteriores a ellos. En la estimación para el periodo 1978-1993, y en concreto tras 1984, estas estimaciones eran de 3,7; 3,8 y 9,8 veces superiores. Por tanto, vemos cómo la rotación laboral y sobre todo, la finalización de contratos temporales en estos meses concretos es muy superior en la década de los noventa.

En el cuadro 2 vemos el efecto de las variables explicativas sobre la tasa de salida del empleo. Se obtiene un efecto inicialmente positivo de la variable *ETT* que se convierte en negativo pasado un número de periodos en el empleo (véase el gráfico 5).

Con respecto al efecto del ciclo económico, se observa cómo es inicialmente negativo, esto es, la tasa de salida del empleo andaluza es inicialmente contracíclica. Este efecto, sin embargo, cambia con la duración en el empleo. Además, el efecto de la tasa de desempleo provincial es positivo y, por tanto, nos está indicando que cuando la tasa de desempleo es mayor se despide más. Por tanto, el carácter cíclico de la tasa de salida del empleo se mantiene en Andalucía en las dos últimas décadas. Parece, de hecho, que en la década de los noventa, el carácter contracíclico aumenta, lo que parece deberse a una intensificación del uso de los contratos temporales.

Se observa también cómo los ratios de probabilidad de los individuos más cualificados son menores que 1, es decir, su tasa de salida del empleo es menor que la de los individuos de referencia que son los de

(4) No se muestran los resultados, pero están disponibles en Gámez y García Pérez (2002).

calificación baja, los cuales tienen la mayor probabilidad de despido en los noventa.

Cuadro 2
ESTIMACIÓN DE LA TASA DE SALIDA DEL EMPLEO,
MUESTRA DE 1990-1999

Dependencia de la duración:	Ratio de probabilidad	Estadístico t
Log(t)	0,3437	-14,851
(Log(t)) ²	1,3794	5,476
(Log(t)) ³	0,9438	-4,436
Periodo 6	4,8924	17,120
Periodo 12	3,0943	8,635
Periodo 18	10,0665	3,728
Periodo 24	4,8950	7,549
Periodo 30	7,6329	5,646
Periodo 36	19,1792	10,385
ETT	1,7192	12,163
ETT x Log(t)	0,7573	-8,035
DPIB	0,9119	-5,920
DPIB x Log(t)	1,0439	4,292
Tasa de paro	1,0254	8,727
Cualif. Alta	0,6810	-6,462
Cualif. Media Alta	0,7894	-6,262
Cualif. Media Baja	1,0802	2,438
Cualif. Media Baja x Log(t)	0,9449	-2,664
Edad 30-44	1,0949	4,045
Edad 45-65	0,8994	-0,571
= Empresa en el próximo empleo	1,5163	18,988
Sexo	0,9076	-2,861
Sexo x Log(t)	1,1281	5,059
Verosimilitud:	-32.453,01	

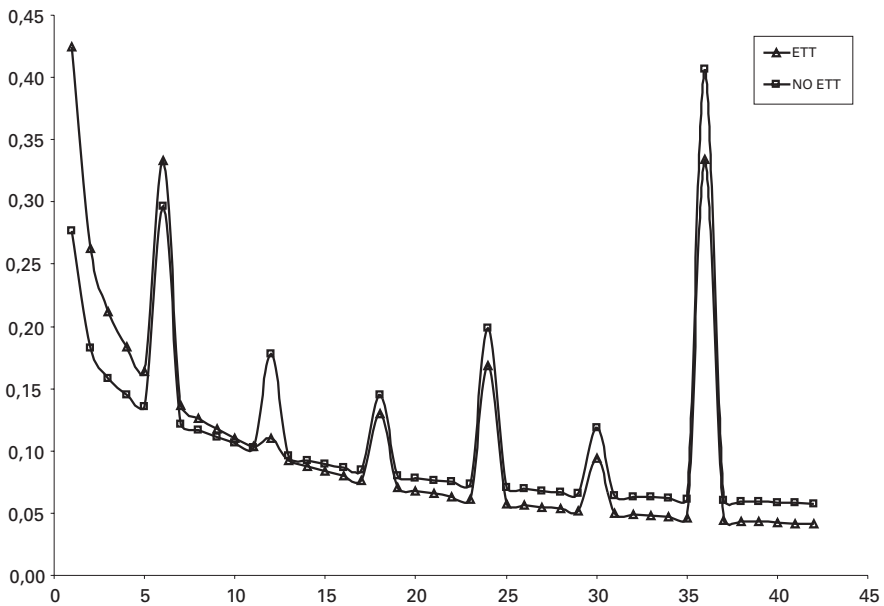
Nota: Existen interacciones de las dummies de periodo con algunos regresores así como dummies de provincia no mostradas para ahorrar espacio (véase Gámez y García-Pérez, 2002).

