
Protección por desempleo y duración del paro en tiempo de crisis: el caso de Asturias

Juan Francisco Canal Domínguez
César Rodríguez Gutiérrez

Consejo Económico y Social del Principado de Asturias
Colección de estudios
Número 17

Composición del Jurado de la Novena Edición del Premio de Investigación del Consejo Económico y Social del Principado de Asturias

Presidente:

D. Nicolás Álvarez Álvarez, Presidente del CES

Vocales:

D. José María García Blanco, Catedrático de Sociología de la Universidad de Oviedo

D. Joaquín García Murcia, Catedrático de Derecho del Trabajo y la Seguridad Social de la Universidad Complutense de Madrid

D. Esteban Fernández Sánchez, Catedrático de Organización de Empresas de la Universidad de Oviedo y miembro del Pleno del CES

D. Javier Suárez Pandiello, Catedrático de Economía Aplicada de la Universidad de Oviedo

Secretaría:

Dña. Blanca García Méndez, Secretaria General del CES

Todos los derechos reservados. Prohibida la reproducción total o parcial de esta obra por cualquier procedimiento (ya sea gráfico, electrónico, óptico, químico, mecánico, fotocopia, etc.) y el almacenamiento o transmisión de sus contenidos en soportes magnéticos, sonoros, visuales o de cualquier otro tipo sin permiso expreso del editor.

La responsabilidad de las opiniones expresadas en las publicaciones editadas por el CES incumbe exclusivamente a sus autores y su publicación no significa que el Consejo se identifique con las mismas.

Edita: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias, 2014

Plaza de la Paz, 9 - 1º

33006 Oviedo (Asturias)

Teléfono: 98 527 07 15 - Fax: 98 523 78 13

Web: <http://www.cesasturias.es>

E-mail: correo@cesasturias.es

DL AS 00265-2014

ISBN: 978-84-922377-2-2

Impreme: Gráficas Summa, S.A. (Polígono industrial de Silvota, Llanera-Asturias)

Diseño y maquetación: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias



Protección por desempleo y duración del paro en tiempo de crisis: el caso de Asturias

Juan Francisco Canal Domínguez
César Rodríguez Gutiérrez

Agradecimiento a Cajastur

Agradecemos la inestimable colaboración de la Obra Social y Cultural de Cajastur, por haber hecho posible con su contribución la continuidad de este Premio de Investigación.

En tiempos de restricciones presupuestarias, la decidida apuesta de esta Institución por el Consejo Económico y Social nos ha permitido la convocatoria y concesión de esta novena edición.

Agradecimientos

Los autores deseamos agradecer al Servicio Público de Empleo del Principado de Asturias, especialmente a su Director, José Luis Álvarez Alonso, el habernos facilitado los datos que han permitido llevar a cabo esta investigación, tarea a la que varios miembros de dicho organismo han dedicado generosamente su tiempo y esfuerzo. También agradecemos a Marta Franch Camino, becaria de la Universidad de Oviedo, su colaboración en el manejo de la base de datos. Finalmente, gracias también al Consejo Económico y Social del Principado de Asturias por hacer posible esta publicación.

"En el mundo hay algunos que no saben nada y estudian para saber, y estos tienen buenos deseos y vano ejercicio, porque al cabo solo les sirve el estudio de conocer cómo toda la verdad la quedan ignorando"

Francisco de Quevedo, "Prosa satírica"

