

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

**Una visión renovada del efecto de las prestaciones
sobre el comportamiento de los parados en España**

José M^a Arranz

Juan Muro

EEE 129

Abril 2002



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

Una visión renovada del efecto de las prestaciones sobre el comportamiento de los parados en España.*

José M^a Arranz y Juan Muro.^a

El objetivo de este artículo es estudiar los determinantes de la duración del desempleo con datos de prestaciones que se convertirán en una herramienta útil para diseñar políticas laborales. A partir de una muestra de parados registrados en el INEM empleamos un modelo de duración para procesos estocásticos discretos que recoge información de la heterogeneidad inobservada y las salidas secuenciales de los parados que perciben prestaciones contributivas (PC) y asistenciales (PA). Este modelo es el apropiado porque hemos encontrado evidencia teórica y empírica de que la función de verosimilitud tradicional de los modelos de duración está sesgada. Además, permite conocer el comportamiento de los parados que acceden a periodos de desempleo de PA. Estos son un colectivo de parados de larga duración con tasas de salida desde el desempleo inferiores a los perceptores de PC y cuyo interés principal es agotar su prestación cualesquiera sea su duración.

JEL clasificación: J64.

Palabras clave: prestaciones contributivas y asistenciales, tasas de salida, modelos de la prórroga, heterogeneidad inobservada.

1. Introducción.

La motivación de este artículo es doble. En primer lugar, queremos terciar en la polémica sobre la próxima reforma del mercado laboral y cuál debe ser su influencia sobre el actual Sistema de Prestaciones por Desempleo (SIPRE) en España. En cualquier discusión sobre la conveniencia o no de un sistema de prestaciones, y sus repercusiones sobre el mercado de trabajo encontramos dos tipos de ideologías enfrentadas. Por un lado, los partidarios del libre mercado que quieren que desaparezca el SIPRE, o al menos las prestaciones asistenciales (PA), porque creen que produce ineficiencia en el mercado laboral al desincentivar la búsqueda de un empleo. Del otro lado, los defensores del sistema de bienestar que defienden el SIPRE porque confían en su efecto redistributivo en la sociedad. Aunque, admiten que las PA distorsionan el buen rendimiento del mercado laboral. Entonces, ¿cual es el objetivo de las PA? ¿Es que existen

* Una parte sustancial de este artículo ha sido realizada mientras José M^a Arranz visitó el departamento de Economía de la University College London (Reino Unido). José M^a Arranz agradece su hospitalidad y el apoyo financiero de la Fundación Ramón Areces. Estamos en deuda con Richard Blundell por sus comentarios y sugerencias en previas versiones de este artículo. También queremos agradecer los comentarios de los asistentes al IV Congreso de Economía Aplicada en Reus, IV Congreso de Economía laboral en Valencia y los seminarios realizados en la Universidad de Alcalá y FEDEA.

^a Dirección de los autores: Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica. Universidad de Alcalá, Alcalá de Henares 28803, España. Correo electrónico: juan.muro@uah.es ; josem.arranz@uah.es.

verificaciones empíricas de la maldad del sistema de PA por desempleo? ¿Es que dichos análisis se acomodan a los parámetros exigibles a estudios con tanta repercusión social?

Por ejemplo, si hacemos un simple análisis empírico de las PA con información de una muestra aleatoria del fichero Histórico del Sistema de Prestaciones (HSIPRE) del INEM, podíamos concluir visualizando la tabla 1 que la duración media efectiva del desempleo de los perceptores de PA es mucho más elevada que la de los perceptores de prestaciones contributivas (PC), que el porcentaje de perceptores de PA que agotan su prestación es muy elevado y que, finalmente, se puede inferir que el colectivo de perceptores de PA es un colectivo de parados de larga duración cuyo interés principal es agotar su prestación y no el de encontrar un empleo. Que cualquiera que sea el tiempo de cobro de la prestación y su magnitud el parado llegará hasta el final sin encontrar un empleo. Que las PA contribuyen a eliminar los incentivos para la búsqueda de empleo. Si todo lo anterior fuera verdad, ¿para qué mantener un sistema de PA por desempleo? Uno de los objetivos de este artículo será encontrar respuestas a esa pregunta.

En segundo lugar, queremos mostrar que existen modelos de duración para procesos estocásticos discretos que contienen un periodo de desempleo extra o adicional, denominado por nosotros modelos de la prórroga. Estos modelos pueden ser utilizados para cuantificar los determinantes de los tránsitos de los parados con datos de PC y PA que se convertirán en una herramienta útil para el diseño de políticas laborales. La ventaja de este tipo de modelos es que se pueden utilizar de una manera sencilla y clara en estudios con datos procedentes de registros administrativos. En Arranz (1999) y Arranz, Blundell y Muro (2001) se caracterizan los modelos de la prórroga para procesos estocásticos continuos como modelos de riesgos proporcionales mixtos con salida secuencial. En Arranz y Muro (2001) se desarrollan los modelos de la prórroga para procesos estocásticos discretos de una manera teórica. En lo que concierne al propósito de este artículo mostraremos sus ventajas desde un punto de vista más aplicado.

Antes de presentar las características esenciales de los modelos de la prórroga visualicemos la figura 1 que presenta el tipo de duración en el desempleo de parados que acceden al SIPRE¹ cobrando PC y PA. Hay duraciones de PC que corresponden a trabajadores que fueron despedidos y que trabajaron al menos un periodo de 6 meses durante los últimos 48 meses² para acceder a una PC que la abandonan para trabajar (n_1) o la agotan (m_1) durante su periodo potencial reglamentario. También hay desempleados que acceden a una PA³ (periodo potencial extra o prórroga) después del agotamiento de la PC, que la abandonan cuando encuentran un empleo (n_2), o la agotan (m_2). Los modelos tradicionales que analizan los determinantes de la duración del desempleo con datos de PC sólo consideran los dos primeros tipos de observaciones, duraciones completas (n_1) y censuradas (m_1). Pero ¿Qué sucede con la información de los parados que tras el agotamiento de una PC acceden a una PA? Si el lector tiene dudas sobre la importancia de esta pregunta, acudamos nuevamente a la tabla 1. Vemos que en 1991 el 78,5% (m_1) de los desempleados agotan una PC y el 21,5% (n_1) acceden a un empleo. Sin embargo, de ese 78,5%, en realidad, sólo el 42,2% (m_1) agotan la PC, porque el 30,3% accedieron a una PA, del cual el 8,2% (n_2) encontraron un empleo y el 28,1% (m_2) agotaron las PA. Entonces, ¿Qué sucedería con la información adicional de las PA, n_2 y m_2 ? Pensamos que no considerar esa información provocaría un sesgo de selección muestral en cualquier análisis de la duración del desempleo con datos de PC y PA que hasta ahora no ha sido estudiado. Por consiguiente, cualquier conclusión acerca de las tasas de salida desde el desempleo con datos de PC sería errónea al estar sus parámetros sesgados. Creemos que el modelo de la prórroga corrige este sesgo y ofrece la posibilidad de conocer los determinantes de los tránsitos desde el desempleo de los parados que cobran PC y PA.

¹ Para un análisis detallado de las condiciones de accesibilidad al SIPRE en España véase Toharia (1994) y Cebrián et al. (1996).

² Desde 1992 un mínimo de 12 meses deben haber trabajado los individuos durante los últimos 72 meses para recibir PC.

³ Percibir una PA después del agotamiento de la PC depende de: a) duración de las PC agotadas; b) si el parado tiene o no cargas familiares; c) si es mayor o menor de 45 años. También, hay duraciones de PA de parados con cargas familiares que cotizaron al menos 3 meses y no pudieron acceder a una PC. Este tipo de PA no se considera en este análisis.

Las propiedades de este modelo son las siguientes: Primero, si consideramos el desempleo con datos de PC como un periodo normal, en el sentido que cada desempleado que entra al SIPRE tiene derecho a una PC con una duración determinada, nuestros datos presentarán un periodo de prórroga en aquellos parados que acceden a una PA después de agotar las PC. Esta información corresponde a los parados de larga duración. Segundo, las condiciones para el agotamiento del periodo normal (periodo contributivo) y la concesión de una prórroga (periodo asistencial) son administrativas, y sólo marginalmente dependen de variables que afectan a la duración del desempleo (mecanismo de censura y periodos de la prórroga son independientes). Tercero, los tránsitos fuera del SIPRE se producen de una manera secuencial en el tiempo como vimos anteriormente, algunos parados transitan hacia un empleo durante el disfrute de una PC, y otros más tarde, en el periodo asistencial, después de agotar la PC. En esta línea creemos que el SIPRE de gran parte de los países de la OCDE y de países de economías en transición puede ser descrito, o representado, por nuestro modelo. Por ejemplo, podría haber sido utilizado (y no se hizo) en estudios con datos administrativos de economías en transición como de Micklewright y Nagy (1998) con datos de Hungría, de Gora y Schmidt (1998) con datos de Polonia, de Lubyova y Van Ours (1998) con datos de Eslovaquia, de Earle y Pauna (1998) con datos de Rumania, de Erbenova et al. (1998) con datos de la Republica Checa, y en estudios de países de la OECD como de Winter-Ebmer (1998) con datos de Austria, de Hunt (1995) con datos de Alemania y de Cebrian et al. (1996) con datos de España.