Con respecto a la edad, se observa cómo son los trabajadores de entre 30 y 44 años los que tienen una mayor probabilidad de despido, si bien, para los meses 6, 12, 18 y 30 son los trabajadores más jóvenes los que tienen una mayor tasa de salida del empleo. En conclusión parece que la rotación laboral afecta en Andalucía fundamentalmente a los más jóvenes, por tener más tendencia a tener contratos de duración múltiplo de 6 meses.

Esta sospecha se ve corroborada por el efecto de la variable que mide si la empresa en el siguiente empleo del individuo es la misma que

en la actual experiencia de empleo. Si esto es así se obtiene un fuerte efecto positivo sobre la tasa de salida del empleo (51,6%). Este resultado puede estar recogiendo la posibilidad de que las empresas recurran a sus antiguos trabajadores para ocupar puestos de trabajo en el futuro. También podría reflejar casos en los que la empresa despide temporalmente al trabajador por falta de trabajo o por periodos de vacaciones no pagadas y que, tras un intervalo superior a 15 días, son recontratados.

Gráfico 5
TASAS DE SALIDA DEL EMPLEO EN ANDALUCÍA:
EFFECTO DE LAS ETT.
MUESTRA 1990-1999



En el cuadro 2 se observa cómo el efecto inicial de la variable *sexo* es negativo, esto es, se despide más a las mujeres que a los hombres. Sin embargo, la interacción con la duración en el empleo es positiva y muy fuerte. Esto hace que pasados tres meses, el efecto se revierta, haciéndose la tasa de salida mayor para hombres que para mujeres. Sin embargo, hay que notar que las mujeres tienen una probabilidad mucho mayor de que las despidan en los meses múltiplos de 6.

Por último, hemos comprobado si el hecho de no haber controlado por toda la heterogeneidad presente en los datos hace que se puedan obtener resultados sesgados. Los resultados bajo el supuesto de que existe heterogeneidad inobservable y que se distribuye siguiendo una función de distribución Gamma no cambian mucho cuando controlamos por heterogeneidad inobservable. Sin embargo, sí que obtenemos para

este periodo que la varianza de la distribución de dicha heterogeneidad es sensiblemente superior a la obtenida en el periodo 1978-1993 (La varianza estimada es 0,34 con un estadístico de significatividad de 6,9). No obstante, los resultados obtenidos respecto a la dependencia de la duración y respecto al efecto del resto de variables explicativas se mantienen similares a los obtenidos sin el control por heterogeneidad inobservable.

4.2. Tasas de salida del desempleo

Para el estudio de esta tasa de salida se ha seguido el mismo procedimiento de estimación. La amplitud de las muestras es de 263.599 registros en la base de periodos de desempleo del periodo 1978-1993 y de 23.299 registros en la base del periodo 1990-1999. Tras la construcción de la base de datos procedemos a la estimación de las tasas de salida del desempleo usando como función de distribución la *logística* y la técnica de máxima verosimilitud. La especificación concreta de la tasa de salida discreta en ambos modelos es equivalente a la utilizada en las tasas de salida del empleo.

Tasa de salida del desempleo para el periodo 1978-1993

Los resultados de la estimación del modelo no proporcional para esta muestra se presentan en el cuadro 3.

Con respecto a las variables explicativas se recoge primero el efecto aditivo de la duración mediante un polinomio en el logaritmo de la duración de grado quinto y seguidamente el efecto del resto de variables explicativas que pueden tener, a su vez, términos de interacción con la duración.

El primer grupo de variables, aparte del efecto aditivo de la duración, son las que recogen el efecto del ciclo económico sobre la tasa de salida del desempleo. Aquí observamos que esta tasa de salida es claramente procíclica. Además este efecto es constante para cualquier duración de la estancia en el desempleo ya que la interacción de la tasa de crecimiento del PIB con la duración no es significativamente distinta de cero. Por otro lado, también observamos cómo el efecto de la tasa de paro provincial es claramente negativo, cuando ésta es un 1% mayor, la tasa de salida del desempleo es un 4,38% menor al principio de la experiencia de desempleo, si bien aquí sí que hay una interacción positiva con la duración que nos indica que este efecto va desapareciendo con la duración del desempleo. La tasa de crecimiento de la tasa de desempleo parece tener un efecto marginalmente positivo que nos indica que cuando crece más la tasa de desempleo, la tasa de salida del mismo es algo mayor pero el efecto es muy pequeño, menor a un 1%.

En definitiva, encontramos que como en España, las tasas de salida del desempleo son considerablemente mayores en momentos de expansión económica y, en contrapartida, es en la fase recesiva del ciclo cuando la tasa de desempleo crece más, debido a una mucho menor probabilidad de salida del mismo.