ÍNDICE

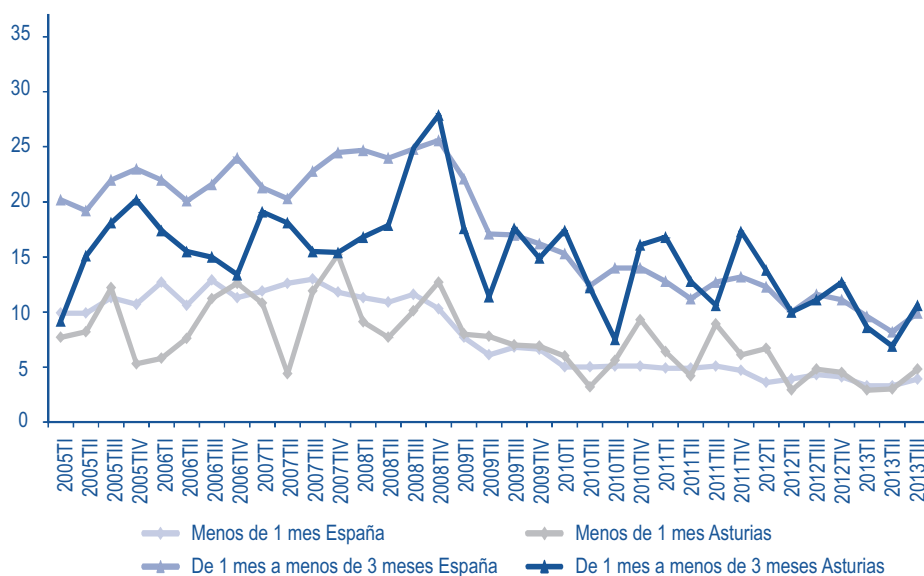
1. INTRODUCCIÓN	13
2. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA DE LA RELACIÓN ENTRE PRESTACIONES POR DESEMPLEO Y TASA DE PARO	15
3. UNA PANORÁMICA DE LA LITERATURA SOBRE LOS EFECTOS DE LAS PRESTACIONES POR DESEMPLEO	17
4. EL SISTEMA ESPAÑOL DE PROTECCIÓN POR DESEMPLEO	27
4.1. Normativa actual	27
4.2. Evolución reciente del número de perceptores de prestaciones por desempleo	29
5. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LAS PRESTACIONES SOBRE LA DURACIÓN DEL PARO EN EL CASO DE ASTURIAS	37
5.1. Principales características de la base de datos	37
5.2. Funciones de supervivencia en el desempleo y tasas de salida empíricas al empleo ..	49
5.3. Estimación de los modelos de duración del desempleo	58
6. CONCLUSIONES	75
APÉNDICE METODOLÓGICO	79
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	85

1. INTRODUCCIÓN

En los años inmediatamente anteriores al inicio de la crisis económica actual, España había logrado reducir progresivamente sus tasas de desempleo hasta alcanzar unos valores cercanos al 8 por ciento, cifra ligeramente superior a la media de los países de la zona euro. Sin embargo, desde comienzos del año 2008 la tasa de paro ha ido creciendo de forma progresiva hasta situarse por encima del 25 por ciento en 2013, cifra que representa más del doble de la media europea y que solo era superada por Grecia. Este dato evidencia claramente que el problema del desempleo es el principal reto que debe afrontar España en los próximos años. Pero, no solo hay más trabajadores en situación de desempleo en términos relativos en nuestro país que en el conjunto de la Unión Europea, sino que su permanencia en esa situación también se ha visto fuertemente incrementada. Como se observa en las Figuras 1.1 y 1.2, tanto en el caso español como en el asturiano, los porcentajes de parados que tienen periodos de búsqueda de empleo inferiores al mes o entre uno y tres meses han disminuido drásticamente desde el comienzo de la crisis, a la vez que ha crecido sensiblemente el porcentaje de desempleados que indican periodos de búsqueda superiores a un año (desempleados de larga duración). En este sentido, cabe resaltar especialmente el incremento experimentado por el porcentaje de desempleados que llevan en esa situación más de dos años, que ha alcanzado cifras cercanas al 35 por ciento en el año 2013.