Finalmente, queremos señalar que nuestro modelo puede ser utilizado en otras áreas de investigación como en el análisis de los determinantes que afectan la probabilidad de que un prestatario devuelva un crédito personal concedido por un prestamista. El prestatario tiene que devolver el crédito en un periodo normal, y bajo una penalización en caso de no hacerlo, el prestamista concederá al prestatario una prórroga después del agotamiento del periodo normal del

crédito. También, en otros ejemplos como el retraso en la entrega de proyectos públicos o tesis doctorales, los trasplantes de corazón o el tratamiento del SIDA, entre otros muchos ejemplos.

El esquema del artículo es el siguiente. En la próxima sección describimos la muestra empleada en nuestro estudio. En la sección tercera las principales características del modelo de la prórroga para procesos estocásticos discretos. Un análisis descriptivo de las tasas de salida desde el desempleo en la sección cuarta. Las variables incluidas en el modelo y los resultados de la modelización en la sección quinta. Finalmente, resumimos nuestros principales resultados en la última sección.

2. La base de datos.

La muestra utilizada en nuestro estudio procede de la base de datos HSIPRE⁴ que contiene información de parados registrados en el INEM que tienen derecho a percibir PC y PA. La ventaja de esta base de datos reside en que ofrece información⁵ detallada de variables socioeconómicas como la duración en el desempleo de los preceptores de PC y PA en días, de las ganancias de los desempleados en su último empleo, la cuantía de las prestaciones, la duración potencial de las prestaciones e información de varios periodos de desempleo. La desventaja que tiene es que no contiene información del estado civil, la industria y el tamaño de la empresa en su último empleo.

En concreto, para evaluar el efecto de las prestaciones sobre el comportamiento de los parados utilizamos una muestra de desempleados españoles que entraron en el SIPRE durante Febrero de 1987. Nos centraremos en una incidencia y en la información de aquellos parados que perciben PC, y PA después del agotamiento de las PC. Después de hacer la selección descrita, la muestra contiene 12.068 individuos (3.158 observaciones de individuos que acceden a PA).

⁴ Para una descripción en profundidad de la base de datos véase Cebrian et al. (1996) y Arranz (1999).

⁵ Este tipo de información no está en muchas bases de datos españolas, entre ellas la Encuesta de Población Activa (EPA)

Los estadísticos descriptivos de las variables de la muestra con datos de PC, o ambos tipos de prestaciones quedan reflejados en la tabla 2. Analizaremos como son los estadísticos al utilizar sólo información de las PC y como cambian al añadir la información de las PA en aquellos parados que tienen derecho a percibir las.

Por ejemplo, al observar la duración potencial de las PC, aproximadamente el 57% de los individuos tienen derecho a percibir menos de 6 meses. Este porcentaje decrece hasta el 42% al incluir la información de las PA. El 14,6% tienen derecho entre 6 y 15 meses con información de PC y decrece hasta el 11,3% al añadir las PA. El 28,1% tienen derecho entre 15 y 24 meses con datos de PC y aumenta hasta el 36,2% al incluir la información de las PA. Finalmente, el 10,5% tienen derecho a percibir más de 24 meses al añadir la información de las PA, la cual es nula en los preceptores de PC porque las duraciones potenciales de las PC según la ley son inferiores a 24 meses. Por tanto, si no se incluyeran los datos de las PA se estaría sobre estimando las duraciones potenciales cortas de las PC y subestimando las duraciones de mayor longitud.

Los porcentajes del tipo de observación también varían sustancialmente al añadir la información de las PA. Así, con datos de PC el 30,6 % de los parados salen a trabajar cuando perciben PC y el 69,4% las agotan. Sin embargo, al añadir las PA el porcentaje de observaciones censuradas decrece, y sólo el 43,3% de los parados abandonan el SIPRE después del agotamiento de las PC porque el 26,1% acceden a una PA. De este último porcentaje, el 9,5% encuentran un empleo y el 16,5% vuelven a agotar las PA. Por tanto, los datos de las PA incrementan la información de los desempleados porque disminuyen las observaciones censuradas de los periodos de las PC. El resto de variables continúan presentando alteraciones importantes excepto las variables que ofrecen información del último empleo del individuo como la variable salario neto del último empleo y las categorías profesionales.

Para finalizar este apartado podemos decir que debido a que nuestros estadísticos descriptivos varían al incluir los datos de las PA, tenemos evidencia que omitir la información de las PA dará

lugar a errores enormes y conclusiones desatinadas sobre los determinantes de la duración del desempleo con datos de PC y PA debido a la presencia de un sesgo de selección muestral. En los próximos apartados intentaremos obtener más argumentos que justifiquen este sesgo detectado en este análisis descriptivo.

3. Especificación del modelo de la prórroga.

El objetivo de nuestro análisis, ya enunciado previamente, es el estudio de los principales determinantes de los tránsitos desde el desempleo con información de PC y PA. La información contenida en nuestra muestra ofrece la oportunidad de observar de una forma continua periodos de desempleo de individuos que reciben PC y PA. Estas últimas después del agotamiento de las primeras. Donde la información sobre la duración de cada periodo de desempleo se completa con el detalle ofrecido en cada mes sobre un conjunto de variables socioeconómicas de individuos que experimentan la situación de desempleo cobrando prestaciones.

Desde un punto de vista probabilístico, la observación continua, mes a mes, de la salida o permanencia de un individuo en un periodo de paro percibiendo PC es la realización de una variable aleatoria discreta observada de una manera continua a lo largo del tiempo. En la literatura tradicional sobre estos procesos, el fenómeno a estudiar es el riesgo de que se produzca una transición: un abandono de la situación de desempleo hacia la ocupación o el agotamiento de las PC. En concreto, la variable a analizar es la tasa de salida del desempleo, es decir, la probabilidad de que un individuo que experimenta una situación de paro cambie de posición en el mercado laboral en un mes de los observados, condicionada a que el individuo que cambia de posición en un mes concreto permanezca en el estado de desempleo cobrando PC hasta el mes anterior al mes de tránsito⁶.

⁶ Una exposición más detallada de las características de los modelos discretos para procesos estocásticos discretos en tiempo continuo se encuentra en Holford (1976), Prentice y Gloecker (1978), Allison (1982), Meyer (1990) y Muro (2001).

En este artículo extenderemos la literatura tradicional existente al incluir la información de las PA después del agotamiento de las PC. En concreto, empleamos el modelo de la prórroga para procesos estocásticos discreto presentado desde un punto de vista más teórico por Arranz y Muro (2001). Antes de entrar en una breve presentación del modelo utilizado, conviene decir que el enfoque discreto nos lleva a la construcción de modelos cuya función de verosimilitud tiene la forma de los bien conocidos modelos para el estudio de la probabilidad asociada con la realización de un suceso, o la toma de una decisión, que cabe ser representada por medio de una variable dicotómica. Como se sabe, entre ellos se encuentran los modelos logit y probit. La diferencia sustancial entre las funciones de verosimilitud de ambos modelos, uno estático (logit y probit) y otro dinámico (tasa de riesgo), se encuentra en que en el enfoque discreto de un modelo en forma reducida de la tasa de riesgo cada individuo que presenta un tránsito observado, del paro a la ocupación, contribuye a dicha función de verosimilitud con tantas observaciones como meses haya estado continuamente parado cobrando PC antes de abandonar el desempleo. En este sentido, el enfoque discreto proporciona una función de verosimilitud extendida dado que cada individuo de la muestra contribuye a la primera con tantas observaciones como número de meses que haya estado sometido a una situación de riesgo de cambio. En nuestra muestra se encuentran individuos para los que se observan duraciones completas y censuradas cuando reciben PC. Cada individuo que presenta un tránsito observado contribuye a la función de verosimilitud con tantas observaciones como meses transcurridos percibiendo prestaciones hasta la salida a la ocupación. Sólo la observación-mes en que el cambio se produce contribuye a la función de verosimilitud con la probabilidad de cambiar de posición cada mes, la tasa de riesgo mensual discreta, a la que también llamaremos tasa de salida. El resto de las observaciones-mes incluidas contribuye con la probabilidad de no cambiar de posición cada mes, la tasa de supervivencia o permanencia discreta, es decir, la probabilidad complementaria de la tasa de riesgo mensual discreta correspondientes al conjunto de observaciones de los parados que agotaron sus PC.