Cuadro 3
ESTIMACIÓN DE LA TASA DE SALIDA DEL DESEMPLEO
SIN CONTROLAR POR HETEROGENEIDAD INOBSERVABLE.
MUESTRA DE 1978-1993

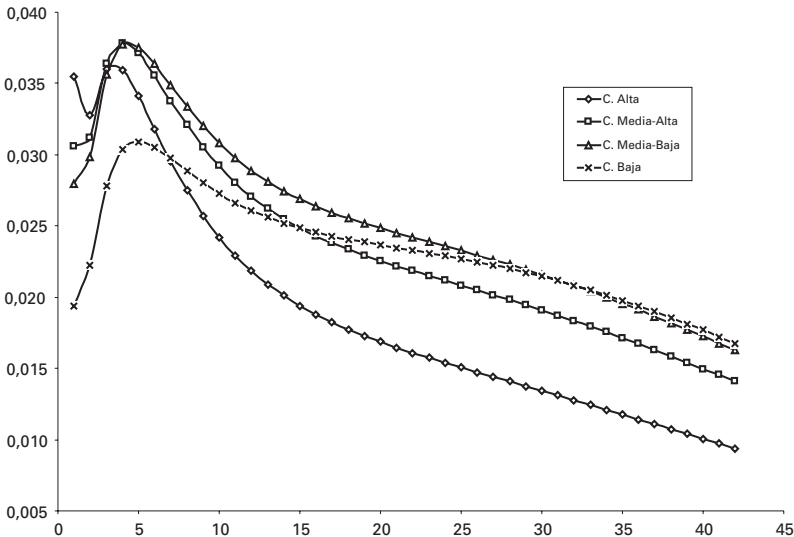
Variable:	Ratio de probabilidad	Estadístico t
Log(t)	0,3267	-2,724
(Log(t)) ²	11,1883	3,292
(Log(t)) ³	0,1786	-3,464
(Log(t)) ⁴	1,6286	3,392
(Log(t)) ⁵	0,9518	-3,300
DPIB	1,0688	8,995
Tasa de paro	0,9562	-7,254
Tasa de paro x Log(t)	1,0089	4,033
D Tasa de paro	1,0095	2,068
Cualif. Alta	1,8632	5,299
Cualif. Alta x Log(t)	0,7238	-6,509
Cualif. Media Alta	1,5973	4,398
Cualif. Media Alta x Log(t)	0,8412	-3,959
Cualif. Media Baja	1,4581	4,903
Cualif. Media Baja x Log(t)	0,8965	-3,534
Edad 30-44	0,9345	-2,375
Edad 45-65	0,6107	-3,889
Edad 45-65 x Log(t)	1,1710	3,282
Prestaciones	0,0903	-6,773
Prestaciones x Log(t)	2,5675	1,972
Prestaciones x (Log(t)) ²	0,4679	-2,241
Prestaciones x (Log(t)) ³	1,1528	2,134
Prestaciones x Edad 45-65	1,6862	2,594
Prestaciones x DPIB	0,5623	-13,607
Prestaciones x Tasa de Paro	0,9438	-2,221
Prestaciones x D Tasa de paro	1,0895	7,635
Empleo Anterior (durac.)	0,9877	-11,688
Post. 1984	1,3276	6,219
Sexo	1,1602	2,122
Sexo x Log(t)	1,0469	1,633
Verosimilitud:	-33.017,48	

Nota: Existen dummies de provincia no mostradas para ahorrar espacio (véase Gámez y García-Pérez, 2002).

El siguiente grupo de variables mostrado en el cuadro 3 es el que recoge el efecto de la cualificación requerida para el puesto de trabajo anterior a la experiencia de desempleo estudiada. Comprobamos que los individuos con cualificación mayor tienen mayores tasas de salida del desempleo. Las interacciones de las tres variables con la duración son significativas y todas