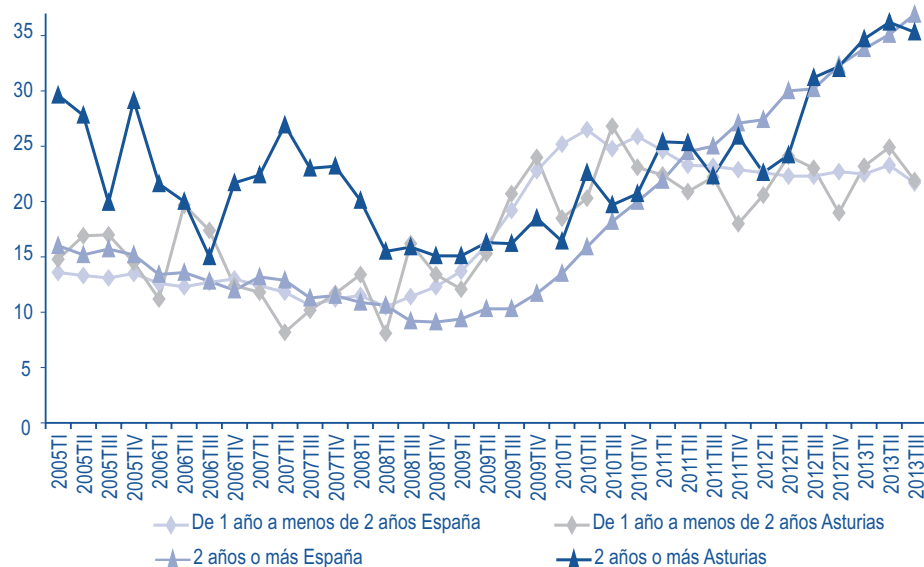
En suma, los incrementos tanto del nivel como de la tasa de paro han ido acompañados de un aumento en la duración de los periodos de desempleo, lo que ha supuesto una caída permanente de los ingresos de los desempleados que agrava aún más las consecuencias de la crisis. En un contexto de recesión económica como el actual, el tradicional debate sobre el papel que desempeña el sistema de prestaciones por desempleo como condicionante de la búsqueda de empleo ha vuelto a los foros económicos con bastante fuerza. De hecho, algunas de las medidas puestas en marcha en la última reforma laboral del año 2012 se han focalizado en este punto (por ejemplo, la reducción de la cuantía de las prestaciones por desempleo y el retraso en la edad de acceso al subsidio para mayores de 52 años hasta los 55 años). Por este motivo, en el contexto actual es especialmente relevante responder a la siguiente pregunta: ¿ha contribuido el modelo español de prestaciones por desempleo al aumento del paro en los años de crisis económica o, por el contrario, ha sido neutral en términos de destrucción de empleo? La presente investigación pretende aportar alguna evidencia empírica para responder a esta cuestión, utilizando información estadística referida al caso de Asturias.

Figura 1.1. Porcentajes de parados con tiempos de búsqueda de empleo inferiores a uno y tres meses. España y Asturias, 2005TI-2013TIII



Fuente: Encuesta de Población Activa. Instituto Nacional de Estadística

Figura 1.2. Porcentajes de parados con tiempos de búsqueda de empleo superiores a uno y dos años. España y Asturias, 2005TI-2013TIII



Fuente: Encuesta de Población Activa. Instituto Nacional de Estadística

2. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA DE LA RELACIÓN ENTRE PRESTACIONES POR DESEMPLEO Y TASA DE PARO

Los sistemas de protección al desempleo surgen como un servicio público que el Estado ofrece a sus ciudadanos para asegurarse frente a posibles pérdidas de empleo. La necesidad de esta protección pública se fundamenta en el hecho de que los individuos pueden no disponer de información suficiente para predecir posibles periodos futuros de desempleo que afecten a sus flujos de rentas, y/o pueden no poseer los conocimientos necesarios para analizar dicha información de manera adecuada, por lo que surge la necesidad de asegurarse contra esa eventualidad. En principio, la pérdida de empleo podría ser asegurada por una compañía privada si la información manejada por ambas partes fuese simétrica. Pero, en este caso concreto se dan problemas serios de asimetría en la información y de riesgo moral que dificultan la aparición de un mercado privado de seguros frente al desempleo. La razón última es que la aseguradora no puede saber si el asegurado hace todo lo posible para evitar un despido y cobrar así una prestación. Ello lleva a que sea el Estado quien de manera subsidiaria realice esta función de aseguramiento frente al desempleo con carácter universal y obligatorio (Toharia *et al.* 2009).

El análisis de los efectos de los sistemas de protección por desempleo sobre los niveles de paro y su duración tiene una larga tradición en la literatura económica, tanto desde un enfoque macroeconómico como microeconómico. Desde el punto de vista de la macroeconomía, el interés se centra en analizar los efectos de las prestaciones por desempleo sobre los niveles y las tasas de paro. El escenario de análisis teórico más habitual supone la existencia de poder de mercado por parte de las empresas, tanto en los mercados de bienes y servicios como de trabajo, y la formación de salarios mediante negociación colectiva¹. En esta negociación los trabajadores obtendrían salarios por encima de los competitivos haciendo uso de su poder de negociación, lo que sería posible gracias al poder de mercado de la empresa en el mercado de bienes. El salario final de equilibrio sería función de una serie de variables entre las que destacan componentes institucionales, como, por ejemplo, las prestaciones por desempleo. En este escenario, una elevación de las prestaciones generaría un aumento del poder de negociación sindical, dado que el salario de reserva del trabajador (el ingreso alternativo del trabajador si perdiera el empleo) sería mayor y, por tanto, el riesgo de padecer una pérdida de ingresos en caso de despido sería menor. Este aumento del poder de negociación se reflejaría en mayores salarios de equilibrio y, en consecuencia, en mayores tasas de paro.