La expresión formal del modelo es la siguiente. Sea una muestra de N individuos que entran en el desempleo, en el mes $t=0$ percibiendo PC. Llamamos λ_{ij} a la tasa de salida mensual discreta del individuo i en el mes j definida como

$$\lambda_{it} = \text{Prob} [T_i = t \mid T_i \geq t_{i1}, X_{it}] \quad (1)$$

donde cada individuo es observado durante t_1 meses al cabo de los cuales el individuo cambia de posición o deja de ser observado al agotar la PC. La contribución a la función de verosimilitud tradicional de los parados que reciben PC y abandonan el SIPRE para trabajar en el intervalo t_1 es

$$\text{Pr}[T_i = t_{i1}] = \mathbf{I}_{it_{i1}} \prod_{j=1}^{t_{i1}-1} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \quad (2)$$

y la contribución a la función de verosimilitud de los desempleados que agotan las PC es

$$\text{Pr}[T_i > t_{i1}] = \prod_{j=1}^{t_{i1}} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \quad (3)$$

Entonces, definiendo $d_i=1$ si el individuo i -ésimo sale a trabajar, 0 en otro caso, la contribución a la función de verosimilitud tradicional del individuo i -ésimo que recibe PC puede ser escrita como

$$L_i = \prod_{i=1}^N [\text{Pr}(T_i = t_{i1})]^{d_i} [\text{Pr}(T_i > t_{i1})]^{1-d_i} = \left\{ \mathbf{I}_{it_{i1}} \prod_{j=1}^{t_{i1}-1} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \right\}^{d_i} \left\{ \prod_{j=1}^{t_{i1}} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \right\}^{1-d_i} \quad (4)$$

Pero si asumimos que el mecanismo de censura es independiente y como hay parados que al agotar sus PC acceden a PA. Entonces, cualquier estimación que subyace de la función de verosimilitud (4) estaría sesgada al no estar bien especificada. Faltarían una serie de componentes que recojan el comportamiento de los parados que accedan a PA después del agotamiento de las PC. Formalmente, sea T_{ij} la longitud del periodo de desempleo con datos de prestaciones del individuo i -ésimo, donde $j=1 \dots t_{i1}$ indica los periodos de desempleo de los parados que perciben PC y $j=t_{i1}+1, \dots, t_{i2}$ los periodos de desempleo de los parados que perciben PA. Si suponemos $d_i=1$

si los parados salen a trabajar mientras reciben PC (0 cuando agotan PC), y $f_i=1$ si salen a trabajar mientras perciben PA (0 cuando agotan la PA). La contribución a la función de verosimilitud correspondiente del modelo de la prórroga con información de los parados que reciben PC, o ambas prestaciones es

$$\begin{aligned}
L_i &= \prod_{i=1}^N [\Pr(T_i = t_{i1})]^{d_i} [\Pr(T_i > t_{i1})]^{(1-d_i)} \Pr\left[\frac{T_i = t_{i2}}{T_i > t_{i1}}\right]^{f_i} \Pr\left[\frac{T_i > t_{i2}}{T_i > t_{i1}}\right]^{(1-f_i)} = \\
&= \left\{ \mathbf{I}_{iti1} \prod_{j=1}^{t_{i1}-1} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \right\}^{d_i} \left\{ \prod_{j=1}^{t_{i1}} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \right\}^{(1-d_i)} \times \\
&\times \left\{ \Phi_{iti2} \prod_{j=1}^{t_{i1}} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \prod_{j=t_{i1}+1}^{t_{i2}-1} (1 - \Phi_{ij}) \right\}^{f_i} \left\{ \prod_{j=1}^{t_{i1}} (1 - \mathbf{I}_{ij}) \prod_{j=t_{i1}+1}^{t_{i2}} (1 - \Phi_{ij}) \right\}^{(1-f_i)}
\end{aligned} \tag{5}$$

donde el primer término de la derecha de la igualdad es la contribución a la función de verosimilitud de los parados que perciben PC y abandonan el SIPRE para trabajar. El segundo término de parados que agotan las PC y desaparecen del registro para siempre. El tercer término de parados que agotan las PC y salen a trabajar cuando perciben una PA. Finalmente, el cuarto término recoge la influencia de aquellos parados que agotaron ambas prestaciones de una manera secuencial en el tiempo. Los parámetros λ y Φ son la tasa mensual discreta de los desempleados que perciben PC y PA, respectivamente. Mas adelante, en el análisis empírico estimaremos la función de verosimilitud (5) por el método de máxima verosimilitud con una distribución gamma para la heterogeneidad inobservada como sugiere Meyer (1990) en los modelos de duración para procesos estocásticos de tipo discreto.

4. Las tasas de salida desde el desempleo con datos de prestaciones.

En este apartado realizamos una descripción detallada de las características más relevantes asociadas con la duración del desempleo en España cuando se tiene información de PC y PA. La

descripción consta de dos análisis complementarios. En primer lugar, la habitual estimación empírica de la dependencia de la duración a través del procedimiento de Kaplan Meier (K-M) que se encuentra en la figura 2. Las cifras de esta figura denotan que la tasa de salida desde el desempleo de los perceptores de PC bajo la perspectiva del modelo tradicional (sólo contiene información de las PC) está sobrevaluado comparado con el modelo de la prórroga (que recoge el efecto de cada prestación por separado). Esta evidencia empírica viene a justificar el sesgo teórico del apartado anterior sobre la incorrecta especificación de la función de verosimilitud tradicional. En segundo lugar, hay picos en periodos múltiples de tres meses probablemente causada por el agotamiento de las prestaciones⁷. En tercer lugar, apreciamos una dependencia de la duración positiva hasta el tercer mes probablemente causada por una mayor concentración del desempleo en periodos de derecho cortos, a partir de ese mes una dependencia negativa hasta el noveno mes, y constante desde el décimo mes en adelante. Este resultado sugiere la necesidad de incluir una especificación no paramétrica en el modelo para modelizar la dependencia de la duración del desempleo con datos de PC y PA.

El segundo análisis realizado en las tablas 3 y 4 contiene una estimación original de los determinantes de la duración del desempleo con datos de PC y PA basada en el cálculo de las tasas brutas de salida (tb) o riesgos brutos desde el desempleo desarrollado por Muro (2001). Ambas tablas contienen resultados empíricos de las tb de algunas variables y categorías bajo la perspectiva del enfoque tradicional y de la prórroga. En la tabla 3 la columna de la izquierda recoge el cálculo de las tb de salida de los desempleados que perciben PC y PA (PC+PA sin separar sus efectos) bajo la perspectiva del modelo tradicional. La columna de la derecha las tb de salida de cada tipo de prestación bajo la perspectiva del modelo de la prórroga.

Cada una de las dos columnas, tanto la del modelo de la prórroga como del tradicional, se dividen en tres columnas para cada tipo de prestación. La primera columna contiene la tb mensual

⁷ Cabe recordar que antes de 1992 la duración potencial de las prestaciones es múltiplo de tres meses.

que reúne unas determinadas características definidas por un conjunto de variables socioeconómicas de salir del desempleo bajo el supuesto que dicho riesgo sea constante a lo largo de todo el periodo de desempleo⁸. En el modelo tradicional para el cálculo de la tasa de salida de los perceptores de PC se considera solamente la información correspondiente al tiempo de disfrute de la PC. En otras palabras, el numerador de la *tb* es el número de salidas al empleo, siempre que ésta se haya producido mientras el parado disfruta de su PC, y el denominador el número total de meses que todos y cada uno de los perceptores hayan estado cobrando una PC. En el cálculo tradicional de la *tb* de salida de los perceptores de PA, se utiliza toda la información disponible en la muestra, cualesquiera sea el carácter de la prestación. En otras palabras, el numerador de la *tb* es el número total de salidas al empleo observadas en la muestra y el denominador el número total de meses que todos y cada uno de los perceptores hayan estado cobrando una prestación contributiva o asistencial. En el modelo de la prórroga se calculan las *tb* de salida de los parados de cada prestación por separado teniendo en cuenta que los tránsitos se producen de una manera secuencial en el tiempo, unos durante el disfrute de una PC, y otros más tarde, durante la PA una vez que se agotó la PC. La segunda columna recoge una medida relativa de cada tasa de salida asociada a una categoría concreta de la variable considerada con respecto a la tasa de salida de un individuo sin ninguna característica peculiar. Finalmente, la tercera columna contiene la significatividad de cada variable asociada al cálculo de la *tb*. La tabla 4 presenta las *tb* de salida por género y categoría profesional según cada tipo de enfoque, desagregando las *tb* de las PA según la duración potencial de la PC agotada previamente.

⁸ Se recuerda que esta tasa bruta de salida medida en porcentaje como la probabilidad de que un individuo con una característica determinada encuentre un empleo en un mes concreto está condicionada a que se encuentre en desempleo percibiendo prestaciones hasta el mes anterior al que se produce el tránsito. En esta medida no se aplica la condición *ceteris paribus*, es decir, en su cálculo no se descuentan los efectos que otras características concurrentes puedan tener sobre la probabilidad condicionada de dejar el desempleo. Así si el lector quiere calcular la tasa bruta de salida de un parado con más de una característica esta no debe ser inferida de dicha tabla.