tienen signo negativo, ratios de probabilidad menores que 1. Esto quiere decir que este efecto positivo inicial se va reduciendo, siendo esta reducción mayor para los grupos de cualificación *Alta* y *Media-Alta*. Estas interacciones hacen que, como se observa en el gráfico 6, las tasas de salida de los distintos grupos considerados se crucen y que, a partir de determinadas duraciones en el desempleo, el orden entre los cuatro grupos de cualificación sea distinto. El primer resultado interesante de este gráfico es que el grupo de cualificación *Alta* sólo tiene mayor tasa de salida del desempleo en los primeros dos meses de estancia en el mismo, pero aquellos individuos en este grupo que tardan más de 2 meses en salir del desempleo tienen peores tasas de salida del desempleo. Incluso, para duraciones de más de 7 meses, los individuos con menor cualificación parecen salir antes del desempleo que los más cualificados. Este resultado lo podemos interpretar acudiendo a las teorías de depreciación del capital humano en el desempleo, Pissarides (1992), o incluso a las teorías que predicen un mayor estigma para trabajadores más cualificados que llevan más tiempo en el desempleo, Berkovitch (1990) ó Vishwanath (1989). Los trabajadores con más cualificación sufren una más rápida depreciación de su capital humano en caso de quedarse desempleados y por tanto el estigma que supone estar desempleado es mayor incluso cuando llevan un número de meses no muy elevado. Sin embargo, los individuos poco cualificados sufren menos con estos problemas dado que su cualificación es más estándar y por tanto menos sujeta a depreciación. Si comparamos con lo obtenido en el conjunto de España, García Pérez (1997), vemos cómo este fenómeno de cruce aparece antes en Andalucía, por lo que podemos concluir que este problema de alta depreciación de la cualificación es más intenso en Andalucía.

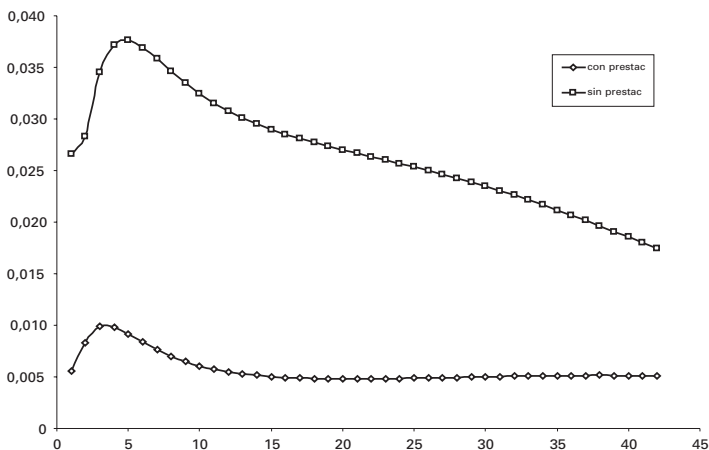
Gráfico 6
TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO EN ANDALUCÍA:
EFFECTO DE LA CUALIFICACIÓN. MUESTRA DE 1978-1993



Con respecto a la edad vemos cómo son los individuos en el término constante, los de menos de 30 años, los que tienen una mayor tasa de salida del desempleo. Por eso las ratios de probabilidad de los individuos con edad entre 30 y 45 años y la de aquéllos con más de 45 años son menores de 1, sobre todo la de estos últimos, que para duraciones cortas en el desempleo son los que menores tasas de salida del desempleo tienen. Sin embargo, la interacción de la variable binaria para estos trabajadores con más de 45 años con la duración en el desempleo es positiva y significativa. No obstante, este resultado hay que tomarlo con precaución dado el reducido número de experiencias de desempleo que tiene nuestra muestra para este grupo de edad.

El siguiente grupo de variables recoge el importante efecto de las prestaciones por desempleo en la tasa de salida del desempleo. Según los modelos de búsqueda de empleo (Mortensen, 1986) un individuo con prestaciones por desempleo tendrá un mayor salario de reserva, mínimo exigido por él para aceptar una oferta de empleo, y por tanto será más exigente a la hora de aceptar una oferta que le llegue. Por eso, la tasa de salida del desempleo será menor para individuos con prestaciones por desempleo. Este hecho se comprueba empíricamente en la mayoría de estimaciones tanto para la economía española como para otras economías occidentales. En esta estimación para Andalucía observamos que el efecto teórico predicho también se manifiesta para estos trabajadores desempleados: aquéllos con prestaciones por desempleo tienen una tasa de salida que comienza siendo en torno a un 90% menor, 0,5% frente a 2,6%, si no se tienen prestaciones, y que termina siendo en torno a un 70% menor para trabajadores que, tras 42 meses en el desempleo siguen teniendo prestaciones por desempleo, 0,5% frente a 1,7%. De hecho, como observamos en el gráfico 7, la tasa de salida del desempleo para los individuos con prestaciones por desempleo es básicamente plana.