¹ Véase, por ejemplo, Blanchard *et al.* (2012).

Este efecto negativo puede ser contrarrestado por otros efectos positivos relacionados con la productividad y la participación en el mercado de trabajo. Respecto al primero, las prestaciones mejoran los ingresos de los desempleados, reduciendo los costes de búsqueda. De este modo, la percepción de una prestación por desempleo permite al parado dedicar más tiempo a la búsqueda de empleo, con lo que se mejora el proceso de selección de un puesto de trabajo, garantizándose un mejor ajuste entre oferta y demanda (en términos de una mayor adecuación de las características del trabajador al puesto que finalmente ocupará). Todo ello redundará en una mayor estabilidad en el empleo y en una mayor productividad. Respecto al segundo efecto positivo, el modelo de prestaciones genera un claro incentivo a participar en el mercado de trabajo, dado que el derecho a la percepción de la prestación se genera en función del periodo de tiempo de permanencia en el empleo. La suma de ambos efectos positivos contribuiría a la reducción de la tasa de paro.

En cuanto al enfoque microeconómico de la relación entre prestaciones y desempleo, la aproximación tradicional se basa en el estudio de la función de probabilidad (*hazard function*) asociada a la obtención de un empleo, probabilidad que se hace depender del tiempo que el individuo lleva en el desempleo. Esta probabilidad está formada por dos componentes que no pueden ser observados por separado empíricamente: la probabilidad de encontrar una oferta de empleo y la probabilidad de aceptar dicha oferta. El primero de los componentes se determina, a su vez, por el esfuerzo que el individuo muestre en la búsqueda de empleo y la probabilidad de que un empresario oferte una vacante en una empresa. Por su parte, la probabilidad de aceptar una oferta depende inversamente del salario de reserva del individuo (Gonzalo, 2002). En este punto (determinación del salario de reserva) vuelve a ser trascendental la existencia de prestaciones por desempleo y su cuantía. La teoría económica establece que la percepción de prestaciones por desempleo eleva el salario de reserva, alargando el momento de la salida del desempleo. Sin embargo, también podría argumentarse, como ya se apuntó anteriormente, que el cobro de prestaciones por desempleo mejora el proceso de búsqueda, ya que el hecho de recibir una prestación permite al desempleado afrontar los costes asociados a un proceso de búsqueda más sistemático. Por lo tanto, desde el punto de vista microeconómico, las prestaciones por desempleo tienen un efecto ambiguo en la duración del paro (Ahn y Ugidos, 1995)².

En suma, el análisis económico no es concluyente a la hora de predecir el efecto que ejercen las prestaciones por desempleo sobre el nivel de paro y su duración, dada la diversidad de situaciones, de tipos de prestaciones y de cuantías. Por ello, han de ser los datos (es decir, el análisis empírico) los que permitan establecer las oportunas conclusiones en función del ciclo económico, del país y del modelo de prestaciones que legalmente se haya establecido.

² En cualquier caso, con independencia del cobro o no de prestaciones, los trabajadores que posean cierto nivel de cualificación serán conscientes de la pérdida de capital humano que experimentarán si alargan sus periodos de paro, con la consiguiente caída en su productividad, acceso a salarios más bajos y, por lo tanto, a futuras prestaciones por desempleo más reducidas, por lo que tendrán un claro incentivo para encontrar un puesto de trabajo (véase, Mortensen, 1977).

3. UNA PANORÁMICA DE LA LITERATURA SOBRE LOS EFECTOS DE LAS PRESTACIONES POR DESEMPLEO

Existe una abundante literatura centrada en el análisis del efecto de los sistemas de protección por desempleo sobre la duración de los periodos de paro en el ámbito internacional³. En general, la evidencia empírica apunta hacia la existencia de una relación negativa entre el hecho de recibir una prestación por desempleo y la probabilidad de encontrar un empleo, de modo que dicha probabilidad disminuiría conforme se alargara el período de prestaciones. Sin embargo, hay también algunos estudios que no encuentran una relación significativa entre ambos fenómenos. Así, Hujer y Schneider (1989) en el caso alemán o Groot (1990) en el holandés, no encuentran ningún efecto significativo de las prestaciones por desempleo sobre la duración del mismo; pero incluso otros, como Wadsworth (1991) en el caso británico, encuentran que el hecho de recibir prestaciones contribuye a reducir la duración del paro. Finalmente, considerando la cuestión de la duración de las prestaciones, Fallick (1991) y Narendranathan y Stewart (1993) observan para el Reino Unido que el efecto negativo de las prestaciones sobre la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo decrece según aumenta la duración del paro.