Como puede apreciarse, en el periodo que cubre nuestro análisis, la t_b mensual de un individuo sin ninguna característica definida, denominado cualquier individuo, bajo el modelo tradicional y de la prórroga con datos de PC es 4,05% y 2,64%, respectivamente. Para comprender el significado partamos por ejemplo del supuesto de un estudio que se realizara sobre una cohorte de 100 parados que comienzan un periodo de paro en el mismo momento del tiempo. De dicha cohorte, cada mes transcurrido del periodo de paro encuentran un empleo bajo el enfoque tradicional (entre paréntesis según el modelo de la prórroga) el 4,05% (2,64%) de los individuos que aún permanecen en paro en el mes anterior. Como se sabe, bajo el supuesto de tasa de salida constante que suponemos, el proceso estocástico subyacente que rige la duración del desempleo tiene la forma de una función exponencial, por lo que es fácil calcular que el tiempo necesario para que el 50% de los 100 individuos de la cohorte inicial encuentre un empleo, bajo el supuesto adicional de que el individuo que encuentra empleo continúa ocupado durante el resto del periodo de observación, es de 17 meses (26 meses bajo el enfoque de la prórroga) y el necesario para que el 10% lo encuentre es de 56 meses (87 meses). El mismo análisis se podría realizar con la información de cada modelo para las PA.

Dado que este ejercicio es trivial resumiremos la magnitud de las t_b de salida desde el desempleo de ambas tablas. Así podemos afirmar que: Primero, las t_b de salida de los perceptores de PC bajo el enfoque tradicional son siempre mayores que en el modelo de la prórroga. Por tanto, las t_b de salida están sobre estimadas y por consiguiente sus duraciones esperadas bajo estimadas. Segundo, las t_b de los perceptores de PA del enfoque tradicional son superiores a las t_b de las PA del modelo de la prórroga. Esto viene a decir que las t_b de las PA están sobre estimados y sus duraciones esperadas bajo estimadas. Tercero, las t_b de los perceptores de PC son superiores a la de los perceptores de PA, con excepción de algunas variables. Esto produce lo que nosotros denominamos un efecto de nivel entre los perceptores de PC y PA. Sin embargo, esta superioridad es menor cuando disminuye la duración potencial de las PC agotadas por los

perceptores de PA⁹. Finalmente, apreciamos que los varones, más jóvenes, que percibieron mayores salarios netos en su último empleo y con una mayor cualificación (categoría laboral tipo 1) tienen una mayor probabilidad de encontrar un empleo que el resto de desempleados.

5. Resultados de la estimación del modelo de la prórroga.

Antes de comentar nuestros resultados empíricos consideramos conveniente realizar un análisis simple para obtener información de la influencia de las variables sobre la probabilidad de abandonar el SIPRE. Específicamente, estamos interesados en tratar de conocer si los individuos tienen diferentes probabilidades de encontrar un empleo y si hay factores que puedan explicarlo. Para analizar este hecho utilizamos la metodología de las tasas de salida. En el contexto de la teoría de la búsqueda la probabilidad de encontrar un empleo dependerá de la casualidad y causalidad que Mortensen y Neuman (1989) mencionan. En otras palabras dependerá de la probabilidad de recibir ofertas laborales y la probabilidad de que un parado acepte tales ofertas. No se nos escapa que, en una muestra de individuos en situación de desempleo percibiendo prestaciones como la nuestra, esta interpretación no se acomoda igual al estudio de la probabilidad de salir del desempleo de un parado que percibe prestaciones que de un parado que no las percibe, estos últimos tendrán menores salarios de reserva y mayores tasas de salida desde el desempleo. Sin embargo, a partir de este momento, esta distinción y los problemas de interpretación derivados de la misma no se tendrán en cuenta por escaparse de los límites actuales del artículo.

En nuestro análisis la probabilidad de recibir ofertas laborales dependerá de características personales como el género, la edad o las cualificaciones de los individuos. Se espera que la edad tenga una relación en forma de U invertida sobre la probabilidad de encontrar un empleo si los

⁹ Si se hiciera una representación gráfica de las tb de salida de los desempleados que perciben PA según la duración potencial de las PC agotadas por los desempleados, apreciaríamos una curva con saltos similar al movimiento de un rabo de vaca. Este efecto no es realmente continuo debido a la naturaleza de los periodos de derecho de las PC que son múltiplos de tres meses.

más jóvenes y más viejos tienen una productividad más baja con respecto a los salarios pagados. La categoría profesional aproximada por el grupo de cotización a la Seguridad Social es una variable que combina la ocupación y el nivel de estudios que presenta una fuerte correlación con ciertos niveles educativos. Los individuos con mayor cualificación presentarán mayores probabilidades de salida del desempleo debido a que la probabilidad de recibir ofertas de empleo es mayor. Con respecto al efecto del género sobre la probabilidad de abandonar el desempleo su efecto es ambiguo.

La probabilidad de recibir ofertas laborales también dependerá de variables que indican las condiciones del mercado laboral de los individuos. Para ello, se incluye la causa por la cual ha entrado el parado en el desempleo (fin del contrato frente a otras causas) y la región donde el desempleado percibe su PC y PA que nos darán una idea sobre la demanda del mercado laboral.

La intensidad de búsqueda es otra variable que explica la probabilidad de recibir ofertas laborales. Con relación a este aspecto, el ingreso que un parado recibe en el desempleo y el número de días de derecho son factores que influyen en la probabilidad de encontrar un empleo. Con respecto al período potencial de derecho de las prestaciones esperamos que la probabilidad de salida desde el desempleo con datos de prestaciones será mayor entre quienes tienen derecho a un período largo de prestación debido a que disponen de mucho más tiempo para buscar ofertas, valorarlas y aceptar alguna de ellas. No obstante, algunos estudios empíricos, entre ellos Meyer (1990), consideran que la probabilidad de salida del desempleo es constante o decreciente en los primeros meses o momentos de desempleo, y cuando se acerca la finalización de la duración potencial de las prestaciones, el valor de continuar parado disminuye porque los parados reducen su salario de reserva, o intensifican la búsqueda de un empleo. Por tanto, el efecto desincentivo actuará al principio del período de paro y después será compensado por el efecto incentivo. Para conocer la pauta temporal de salida del desempleo se ha incluido en los modelos una variable diferencia entre días de derecho y consumidos de desempleo. Además se ha incorporado su forma

cuadrática con objeto de recoger el posible efecto no lineal sobre la probabilidad de abandonar el desempleo bajo prestaciones.

Con respecto a los ingresos del individuo en el desempleo normalmente los estudios que analizan la influencia de las prestaciones sobre la probabilidad de salida del desempleo introducen la tasa de sustitución salarial como variable explicativa por que es relevante a la hora de determinar la salida del paro, véase Lancaster (1979). Pero debido a la poca variabilidad de la tasa de sustitución en nuestra muestra, analizaremos por separado el efecto del nivel de las prestaciones y de los salarios del último empleo sobre la salida del desempleo como utiliza Meyer (1990), Katz y Meyer (1990). Es de sobra conocida que el nivel de prestaciones tiene un doble efecto sobre la probabilidad de abandonar el desempleo. Un efecto positivo donde la mayor cuantía de las prestaciones intensifica la búsqueda de un empleo en los parados al garantizar mayores recursos económicos, véase Tannery (1983). Un efecto negativo porque desincentiva la búsqueda de empleo y disminuye la probabilidad de abandonar el desempleo en aquellos parados que perciben mayor nivel de prestaciones.

Más aún, la probabilidad que un trabajador acepte una oferta laboral dependerá de los factores que afectan su salario de reserva como son los salarios en el último empleo y las cargas familiares. En cuanto al nivel de ingresos de la ocupación del último empleo, existe la creencia que el parado utiliza éstos como referencia para determinar el rango de ofertas salariales aceptables, véase Lancaster (1979), y Meyer (1990). Por tanto, los parados que en su último empleo tuvieron salarios altos (bajos) tienen mayores (menores) salarios de reserva y disminuyen (aumentan) la probabilidad de abandonar el desempleo. Con respecto a las cargas familiares, esta variable es de vital importancia, puesto que una de las situaciones en las cuales los receptores de PC pueden ser beneficiarios de PA se produce cuando agotan la PC y tienen responsabilidades familiares. Por tanto, cabe pensar que éstos poseen una probabilidad de salida menor, puesto que la certeza de recibir el subsidio puede influir en reducir su búsqueda y no aceptar empleos poco

atractivos. Como efecto contrario puede actuar precisamente el hecho de tener responsabilidades familiares, puesto que los individuos estarán más interesados en encontrar un trabajo remunerado que les permita estar mejor en la ocupación que en el paro.

Con las variables descritas estimamos el modelo de la prórroga para procesos estocásticos discretos por el método de máxima verosimilitud a partir de la función de verosimilitud (5) controlando la heterogeneidad inobservada con una distribución gamma como sugiere Meyer (1990). La interpretación de los resultados de estos modelos presenta dos claras diferencias respecto a la descripción de la tb de salir del desempleo del apartado anterior. En primer lugar, en las estimaciones se permite que las variables que influyen sobre la duración del desempleo como el nivel de prestaciones y la duración hasta el agotamiento de las prestaciones (y su forma cuadrática) varíen a lo largo del periodo observado. En segundo lugar, en la estimación se cumple la condición *ceteris paribus*, es decir, para la interpretación de la influencia conjunta de ciertas categorías de variables cabe utilizar, de una manera conveniente los resultados individuales que se muestran para cada una de ellas. La maximización de la función de verosimilitud en (5) proporciona los estimadores de los parámetros de las covariantes incluidas. Como ya se explicó, la muestra de 12.068 observaciones (3.158 observaciones de individuos que acceden a PA) se expande en una muestra de 141.116 observaciones-mes, que es la utilizada en el proceso de estimación del modelo de la prórroga con datos de PC (48.936 con datos de PA). Dado que el modelo de la prórroga es dicotómico, representa dinámicamente la elección entre dos alternativas mensuales de permanecer en el desempleo percibiendo prestaciones o encontrar un empleo, se sabe que las estimaciones se realizan respecto al comportamiento de un individuo de referencia. No obstante, en el enfoque discreto de los modelos de transición, la especificación no paramétrica de la dependencia de la duración hace las veces de un individuo de referencia¹⁰.