Gráfico 7
TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO EN ANDALUCÍA:
EFFECTO DE LAS PRESTACIONES POR DESEMPLEO.
MUESTRA DE 1978-1993



También tenemos en el cuadro 3 unas interacciones interesantes de la variable que representa el cobro de prestaciones con algunas variables explicativas. Estas interacciones tratan de medir efectos distintos del cobro de prestaciones cuando las circunstancias del trabajador desempleado cambian. Así, se observa que el efecto negativo del cobro de prestaciones es menor en el grupo de edad mayor a 45 años. Es muy interesante, por otra parte, observar cómo la interacción de las prestaciones con las variables cíclicas resulta muy significativa. La interacción con la tasa de crecimiento del PIB es negativa lo cual nos indica que el efecto negativo del cobro de prestaciones es aún peor en momentos altos del ciclo económico. Posiblemente esto se deba a que los trabajadores con prestaciones por desempleo son aún más exigentes a la hora de aceptar ofertas de empleo cuando saben que la economía está en momentos de expansión. Por último, se obtiene que en provincias donde la tasa de paro es mayor, el efecto del cobro de prestaciones es aún más negativo.

Con respecto a la duración del anterior empleo vemos cómo el efecto es negativo, esto es, cuanto mayor fuera la duración del anterior empleo, más difícil es que el individuo salga del desempleo. La interpretación de este resultado podría ser que los individuos que llevan trabajando mucho tiempo en un mismo empleo acumulan una experiencia y unos conocimientos muy especializados. Por tanto, en caso de quedarse desempleados, tienen más problemas para encontrar un empleo que de nuevo se adapte a sus circunstancias.

La siguiente variable en el cuadro 3 es una variable binaria que refleja cuándo se trata de una experiencia de desempleo posterior a 1984, año en el que se introdujeron en España los contratos temporales. Se observa que la tasa de salida del desempleo es sensiblemente mayor tras esa fecha.

También obtenemos en el cuadro que los hombres tienen una mayor tasa de salida del desempleo que las mujeres, un 16% mayor al principio de la experiencia de desempleo. Además, esta diferencia parece agrandarse para mayores duraciones, aunque esta interacción con la duración es sólo marginalmente significativa. Este resultado nos indica una de las razones del creciente desempleo femenino en Andalucía: cada vez son más las mujeres que se incorporan al mercado de trabajo pero sus posibilidades de salir del desempleo son sensiblemente menores a los de los hombres.

Finalmente, hemos procedido a estimar también la tasa de salida del desempleo controlando por la presencia de heterogeneidad inobservable. Los resultados muestran que la heterogeneidad inobservable no tiene un efecto diferente estadísticamente de cero. De hecho, realizado un test de razón de verosimilitudes para ver si el modelo que controla por heterogeneidad inobservable es preferido al que no controla por su presencia, encontramos que dicho test tiene un valor de 0,72, con lo cual concluimos que dicho control no aporta una mayor verosimilitud a la estimación.

Tasa de salida del desempleo para el periodo 1990-1999

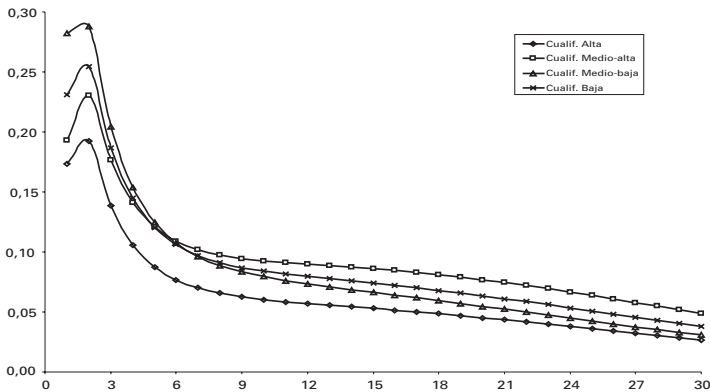
Los resultados se muestran en el cuadro 4. En éste se observa cómo el término aditivo de dependencia de la duración se recoge mediante un polinomio de grado cuarto que es el que mejor se ajusta a los datos en

términos de significatividad. Sin embargo, como ya obteníamos estudiando las tasas de salida empíricas, las tasas de salida en la década de los noventa son sensiblemente mayores a las anteriormente estimadas. Asimismo, son mucho más decrecientes en el primer año de desempleo.

Con respecto al resto de variables explicativas vamos a comenzar con el análisis del efecto de las variables agregadas, tasa de crecimiento del PIB y tasa de desempleo provincial. El efecto de la primera es positivo y muy significativo. Por tanto la tasa de salida del desempleo es bastante procíclica. Sin embargo, la interacción negativa con la duración en el desempleo nos indica un efecto procíclico que se va perdiendo a medida que la duración en el desempleo es mayor.