En el caso español, la cuantía y la persistencia de nuestro desempleo ha generado una extensa literatura económica que trata de explicar sus causas, analizando, entre otras cuestiones, el efecto del sistema de prestaciones por desempleo. Un primer grupo de investigaciones, el más reducido, enfoca el estudio tratando de estimar el efecto de la cuantía y la duración de las prestaciones sobre los dos componentes de la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo, la intensidad en la búsqueda de un puesto de trabajo y la disposición a aceptar una oferta de trabajo, por separado. Entre estos estudios se pueden citar los artículos de García y Toharia (2000), Garrido y Toharia (2004) y Toharia y Cebrián (2008). Aunque son varias las conclusiones que se obtienen en estos trabajos, se destilan en ellos algunas reflexiones importantes. En primer lugar, si bien todo sistema de protección por desempleo puede generar desincentivos a la búsqueda de empleo, paradójicamente, dada la definición que la *Encuesta de Población Activa* (EPA) (fuente utilizada en alguno de estos estudios) hace del parado, el efecto inmediato de las prestaciones es una reducción en la tasa de paro, ya que los

³ Véanse, por ejemplo, Ham y Rea (1987), Katz y Meyer (1990), Van den Berg (1990), Atkinson y Micklewright (1991), Narendranathan y Stewart (1993), Carling *et al.* (1996), Stancanelli (1999), Bratberg, y Vaage (2000), Grubb (2000), Klepinger *et al.* (2002), Jurajda (2003), Fitzenberger y Wilke (2004), Ashenfelter *et al.* (2005), Van Ours y Vodopivec (2006), Boone y Van Ours (2006), Card *et al.* (2007), Lalive (2007 y 2008), Van Ours y Vodopivec (2008), Boone *et al.* (2009), Caliendo *et al.* (2009), Deroyon y Le Barbanchon (2012).

individuos desempleados que disminuyan la intensidad de su búsqueda de empleo pueden ser excluidos del colectivo de parados para ingresar en el de inactivos. En segundo lugar, en términos generales las prestaciones por desempleo no parecen afectar significativamente a la intensidad de la búsqueda activa de empleo. Por lo tanto, si la percepción de prestaciones no influye en la búsqueda de empleo, el efecto negativo de las mismas sobre la probabilidad de encontrar un empleo vendría determinado por una menor probabilidad de aceptar cualquier oferta que llegara al parado. En este sentido, García y Toharia (2000) observan que a la hora de aceptar un empleo con determinadas condiciones, los perceptores de prestaciones parecen mostrar una menor disponibilidad, alargando así la duración del desempleo y reduciendo la probabilidad de salida del desempleo.

Sin embargo, la mayoría de los trabajos publicados utilizan modelos de duración de la búsqueda de empleo que normalmente no distinguen entre los dos componentes anteriormente mencionados. En dichos modelos de duración, si dividimos la corriente continua de tiempo en periodos discretos (en semanas o meses, por ejemplo) y suponemos, por simplicidad, que el salario es la variable básica de decisión a la hora de aceptar o rechazar una oferta de empleo, dado un nivel de esfuerzo del individuo en la búsqueda de empleo (recordemos que la percepción de prestaciones no parece ejercer efecto alguno sobre la intensidad de búsqueda), al final de cada periodo de búsqueda el desempleado deberá decidir si acepta la oferta con el salario más alto, sigue buscando en el siguiente periodo o abandona el mercado de trabajo. Recordemos que la regla de decisión es el salario de reserva, y que las prestaciones por desempleo elevan dicho salario de reserva al actuar como un coste de oportunidad (Gonzalo, 2002). Si el salario de reserva se eleva, el individuo será más reticente a aceptar las ofertas que le lleguen, por lo que la probabilidad de aceptar un puesto de trabajo se verá reducida. En este contexto, el modelo desarrollado por Mortensen (1977) llega a tres conclusiones básicas, que han sido tomadas como hipótesis a contrastar en la mayoría de las investigaciones: un incremento en la cuantía de las prestaciones o en su duración disminuye la probabilidad de encontrar un empleo; la probabilidad de encontrar un empleo aumenta conforme se acerca el final del periodo de prestaciones; y la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo es la misma para los desempleados que no perciben prestaciones que para aquellos que ya la han agotado.