¹⁰ En nuestro modelo el individuo de referencia es un varón entre 40 y 45 años, oficial de 1ª y 2ª, sin cargas familiares que entró en el desempleo por alguna razón que no es el fin de su contrato y está registrado en Cataluña.

La tabla 6 contiene los resultados de las estimaciones del modelo de la prórroga con datos de PC y PA. La primera columna presenta las estimaciones de los parámetros en forma relativa. Así, con excepción de los parámetros de las variables que rigen la dependencia de la duración, que comentaremos a continuación, las estimaciones deben ser interpretadas como un factor que multiplica la tasa de salida básica o de referencia. Por consiguiente, categorías de variables que tienen un valor menor a la unidad indican que su tasa de salida es inferior a la de referencia y categorías de variables que presentan un valor superior a la unidad indican que su tasa de salida es superior a la de referencia. La segunda y tercera columna el error estándar y la significatividad de las estimaciones, respectivamente.

Los resultados de las estimaciones permiten apreciar las ventajas de utilizar el modelo de la prórroga. En primer lugar, recoge información de los determinantes de la duración del desempleo de variables que no sólo influyen en el comportamiento de los parados cuando cobran PC sino también cuando perciben PA. Estas últimas no se apreciarían en el modelo tradicional de las PA porque no se separa el efecto de cada tipo de prestación. Así vemos que son significativas variables como el género, algunos grupos de edad (por ejemplo entre 18 y 30, y más de 55 años), categorías profesionales tipo 2,3,6 y 7, la variable duración hasta el agotamiento (y su forma cuadrática), la cuantía de las prestaciones, el salario neto del último empleo y varias Comunidades Autónomas. En segundo lugar, observamos en la tabla 5 una gran sensibilidad de las estimaciones al comparar el modelo de la prórroga y el tradicional con datos de PC y PA debido a la falta de especificación de este último modelo. Omitimos en esa tabla variables que no presentan sensibilidad. Por ejemplo, al comparar el modelo tradicional y de la prórroga con datos de PA (PC+PA y PA sec) vemos que cambia la significatividad de las categorías profesionales de tipo 1 y 2, 30-35 años y varias Comunidades Autónomas. Cambia la magnitud de parámetros como el género y la cuantía de las prestaciones. O incluso, varía el efecto de variables como la influencia del salario del último empleo. Al comparar ambos modelos con datos de PC (PC y PA

sec), seguimos apreciando que la sensibilidad sigue siendo alta, cambia la significatividad de la variable salario neto del ultimo empleo, la cuantía de las prestaciones, grupos de edad entre 30 y 35 años y de varias Comunidades Autónomas. Una vez vistas las ventajas del modelo de la prórroga, pasemos a comentar los resultados de las estimaciones de la tabla 6

La evolución de las tasas de salida del individuo de referencia que recibe PC representada en el gráfico 3 tiene una apariencia prácticamente idéntica a la del gráfico 1, aunque seguimos apreciando que el modelo tradicional está sobrevaluado en comparación con el modelo de la prórroga con datos de PC. También, observamos unos saltos en los periodos múltiplos de tres meses producidos por el agotamiento de las prestaciones. Además, las tasas de salida son mayores en los primeros meses hasta el tercer mes y a partir de ese mes disminuye las tasas de salida desde el desempleo de las PC. Respecto a la duración del desempleo de las PA, esta no influye en el comportamiento de los parados porque las tasa de salida es constante.

Entre otros resultados de las estimaciones vemos que las mujeres tienen menores tasas de salida desde el desempleo que los varones cuando perciben PC y PA. Esto puede ser un indicativo de la existencia de una segmentación en el mercado laboral en España por género. Puede pensarse que los empresarios discriminan a las mujeres al considerar que son menos productivas, o que dada su condición reproductiva son menos atractivas para su contratación porque en el futuro cuando tengan hijos optaran a bajas maternales. O también que al recibir prestaciones buscan con menor intensidad porque incrementan su salario de reserva, que asociado a sus responsabilidades familiares y de tareas del hogar, hace que permanezcan mayor tiempo paradas. Estas diferencias por género son de mayor magnitud al observarse las tasas de salida desde el desempleo con datos de PA.

Con respecto a las variables dummies de la edad (donde el individuo de referencia tiene entre 40 y 45 años) observamos que hay una asociación negativa entre la edad y su tasa de salida desde el desempleo con datos de PC y PA. Los más jóvenes entre 18 y 25 años permanecen menor

tiempo parados y los de mayor edad, más de 55 años¹¹, permanecen mayor tiempo parados cobrando PC y PA.

El nivel de PC no parece desincentivar las tasas de salida desde el desempleo con datos de prestaciones. El resultado es idéntico al observado por Cebrián et al (1996) con la misma base de datos, aunque para distinta muestra. Sin embargo, el nivel de PA si desincentiva la búsqueda de empleo de los parados que perciben PA. Aquellos desempleados que perciben mayor cuantía de las PA, incrementan su salario de reserva y disminuyen su intensidad de búsqueda.

Con relación a la influencia del salario neto del último empleo sobre la probabilidad de abandonar el desempleo, este no influye en el comportamiento de los perceptores de PC y si en aquellos que acceden a PA. Así, los parados que recibieron mayores salarios de reserva en su último empleo demandan mejores ofertas laborales cuando perciben PA y su tasa de salida desde el desempleo es menor.

Finalmente queremos destacar que la variable categoría laboral tipo 1, que es una aproximación del nivel educacional de mayor nivel, tiene una influencia favorable sobre la tasa de salida desde el desempleo con datos de PC. Este grupo de parados reciben más y mejores ofertas y su tasa de salida desde el desempleo es mayor que en el resto de categorías profesionales. Respecto a la región donde los parados reciben sus prestaciones, los parados que reciben PC en regiones del norte de España como Navarra, La Rioja y el País Vasco, e incluso otras regiones como la Comunidad de Madrid, presentan mayores tasas de salida desde el desempleo que los residentes en Cataluña. Respecto, a los perceptores de PA, sólo los residentes de la Rioja y Asturias tienen mayores tasas de salida desde el desempleo que los de Cataluña.

¹¹ Queremos mencionar que en nuestro análisis no hemos considerado aquellos parados con más de 52 años que transitan hacia la jubilación, sólo consideramos aquellos que transitan hacia el empleo o agotan la prestación.

6. Conclusiones.

El objetivo de este artículo es conocer cuáles son los factores que influyen en el comportamiento de los parados que perciben PC y PA que serán útiles como herramientas de política laboral. Para ello, a partir de una muestra de desempleados que perciben PC y PA del INEM empleamos un modelo de duración para procesos estocásticos discretos, denominado por nosotros modelo de la prórroga, que contiene información de la heterogeneidad inobservada y de las salidas secuenciales hacia el empleo de los parados que perciben PC y PA. Estas últimas después del agotamiento de las PC. Creemos que este modelo es el adecuado porque no sólo ofrece la posibilidad de conocer información de los parados de larga duración (perceptores de PA) sino también porque hemos encontrado argumentos teóricos y evidencia empírica del sesgo en el cual la función de verosimilitud tradicional de los modelos de duración incurre. Concretamente, el enfoque tradicional que calcula las tasas de salida de los perceptores de PC y PA bajo estiman la duración esperada en el desempleo. Además, la sensibilidad de las estimaciones es bastante alta al comparar las tasas de salida del modelo tradicional y de la prórroga con datos de PC y PA.

Con relación al comportamiento de los parados que perciben PA, apreciamos que son un colectivo de desempleados de larga duración que presentan menores tasas de salida hacia el empleo que los perceptores de PC y cuyo interés principal es agotar su prestación cualesquiera sea su duración y no encontrar un empleo. Sin embargo, sus tasas de salida aumentan cuando disminuye las duraciones potenciales de las PC agotadas previamente.

Finalmente, queremos destacar que los varones, más cualificados y de menor edad presentan una mayor probabilidad de encontrar un empleo cuando perciben PC y PA, y que las variables que pueden desincentivar la búsqueda de empleo de los parados como el nivel de PC no influyen claramente sobre el comportamiento de los parados. Sin embargo, el nivel de PA si desincentivan la búsqueda de empleo de aquellos parados que perciben una mayor cuantía.