Para el efecto de la cualificación (véase el gráfico 8), hay que distinguir claramente entre el efecto para los primeros 5 ó 6 meses de estancia en el desempleo y el resto. Para duraciones muy cortas en el desempleo, la mayor tasa de salida del desempleo es para individuos con cualificación Media-Baja y Baja. Sin embargo debido a las interacciones con la duración de estas variables, el efecto cambia a partir del mes sexto en el desempleo. Para estancias de más de seis meses los trabajadores con mayor tasa de salida del desempleo son los de cualificación Medio-Alta. Una característica que se observa para cualquier duración en el desempleo es que los individuos a los que se les requiere la cualificación más alta tienen una sensiblemente menor tasa de salida del desempleo. Ésta es una de las características principales y diferenciales del mercado de trabajo andaluz en la década de los noventa: aunque son menos numerosos los que están desempleados en este grupo, los que lo están tienen una menor probabilidad de salida del desempleo. En comparación con la estimación para el periodo 1978-1993, vemos cómo la ventaja inicial de los muy cualificados se pierde en la década de los noventa. Este resultado puede explicar por qué en Andalucía en la década de los noventa, ha aumentado la tasa de paro de los universitarios frente a la de otros grupos de cualificación Media-Alta que ha disminuido considerablemente.

Gráfico 8
TASAS DE SALIDA DEL DESEMPLEO EN ANDALUCÍA:
EFFECTO DE LA CUALIFICACIÓN. MUESTRA DE 1990-1999



Cuadro 4
ESTIMACIÓN DE LA TASA DE SALIDA DEL DESEMPLEO.
MUESTRA DE 1990-1999

Variable:	Ratio de probabilidad	Estadístico t
Log(t)	1,8715	1,970
(Log(t)) ²	0,0621	-6,741
(Log(t)) ³	3,2861	5,393
(Log(t)) ⁴	0,8477	-4,492
DPIB	1,1471	5,835
DPIB x Log(t)	0,9635	-2,154
Tasa de paro	1,0125	1,683
Tasa de paro x Log(t)	1,0385	6,456
Cualif. Alta	0,6996	-3,030
Cualif. Media Alta	0,7955	-1,981
Cualif. Media Alta x Log(t)	1,1564	1,700
Cualif. Media Baja	1,3086	4,805
Cualif. Media Baja x Log(t)	0,8671	-3,145
Edad 30-44	1,1101	1,830
Edad 30-44 x Log(t)	0,9492	-1,143
Edad 45-65	0,5923	-2,065
ETT	1,5672	6,915
ETT x Log(t)	0,7219	-6,019
Empleo Anterior (durac.)	0,9655	-10,703
= Empresa en el próximo empleo	2,6920	25,872
Sexo	1,3953	5,750
Sexo x Log(t)	0,9232	-1,782
Verosimilitud:	-9.853,12	

Nota: Existen dummies de provincia no mostradas para ahorrar espacio (véase Gámez y García-Pérez, 2002).

La edad tiene unos efectos sobre la tasa de salida del desempleo similares a los que tenía en la anterior muestra, si bien las diferencias entre los trabajadores de menos de 30 años y los de entre 30 y 44 años son ahora mínimas. Los que tienen una menor tasa de salida son los de 45 o más años. Además, frente al resultado de la anterior submuestra, estos desempleados no se ven en una mejor situación cuando su duración en el desempleo es alta. Ahora sus posibilidades de salida del desempleo son menores para cualquier duración. Este resultado puede explicar por qué es en este grupo de edad donde más ha crecido el desempleo en los últimos 10 años.

Pasando al efecto de haber trabajado a través de una ETT, vemos cómo el efecto inicial es muy importante: la tasa de salida es más de un 50% superior. Sin embargo la interacción negativa con la duración hace que este efecto se pierda para duraciones mayores de 4 meses. De hecho, los individuos que llevan más de 4 meses en el desempleo y han trabajado vía ETT tienen una mucho menor probabilidad de salir del desempleo.

La siguiente variable explicativa es la duración del anterior empleo. La duración media de estos empleos en la muestra es de algo menos de 6 meses y como se observa en el cuadro 4 el efecto de esta variable es negativo: cuanto más tiempo se ha estado trabajando en el anterior empleo más difícil es, en caso de quedarse desempleado, encontrar un nuevo empleo. Este efecto es equivalente al encontrado en la anterior muestra. Asimismo, si en el siguiente empleo, la empresa que contrata es la misma, la probabilidad de salir rápido del desempleo es mayor. Esto viene a confirmar que aunque sea más probable el despido, la nueva contratación del trabajador por parte de la misma empresa es muy probable. Este fenómeno de recolocación es muy conocido en economías como la de EEUU y parece que también se utiliza en Andalucía, donde la duración media en el desempleo de estos individuos que son contratados de nuevo por su anterior empresa es de menos de 3 meses mientras que la del resto es de más de 5 meses.

Por último, vemos que con respecto al sexo, los hombres tienen una probabilidad sensiblemente mayor que las mujeres de salir del desempleo. Este efecto se obtenía también con la muestra del periodo 1978-1993 si bien ahora es más fuerte: la tasa de salida al principio de la experiencia de desempleo es un 39,5% mayor para los hombres que para las mujeres. Sin embargo esta diferencia se va perdiendo a medida que la duración en el desempleo es mayor.