Sin embargo, tal como señalan Toharia *et al.* (2010), este razonamiento simplista, basado en comparar las probabilidades de encontrar un puesto de trabajo que tienen los individuos que perciben prestaciones y los que no las perciben, no considera que, por una parte, el valor monetario de dichas prestaciones normalmente decrece a medida que se va agotando el periodo de prestación, por lo que la probabilidad de aceptación de un puesto de trabajo variará entre los distintos grupos de perceptores dependiendo del tiempo de prestación a que tienen derecho. Por otra parte, normalmente existen diversos tipos de prestaciones que se diferencian tanto en la cuantía monetaria como en el periodo de tiempo de prestación a que se tiene derecho, por lo que es de esperar que sus efectos sobre la probabilidad de encontrar un empleo difieran entre sí.

Citando por orden cronológico los trabajos que en nuestro país han basado su análisis en los modelos de duración, cabe destacar, en primer lugar, los artículos de Alba y Freeman (1990) y Ahn y

Ugidos (1995). Los primeros, utilizando información proveniente de la *Encuesta de Calidad y Vida en el Trabajo* (ECVT) de 1985, llegan a la conclusión de que la protección por desempleo incrementa sustancialmente la duración de los periodos de paro (la probabilidad de salir del paro cae con la duración de las prestaciones y aumenta considerablemente después de que las prestaciones se agotan), de tal forma que la duración del paro es un 30 por ciento mayor entre los que perciben prestaciones. Por su parte, Ahn y Ugidos observan la existencia de un efecto claramente negativo de las prestaciones por desempleo sobre la probabilidad de dejar el desempleo. Sin embargo, este efecto es mayor cuando nos referimos a la transición hacia la inactividad que hacia el empleo. Esto parece sugerir que mucha gente que decide dejar el mercado de trabajo espera a agotar las prestaciones, a pesar de que la regulación sobre prestaciones exige al individuo buscar activamente empleo. Sin embargo, la base de datos utilizada en estos casos puede introducir sesgos y sobrestimar el efecto negativo de las prestaciones sobre la probabilidad de encontrar un empleo, ya que no se dispone de la cuantía de la prestación, ni se puede distinguir entre los distintos tipos de prestaciones. Además, dado que los individuos deben responder sobre acontecimientos pasados, se pueden cometer errores por la inexactitud de los datos recopilados.

Alba (1999) realiza el primer trabajo de investigación donde se analizan transiciones del desempleo al empleo en lugar de historiales, como en su estudio efectuado a partir de la ECVT. Para ello, utiliza los datos de la EPA correspondientes al periodo 1987-1995, distinguiendo dos tipos de salidas del paro para los varones: hacia el empleo y hacia la inactividad. Entre los resultados obtenidos, cabe destacar que aquéllos que perciben prestaciones presentan una probabilidad de salida hacia el empleo menor que aquéllos que están registrados en las oficinas de empleo sin prestaciones (también tienen una probabilidad de salida hacia la inactividad más baja). Además, en los años posteriores a la crisis de 1993 (1994 y 1995) se observa un efecto negativo menor que el correspondiente al año 1993. La explicación puede deberse al efecto de los cambios introducidos en 1992 en el sistema de prestaciones por desempleo, que redujeron su cuantía. Al igual que en el caso de la ECVT, la información de la EPA presenta importantes limitaciones a la hora de estudiar el efecto de las prestaciones, ya que no permite identificar el tipo de prestación ni la cuantía de las mismas.