Con estos resultados creemos que a pesar del carácter redistributivo de las PA, estas desincentivan la búsqueda de un empleo en los parados de larga duración. Por ello, pensamos que cualquier reforma laboral sobre el SIPRE debería realizarse no bajo criterios generales, como se ha venido realizando al reducir la cuantía y la duración potencial de las prestaciones. Medidas cómodas pero injustas al penalizar a parados que buscan con mayor intensidad un empleo. Si no que deberían realizarse sobre colectivos muy específicos. Por ejemplo, parados de larga duración como mujeres, de mayor edad y menor cualificación tendrían que percibir periodos de derecho y cuantía de las prestaciones de menor magnitud para incentivar la búsqueda de un empleo. Estas medidas deberían ir acompañadas de políticas de formación para evitar que esos parados caigan en el desanimo o sean estigmatizados por los empresarios. Aplicar estos criterios serían de muy bajo coste porque si los parados acuden a cualquier oficina del INEM presentando su perfil curricular. Podría fijarse las duraciones potenciales y cuantía de las prestaciones adecuadas en función de las duraciones esperadas en el desempleo de cada parado gracias a los parámetros del modelo de la prórroga.

Referencias bibliográficas.

- Allison, P.D., (1982), "Discrete-time Methods for the Analysis of Event Histories", en Leinhardt, S. (ed.) *Sociological Methodology 1982*, Jossey-Bass P. San Francisco, págs. 61-97.
- Arranz, J. M^a, (1999), "Modelos con tránsitos múltiples entre estados. Teoría y Aplicaciones", Tesis Doctoral, Universidad de Alcalá.
- Arranz, J.M^a, R. Blundell y J. Muro, (2001), "A hazard model with a sequential exit", *inédito*.
- Arranz, J.M^a y J. Muro, (2001), "A discrete approach to extra-time duration models", *inédito*.
- Ben-Horim, M. y D. Zuckerman, (1987), "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration", *Journal of Labour Economics*, Julio, 5(3), págs. 386-390.
- Cebrián, I., C. García, J. Muro, L. Toharia, y E. Villagómez, (1996), "The Influence of Unemployment Benefits on Unemployment Duration: Evidence from Spain", *Labour*, vol. 10, págs. 239-267.
- Earle, J.S. y C. Pauna, (1998), "Long-Term Unemployment, Social Assistance and Labor Market Policies in Romania", *Empirical Economics*, 23, págs. 203-235.
- Erbenova, M., V. Sorm, y K. Terrel, (1998), "Work Incentive and Other Effects of Social Assistance and Unemployment Benefit Policy in the Czech Republic", *Empirical Economics*, 23, págs. 87-120.
- Gora, M. y C.M. Schmidt, (1998), "Long-Term Unemployment, Unemployment Benefits and Social Assistance: The Polish Experience", *Empirical Economics*, 23, págs. 55-85
- Holford, T.R.,(1976), "Life Tables with Concomitant Information", *Biometrics*, 32, págs. 587-597.
- Hunt, J., (1995), "The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany", *Journal of Labor Economics*, 13, págs. 88-120.
- Katz, L.F. y B.D. Meyer, (1990), "The impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, 41, págs.45-72.

- Lancaster, R., (1979), "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, 47, págs. 939-956.
- Lubyova, M. y J.V. Ours, (1998), "Work Incentives and Other Effects of the Transition to Social Assistance: Evidence from the Slovak Republic", *Empirical Economics*, 23, págs. 121-153.
- Meyer, B. D., (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, Julio, págs. 123-176.
- Micklewright, J y G. Nagy, (1998), "Unemployment Assistance in Hungary", *Empirical Economics*, 23, págs. 155-175.
- Mortensen, D. T. y G.R. Neumann, (1989), "Choice or chance? A structural Interpretation of Individual Labor Market Histories", *Studies in Labor Market Dynamics*. G.R. Neumann and N.C. Westergaard-Nielsen.
- Muro, J., (2001), "Cambios de posición en la trayectoria laboral de los individuos", Monografía del INE. Próximamente.
- Prentice, R.L. y L.A. Gloeckler, (1978), "Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data", *Biometrics*, 34, págs. 57-67.
- Tannery, F., (1983), "Search Effort and Unemployment Insurance Reconsidered", *Journal of Human Resources*, vol. 18, págs. 432-440.
- Toharia, L., (1994), "La Protección por Desempleo en España", Documento de Trabajo, Programa de Investigaciones Económicas, Diciembre.
- Winter, R. E., (1998), "Potential Unemployment Benefit Duration and Spell Length: Lessons From a Quasi Experiment In Austria", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60, págs. 33-45.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de algunas variables de desempleados con datos de PC (PC), y ambas prestaciones (PC y PA) del fichero HSIPRE. Las PA son percibidas después del agotamiento de las PC. Periodo 1991-93.

PC	Año 1991			Año 1992			Año 1993		
	%	Media	Std	%	Media	Std	%	Media	Std
Duración desempleo efectiva (meses).		8,69	7,13		9,87	6,97		9,55	6,98
Duración potencial (meses).		10,42	7,50		11,71	7,20		11,98	7,52
Nivel de PC (miles pts/mes).		79,10	18,31		77,97	24,03		83,82	26,36
<i>Tipo observación con datos de PC.</i>									
Salida a un empleo percibiendo PC.	21,5			21,4			26,9		
Agotamiento de la PC.	78,5			78,5			73,2		
PC y PA.									
Duración efectiva PC y PA (meses).		15,59	13,40		16,11	12,60		12,97	10,36
Duración potencial PC y PA (meses).		18,30	13,28		19,05	12,54		16,13	10,73
Duración efectiva PA (meses).		18,96	7,21		18,83	7,77		16,17	8,24
Duración potencial PA (meses).		21,69	4,64		22,14	5,19		19,63	6,83
Nivel de las PC (miles pts/ mes).		79,10	18,31		77,97	24,03		83,82	26,36
Nivel de las PA (miles pts/ mes).		48,60	7,32		52,80	7,61		54,72	9,99
<i>Tipo observación con datos PC y PA.</i>									
Salida a un empleo percibiendo PC.	21,5			21,4			26,9		
Agotamiento de la PC.	42,2			45,4			52		
Salida a un empleo percibiendo PA.	8,2			8,9			6,1		
Agotamiento de las PC y PA.	28,1			24,2			15,1		
Muestra.		61.019			49.326			44.558	

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de algunas variables de desempleados con datos de PC y ambas prestaciones.

Variables.	Dummv	Prestación contributiva			Prestación contr. y asistencial.		
		Media	Std	Muestra	Media	Std	Muestra
Género.							
Varón.	*			66,4			66,4
Mujer.	*			33,6			33,6
Edad (años).							
Edad de entrada.		32,90	11,51	100	32,90	11,51	100
Edad salida/10.		3,35	1,17	100	3,39	1,19	100
Edad salida al cuadrado/1000.		1,26	0,93	100	1,28	0,97	100
Cargas familiares.							
Con.	*			26,8			40,4
Sin.	*			73,2			59,6
Duración potencial.							
De 0 a 6 meses.		3,81	1,33	57,3	3,84	1,35	42,0
De 6 a 15 meses.		11,41	2,34	14,6	11,29	2,35	11,3
De 15 a 24 meses.		22,17	2,57	28,1	21,89	2,17	36,2
Más de 24 meses.		0	0	0	40,59	7,42	10,5
Duración desempleo (días).							
Duración efectiva.		227,18	223,65	100	347,34	359,71	100
Duración potencial.		302,31	246,64	100	452,58	366,30	100
Duración hasta agotamiento.		75,07	163,38	100	105,24	182,08	100
(Duración hasta agotamiento/10) ² .		323,25	912,01	100	442,24	991,58	100
Duración PA.					120,06	227,76	100
Duración potencial PA.					150,23	257,75	100
Salario neto (miles pts /mes).		67,04	22,16	100	67,04	22,16	100
Cuántía PC (miles pts /mes).		60,66	14,48	100			
Cuántía PC y PA (miles pts/mes).					54,99	17,13	100
Cuántía PA (miles pts/mes).					36,48	5,42	100
Causa de desempleo.							
Fin del contrato.	*			95,5			95,5
Otros.	*			4,5			4,5
Salida del SIPRE.							
Salida a un empleo percibiendo PC.	*			30,6			30,6
Agotamiento PC.	*			69,4			43,3
Salida a un empleo percibiendo PA.	*						9,5
Agotan PC y PA.	*						16,5
Categoría laboral.							
Ingenieros, licenc., ing. tecn. ayudantes.	*			7,7			7,7
Ayudantes no titulados y Ofic. administr.	*			9			9
Subalternos.	*			4,5			4,5
Auxiliares administrativos.	*			11,7			11,5
Oficiales de 1ª y 2ª .	*			22,1			21,9
Oficiales de 3ª y especialistas.	*			18,1			17,9
Peones.	*			26,9			27,5

Tabla 3. Tasas brutas (tb) mensuales de salir del desempleo bajo el modelo tradicional y de la prórroga con información de PC y PA. Muestra de Febrero de 1987.