Por último, la estimación del modelo proporcional que controla por la presencia de heterogeneidad inobservable para el periodo 1990-1999 indica que la varianza de la función de distribución de esta variable no es significativamente distinta de cero, su estadístico t tiene un valor de sólo 0,043 y, por tanto, podemos confiar que los resultados obtenidos con la estimación anterior no están sesgados por el hecho de no controlar la presencia de heterogeneidad inobservable.

5. CONCLUSIONES

El presente trabajo trata de estudiar la realidad del mercado de trabajo andaluz desde una perspectiva de flujos. Sabemos que de cara a entender en su totalidad la realidad de una alta tasa de desempleo como es la andaluza, no podemos quedarnos con un análisis agregado de dicha tasa, por muy pormenorizado y detallado que sea este análisis. Un elemento fundamental que determina la tasa de desempleo de una economía es la tasa de salida del desempleo. El elemento complementario es la tasa de entrada en el mismo, esto es, la tasa de salida del empleo.

Los principales resultados obtenidos con respecto a la tasa de salida del desempleo son los siguientes: dichas tasas son claramente decrecientes con la duración en el mismo: en el periodo 1978-1993 la tasa de salida del desempleo decrece en un 36,5% entre el mes sexto y el mes 30 en el desempleo. Este decrecimiento es mucho mayor en el periodo 1990-1999: un 75,8%. Este mayor decrecimiento en la década de los noventa se une al hecho de que en esta década las tasas de salida del desempleo son sensiblemente mayores que en la década anterior: para un individuo con menos de un mes de desempleo su tasa de salida es mayor al 25%, mien-

tras que en la década anterior esta tasa no llegaba al 3%. Por lo tanto, la principal diferencia que encontramos entre ambos periodos es la mayor rotación laboral que existe en la década de los noventa, cuando las salidas del desempleo se han comportado de una manera mucho más dinámica.

Con respecto a otras características explicativas, hemos obtenido que en el periodo 1978-1993, único para el que existe información, el efecto del cobro de prestaciones por desempleo es muy fuerte y negativo sobre la probabilidad de salir del desempleo: aquéllos que cobran prestaciones por desempleo tienen una tasa de salida del desempleo más de un 75% menor que aquéllos que no las cobran. También encontramos que en periodos de recesión económica, las diferencias entre las tasas de salida de ambos grupos de trabajadores son sensiblemente menores.

Hemos encontrado cómo son los jóvenes y los hombres los que tienen una mayor tasa de salida del desempleo. Con respecto a la cualificación hemos encontrado que, si bien son los individuos más cualificados los que salen antes del desempleo para duraciones muy cortas, la rápida depreciación de su capital humano hace que sus tasas de salida del desempleo cuando llevan más tiempo desempleados se vean reducidas considerablemente. De hecho, en la década de los noventa se obtiene una menor tasa de salida del desempleo para los individuos más cualificados para cualquier duración en el desempleo.

Por último hemos confirmado que, al igual que ocurre para el resto de España, la tasa de salida del desempleo es claramente procíclica. De hecho este efecto se ha acentuado en la década de los noventa para las duraciones más cortas. Este resultado nos está indicando que es en las expansiones principalmente cuando se sale más rápido del desempleo.

Con respecto a las tasas de salida del empleo, los resultados principales podríamos resumirlos en los siguientes: Los hombres parecen tener una mayor tasa de despido que las mujeres si bien, en el periodo 1990-1999 las mujeres sufren mucho más de la acusada rotación impuesta por el uso de los contratos temporales de duración determinada. Con respecto a la cualificación hemos obtenido mayores tasas de despido para los poco cualificados en ambas muestras y los jóvenes también parecen soportar tasas de despido mucho más altas, aunque, en la década de los noventa, los trabajadores de edad intermedia, entre 30 y 45 años, también muestran tasas de despido muy altas. Por último, el efecto del ciclo económico en la tasa de salida en el empleo es claramente contracíclico sobre todo en la década de los noventa y para duraciones en el empleo no muy largas.

Estos resultados considerados conjuntamente nos ayudan a comprender mejor lo sucedido en el mercado de trabajo andaluz en los últimos años. El desempleo afecta claramente más a los poco cualificados, jóvenes y a las mujeres porque son estos grupos los que mayor tendencia muestran a ser despedidos. Sin embargo, las estancias en el desempleo de los poco cualificados y de los jóvenes no parecen ser muy largas porque son estos grupos a la vez, los que mayores tasas de salida del desempleo muestran. Sin embargo, las mujeres sí que sufren de una

duración en el desempleo mucho mayor. Este hecho se explica por la evidencia encontrada de que son las que más probablemente entran en el desempleo pero son a la vez, las que más tardan en salir del mismo.