Variables.	Modelo tradicional.						Modelo de la prórroga.					
	PC			PA(PC+PA).			PC			PA		
	tb	(%)	Sign.	tb	(%)	Sign.	tb	(%)	Sign.	tb	(%)	Sign.
Cualq individuo.	4,05	100	***	3,48	100	***	2,64	100	***	1,13	100	***
Género.												
Varón.	5,25	130,16	***	4,83	138,93	***	3,72	140,39	***	1,30	114,67	***
Mujer.	2,22	54,61	***	1,77	51,05	***	1,29	49,21	***	0,80	70,72	***
Categoría laboral.												
1	6,09	150,50	***	5,73	165,04	***	5,04	190,56	***	0,93	82,00	***
2	2,94	72,60	***	2,61	75,19	***	2,13	80,14	***	0,96	85,12	***
3	4,47	110,62	***	4,35	125,75	***	3,18	119,94	***	1,64	144,65	***
4	3,18	78,67	***	2,73	79,14	***	2,01	76,37	***	1,17	103,29	***
5	4,74	117,15	***	4,26	122,96	***	3,21	121,84	***	1,35	118,75	***
6	3,54	87,81	***	2,91	83,61	***	2,28	86,59	***	0,92	81,53	***
7	3,54	87,81	***	3,39	97,60	***	2,37	90,07	***	1,16	102,71	***
Cargas familiares.												
Con.	4,44	110,10	***	3,81	110,04	***	2,79	105,80	***	1,07	94,51	***
Sin.	3,87	95,54	***	3,30	95,30	***	2,58	97,29	***	1,34	118,54	***
Entrada en el SIPRE.												
Fin del contrato.	4,20	103,89	***	5,94	171,37	***	2,70	102,45	***	1,10	97,036	***
Otras.	2,43	60,17	***	0,18	5,22	***	1,86	70,25	***	1,65	145,85	***
Edad.												
>=18 & <=25 años.	5,49	136,16	***	4,41	126,82	***	3,00	129,65	***	1,30	115,02	***
>25 & <=30 años.	4,47	110,80	***	3,63	104,71	***	2,79	105,03	***	1,14	100,56	***
>30 & <=35 años.	3,96	97,93	***	3,30	95,51	***	2,55	96,21	***	0,96	84,48	***
>35 & <=40 años.	3,87	95,97	***	3,42	98,53	***	2,43	92,05	***	1,14	100,94	***
>40 & <=45 años.	3,84	95,01	***	3,33	95,77	***	2,40	90,58	***	1,30	115,41	***
>45 & <=50 años.	4,50	111,26	***	3,96	114,33	***	3,03	114,09	***	1,12	99,33	***
>50 & <=55 años.	4,74	116,94	***	3,90	112,56	***	3,03	114,47	***	1,02	90,30	***
>55 años.	1,56	38,55	***	1,62	46,41	***	1,32	50,09	***	1,23	108,89	***
Salario neto/1000.												
<= 60 mil pts mes.	3,96	97,73	***	3,09	89,05	***	2,31	87,86	***	0,98	86,40	***
>60 & <=75 mil pts mes.	4,32	106,56	***	3,75	108,47	***	2,76	104,91	***	1,29	113,68	***
>75 & <=100 mil pts mes.	3,69	91,50	***	3,51	100,90	***	2,73	103,62	***	1,37	120,85	***
>100 & <=125 mil pts mes.	3,75	92,60	***	3,51	101,10	***	3,06	115,31	***	1,04	91,73	***
125 & <=150 mil pts mes.	4,05	100,20	***	3,99	114,66	***	3,63	137,70	***	1,18	104,65	***
>150 mil pts mes.	4,20	103,61	***	4,17	120,41	***	3,87	146,63	***	1,34	118,30	***
Nivel de prest./1000.												
>30 & >=40 mil pts mes.												
>40 & <=60 mil pts mes.	3,48	86,30	***	3,00	86,06	***	2,19	82,98	***	2,32	204,84	***
>60 & <=80 mil pts mes.	4,50	111,30	***	4,20	121,27	***	3,27	123,91	***	0,37	32,57	***
>80 & <=100 mil pts mes	8,13	201,20	***	7,14	205,66	***	6,21	234,99	***			
>100 mil pts mes.	23,70	586,45	***	16,41	473,02	***	15,03	568,65	***			

Leyenda. *** significatividad al 1%, ** significatividad al 5%; * significatividad al 10%.

Leyenda de la variable categoría laboral. 1. Ingenieros, licenciados, ingenieros técnicos peritos, ayudantes titulados, jefes de administración y taller; 2. Ayudantes no titulados y oficiales administrativos; 3. Subalternos; 4. Auxiliares administrativos; 5. Oficiales de 1ª y 2ª; 6. Oficiales de 3ª y especialistas; 7. Peones.

Tabla 4. Tasa bruta (tb) mensual de salida bajo el modelo tradicional y de la prórroga con datos de prestaciones. Febrero de 1987.

Variables.	Modelo tradicional.		Modelo de la prórroga.				
	PC	PC+PA	PC	PA			
				Duración potencial de las PC (meses)			
			3	6	12	24	
Cualquier individuo.	4,05	3,48	2,64	2,21	2,04	1,74	1,26
Género							
Varón.	5,25	4,83	3,72	3,22	2,97	2,52	1,96
Mujer.	2,22	1,77	1,29	1,09	1,06	0,99	0,89
Categoría laboral.							
1	6,09	5,73	5,04	3,3	3,15	2,62	2,03
2	2,94	2,61	2,13	1,59	1,54	1,41	1,21
3	4,47	4,35	3,18	3,53	3,14	2,65	2,04
4	3,18	2,73	2,01	1,88	1,78	1,61	1,35
5	4,74	4,26	3,21	2,92	2,7	2,32	1,83
6	3,54	2,91	2,28	1,59	1,54	1,41	1,21
7	3,54	3,39	2,37	2,05	1,94	1,74	1,44

Leyenda: Categoría profesional en tabla 3.

Tabla 5. Variables que presentan sensibilidad al estimar un modelo tradicional y de la prórroga con datos de PC y PA con una distribución gamma. Se omiten variables que no presentan sensibilidad en la estimación.

Variables	Modelo tradicional						Modelo de la prórroga.					
	PC			PC+PA			PC sec			PA sec		
	Exp(λ)	E.S.	Sign.	Exp(λ)	E.S.	Sign.	Exp(λ)	E.S.	Sign.	Exp(λ)	E.S.	Sign.
Género (Mujer).	0,419	0,018	***	0,403	0,028	***	0,497	0,022	***	0,339	0,027	***
Edad												
Entre 30-35 años.	1,103	0,074		1,061	0,110		1,126	0,080	*	1,072	0,125	
Categoría laboral.												
1	1,466	0,101	***	1,275	0,178	**	1,326	0,092	***	1,042	0,175	
2	0,828	0,054	***	0,836	0,098		0,880	0,057	**	0,789	0,104	*
3	1,000	0,087		1,439	0,185	***	0,974	0,085		1,305	0,192	*
4	0,836	0,056	***	1,010	0,104		0,835	0,056	***	0,958	0,110	
6	0,842	0,044	***	0,779	0,070	***	0,882	0,046	***	0,725	0,073	***
7	0,786	0,039	***	0,757	0,058	***	0,747	0,037	***	0,708	0,057	***
Nivel de prestaciones. (TVC)	1,002	0,002		0,921	0,003	***	1,005	0,002	**	0,860	0,016	***
Salario neto último empleo.	0,998	0,001	***	1,013	0,002	***	0,997	0,002		1,008	0,002	***
Regiones												
Asturias.	0,989	0,099		1,235	0,169		1,021	0,105		1,358	0,204	**
Cantabria.	1,268	0,126	***	1,311	0,203	*	1,381	0,141	***	1,286	0,231	
Castilla León.	0,966	0,084		0,806	0,102	*	1,073	0,098		0,765	0,114	*
Castilla La Mancha.	1,421	0,155	***	1,016	0,169		1,486	0,164	***	0,988	0,181	
Galicia.	1,065	0,087		0,982	0,119		1,155	0,098	***	1,061	0,153	
C. Madrid.	1,083	0,088		1,143	0,139		1,184	0,101	**	1,128	0,156	
Navarra.	2,230	0,234	***	1,545	0,357	**	2,410	0,262	***	1,076	0,400	
País Vasco.	1,674	0,195	***	1,588	0,329	**	1,741	0,207	***	1,453	0,366	
La Rioja.	1,629	0,359	***	2,353	0,818	***	1,771	0,393	***	2,301	0,977	**
Parámetro Gamma (s^2).	5,85e-06	0,000	***	4,1e-07	0,000	***	3,258e-07	0,000	***	5,11e-07	0,000	***
Muestra (censura).	12.068(69,4)			12.068(59,8)			12.068(43,1)			3158(63,36)		
Log Función verosimilitud.	-14543,923			-5148,613			-11425,812			-5148,613		

Leyenda. Categoría profesional en tabla 3. TVC significa regresores que varían en el tiempo.

Tabla 6. Estimaciones del modelo de la prórroga para procesos estocásticos discretos controlando la heterogeneidad inobservada con una distribución gamma.

Variables	Prestaciones contributivas.			Prestaciones Asistenciales.		
	Exp(b)	E.S.	Sign.	Exp(b).	E.S.	Sign.
mes 1	0,327	0,005	***	0,573	1,239	
mes 2	0,058	0,009	***	4,014	1,886	
mes 3	0,021	0,003	***	3,348	1,577	
mes 4	0,052	0,008	***	2,925	1,361	
mes 5	0,037	0,006	***	2,332	1,083	
mes 6	0,014	0,002	***	1,999	0,933	
mes 7	0,024	0,004	***	1,541	0,726	
mes 8	0,028	0,005	***	1,989	0,911	
mes 9	0,022	0,004	***	2,757	1,248	
mes 10	0,016	0,003	***	1,470	0,680	
mes 11	0,011	0,003	***	1,820	0,835	
mes 12	0,014	0,003	***	2,267	1,029	
mes 13	0,017	0,004	***	1,845	0,843	
mes 14	0,015	0,003	***	1,941	0,890	
mes 15	0,016	0,003	***	1,534	0,713	
mes 16	0,022	0,005	***	2,309	1,056	
mes 17	0,021	0,004	***	2,865	1,309	
mes 18	0,008	0,002	***	2,082	0,979	
mes 19	0,022	0,005	***	4,092	2,101	
mes 20	0,017	0,005	***	1,573	2,023	
mes 21	0,010	0,003	***	3,160	1,711	
mes 22	0,010	0,003	***	3,893	2,102	
mes 23	0,014	0,003	***	1,846	1,174	
>= mes 24	0,003	0,001	***	2,548	3,306	
Género (Mujer).	0,497	0,022	***	0,339	0,027	***
Edad						
Entre 18-25 años.	1,295	0,094	***	1,488	0,181	***
Entre 25-30 años.	1,289	0,087	***	1,281	0,140	**
Entre 30-35 años.	1,126	0,080	*	1,072	0,125	
Entre 35-40 años.	1,046	0,081		1,034	0,130	
Entre 40-45 años.	-	-	-	-	-	-
Entre 45-50 años.	1,029	0,092		1,076	0,152	
Entre 50-55 años.	1,003	0,089		0,822	0,130	
Más de 55.	0,410	0,038	***	0,602	0,100	***
Categoría laboral.						
1	1,326	0,092	***	1,042	0,175	
2	0,880	0,057	**	0,789	0,104	*
3	0,974	0,085		1,305	0,192	*
4	0,835	0,056	***	0,958	0,110	
5	-	-	-	-	-	-
6	0,882	0,046	***	0,725	0,073	***
7	0,747	0,037	***	0,708	0,057	***
Cargas familiares (con)	1,162	0,046	***			
Fin de contrato.	0,950	0,065		1,052	0,176	
Dur. hasta agotam. TVC,días/10.	1,047	0,003	***	1,042	0,009	***
(Dur. hasta agotam)² TVC, días /100.	0,999	0,000	***	0,999	0,000	***
Nivel de prestaciones (miles pts /mes), TVC.	1,005	0,002	**	0,860	0,016	***
Salario neto último empleo (miles pts /mes).	0,997	0,002		1,008	0,002	***

Continuación tabla 6.

Variables	Prestaciones contributivas.			Prestaciones Asistenciales.		
	Exp(b)	E.S.	Sign.	Exp(b).	E.S.	Sign.
Regiones						
Andalucía.	0,880	0,074		0,896	0,111	
Aragón.	0,940	0,133		0,996	0,188	
Asturias.	1,021	0,105		1,358	0,204	**
Baleares.	1,022	0,141		0,924	0,198	
Canarias.	1,032	0,150		1,216	0,277	
Cantabria.	1,381	0,141	***	1,286	0,231	
Castilla León.	1,073	0,098		0,765	0,114	*
Castilla La Mancha.	1,486	0,164	***	0,988	0,181	
Cataluña.	-	-	-	-	-	-
C. Valenciana.	0,889	0,099		0,907	0,157	
Extremadura.	1,249	0,228		1,167	0,377	
Galicia.	1,155	0,098	***	1,061	0,153	
C. Madrid.	1,184	0,101	**	1,128	0,156	
Murcia.	1,075	0,212		0,927	0,344	
Navarra.	2,410	0,262	***	1,076	0,400	
País Vasco.	1,741	0,207	***	1,453	0,366	
La Rioja.	1,771	0,393	***	2,301	0,977	**
Parámetro Gamma (s^2).	3,258e-07	0,000	***	5,11e-07	0,000	***
Muestra (censura).	12068(43.1)			3158(63,36)		
Log. Función verosimilitud.	-14834,572			-5148,613		

Leyenda. Categoría profesional en tabla 3. TVC significa regresores que varían en el tiempo.
 *** variable significativa al 1%, ** variable significativa al 5%; * variable significatividad al 10%.

Figura 1. Tipo de duración del desempleo de los perceptores de prestaciones contributivas (PC) y asistenciales (PA) con datos administrativos.

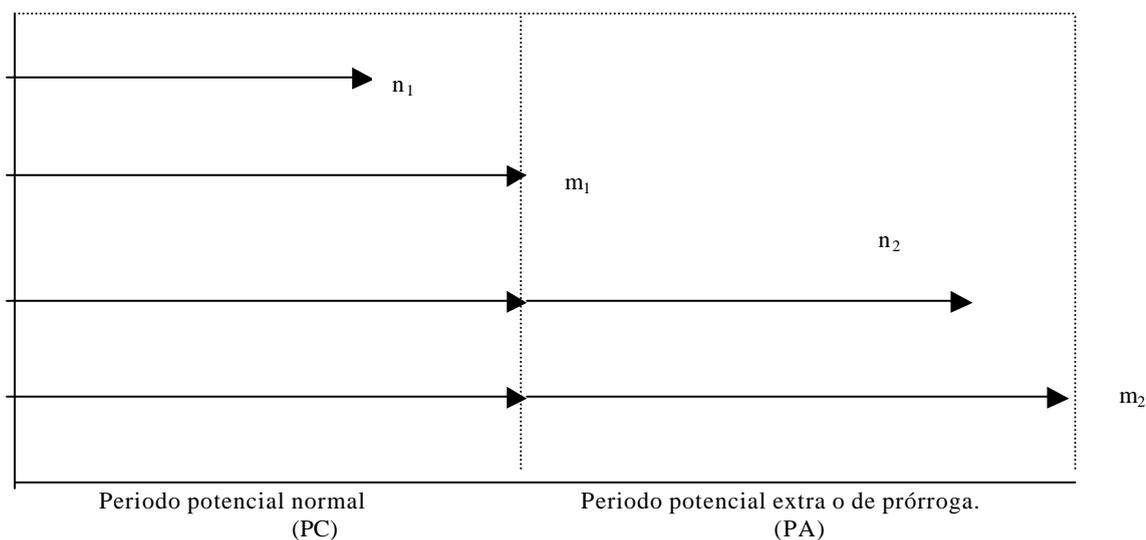


Figura 2. Tasa de salida empírica desde el desempleo de los parados bajo el modelo tradicional (PC) y de la prórroga (PC sec) con datos de PC.

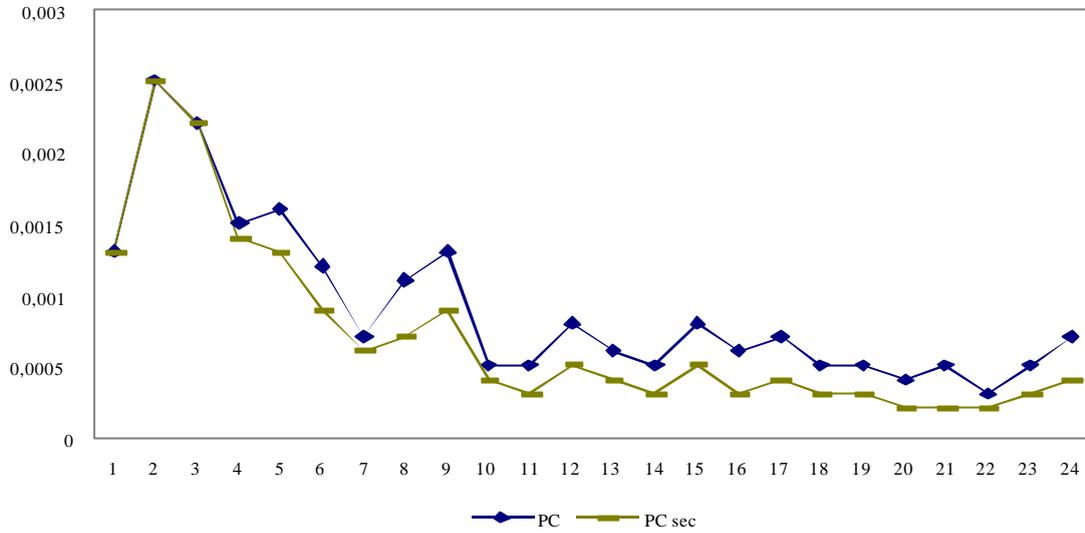


Figura 3. Tasa de salida estimada desde el desempleo bajo el modelo tradicional (PC) y de la prórroga (PC sec) con datos de PC.