También podemos entender mucho mejor el comportamiento cíclico del mercado de trabajo andaluz una vez estimadas ambas tasas de salida. Hemos encontrado evidencia clara de que la tasa de salida del empleo es contracíclica, esto es, mayor en recesiones y a la vez la tasa de salida del desempleo es claramente procíclica. Por tanto, estos dos resultados nos explican el brutal incremento del desempleo que se produjo en Andalucía en los dos periodos recesivos de los últimos veinte años: en estos años la entrada en el desempleo era muy grande, especialmente de trabajadores con contratos temporales y duraciones en el empleo cortas. Sin embargo su probabilidad de salida del desempleo era muy pequeña en estos años y tienen que esperar a momentos de una mayor expansión económica para poder salir del mismo. La considerable reducción del desempleo, en particular de los últimos años, se debe a que es mucho más fácil salir del desempleo aunque la tasa de entrada en el mismo sea alta también.

En conclusión, hemos identificado los grupos de población para los cuales la salida del desempleo es más difícil y por tanto, aquéllos que deben ser objeto de las políticas económicas que faciliten una salida del desempleo más rápida: los trabajadores de edades mayores a 45 años, las mujeres, los muy cualificados que llevan más tiempo desempleados y, finalmente, los que cobran prestaciones por desempleo que, según los resultados obtenidos, parecen ser muy reacios a aceptar las posibles ofertas que reciben.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Antolin, P. (1997): "Los flujos de yrabajadores en el mercado de trabajo español", *Papeles de Economía Española*, vol. 72, pp. 154-167.
- Berkovitch, E. (1990): "A Stigma Theory of Unemployment Duration", en Weiss, Y. y Fishelson, G. (eds.), *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*, Macmillan, Londres, pp. 20-56.
- Bover, O.; Arellano, M. y Bentolila, S. (1997): "Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle", CEMFI, Working Paper nº 9717.
- Cebrián, I.; García Serrano, C.; Muro J.; Toharia, L. y Villagómez, E. (1996): "Protección social y acceso al empleo", Colección Estudios, Consejo Económico y Social, Nº 34.
- Gámez, C. y García Pérez, J.I. (2002): "Flujos de trabajadores en el mercado de trabajo andaluz", centrA, Documento de Trabajo nº E2002/02.
- García Pérez, J.I. (1997): "Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)", *Investigaciones Económicas*, vol. 21, nº 1, pp. 29-53.
- García Pérez, J.I. y Muñoz Bullón, F. (2001): "The Nineties in Spain: so much Flexibility in the Labor Market", centrA, Documento de Trabajo nº e2001/01.

- Güell, M. y Petrongolo, B. (2000): "Workers' Transitions from Temporary to Permanent Employment: the Spanish Case", CEP Discusión Paper n° 438.
- Jenkins, S. (1995): "Easy Estimation Methods for Discrete Time Duration Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57, n° 1, pp. 120-138.
- Jovanovic, B. (1979): "Job Matching and the Theory of Labor Turnover" *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 972-989.
- Lancaster, T.(1990): *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Meyer, B.D. (1990): "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, vol. 58, pp. 757-783.
- Mortensen, D. (1986): "Job Search and Labor Market Analysis", en Ashenfelter, O. C. y Layard, R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam, pp. 849-919.
- Narendranathan, W. y Stewart, M. (1993): "How Does the Benefit Effect Vary as Unemployment Spells Lengthen?", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, pp. 361-381.
- Pissarides, C. A. (1992): "Loss of Skill During Unemployment and the Persistence of Employment Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, pp. 1371-1391.
- Sueyoshi, G. (1995): "A Class of Binary Response Models for Grouped Duration Data", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, pp. 411-431.
- Vishwanath, T. (1989): "Job Search, Stigma Effect, and Escape Rate from Unemployment", *Journal of Labor Economics*, vol. 7, n° 4, pp. 487-502.

ABSTRACT

This article studies inflows and outflows from unemployment for a sample of Andalusian workers. Using a duration model, we estimate both the employment and unemployment hazard rates, taking into account not only the duration on each state but also different individual and aggregate characteristics of the Andalusian labor market. Our results show that the turnover rate is extremely high in Andalusia, especially in the 1990s. Moreover, we also find that the unemployment hazard rate is highly procyclical whereas the exit rate from employment is countercyclical only for short-term jobs. These results explain why the Andalusian unemployment rate grows in periods of recession whereas it does not decrease sufficiently during expansionary periods of the economy.

Key words: employment and unemployment hazard rates, unobserved heterogeneity, discrete-time duration models.