Utilizando también como fuente de información los datos de varones que proporciona la EPA para el periodo 1987-1994, Bover *et al.* (2002) encuentran que la percepción de prestaciones reduce la salida del paro, aunque el efecto no es constante en el tiempo, alcanzando su valor máximo a los tres meses, para ir disminuyendo hasta desaparecer a los nueve meses⁴. Respecto a la definición

⁴ Este resultado ya había sido adelantado por Toharia (1998). Utilizando la duración del desempleo en el periodo anterior, estima el tiempo de prestación al que tiene derecho el individuo, obteniendo que los parados que declaran no cobrar prestaciones pero cuyo último empleo duró como máximo un año muestran una probabilidad mayor de salir hacia el empleo; los que sí declaran cobrarlas y su último empleo duró entre dos y cinco años no muestran diferencias significativas; y los que cobran y su último empleo duró seis años o más (máxima duración de prestaciones) tienen una probabilidad claramente menor de salir hacia el empleo (y lo mismo sucede con quienes no cobran y su último empleo duró dos o más años, y los que dejaron el empleo hace más de ocho años). En resumen, las prestaciones por desempleo parecen ejercer una influencia negativa clara en la probabilidad de salir del paro en los trabajadores que estuvieron mucho tiempo en su empleo anterior (coincidente también con Cebrián *et al.* 1995, 1996).

de la variable prestaciones, los autores establecen la hipótesis de que si un individuo declara cobrarlas en algún momento (en alguno de los trimestres en que se le observa en situación de desempleo), las están cobrando desde el principio, hipótesis que según Toharia y Cebrián (2008) puede llevar a sobreestimar la influencia de las prestaciones. Por otra parte, al igual que Alba (1999), los autores encuentran que la proporción de individuos que declaran no percibir prestaciones es muy elevada, relacionando este hecho con el auge del trabajo temporal, que lleva a que los trabajadores entren y salgan del empleo muy deprisa, quedando, por lo tanto, al margen del sistema de protección. De ser cierta esta hipótesis, la reducción de las prestaciones podría no tener un efecto beneficioso en los niveles de desempleo⁵.

Cantó y Toharia (2003) utilizan la EPA enlazada del periodo 1992-2003 para contrastar las conclusiones de Bover *et al.* (2002). A la luz de los resultados, y partiendo de la reflexión de Bover *et al.* sobre el problema de la elevada rotación del trabajo temporal, concluyen que si quienes no reciben prestaciones encuentran rápidamente empleo, entonces las prestaciones deben considerarse como un factor negativo en el proceso de salida a corto plazo. Pero si, con el paso del tiempo, quienes han encontrado empleo bastante deprisa vuelven al paro y los que han encontrado empleo más despacio siguen su curso, su situación se igualará y la percepción de las prestaciones en el momento inicial no aparecerá como un factor relevante en un horizonte temporal que estiman en un año o año y medio.

Cebrián *et al.* (1995 y 1996) utilizan la base datos de origen administrativo HSIPRE (*Histórico del Sistema Integral de Prestaciones*), que permite, frente a la EPA y la ECVT, diferenciar entre tipos de prestaciones (contributivas y asistenciales) y disponer de la duración de las mismas. Sin embargo, al contrario de las dos bases de datos mencionadas, no se dispone de un grupo de control, es decir, no se incluye información sobre aquellos desempleados que no reciben prestaciones, además de excluir a aquellos que llegaron al desempleo voluntariamente o recibieron desde el principio prestaciones asistenciales (no contributivas). Con los datos del periodo 1984-1991, concluyen que la duración del derecho resulta una variable significativa en la explicación del proceso de salida del desempleo hacia el empleo, pero presentan evidencias de que este efecto es claramente heterogéneo y que depende del tipo de prestación y de su duración. Así, el efecto resulta significativo en el grupo de los perceptores de prestaciones contributivas, sobre todo en el caso de los que tienen el máximo derecho legal de 24 meses. En cuanto a la cuantía de la prestación en relación con el salario, esta variable no resulta significativa excepto para los perceptores con derechos de corta duración. Por otra parte, los autores observan la existencia de un notable nivel de desempleo recurrente: en torno al 30 por ciento de los perceptores vuelven a aparecer en el sistema en un plazo de dos años, proporción que se eleva a más del 50 por ciento si el intervalo de tiempo se amplía a 4 años.

⁵ Arranz y García Serrano (2004), a partir del *Histórico del Sistema Integral de Prestaciones*, y para el periodo 1987-1997 encuentran que los trabajadores que cesaron en el empleo debido a la finalización de su contrato presentan una mayor probabilidad de volver a emplearse con un contrato temporal y de recaer nuevamente en el desempleo.

Debido a la riqueza de información sobre la naturaleza de las prestaciones, tipología y cuantía, la base de datos HSIPRE ha sido utilizada en numerosos trabajos de investigación. Así, Jenkins y García Serrano (2004), con el fin de contrastar sus resultados con los obtenidos por Bover *et al.* (2002), seleccionan también a los varones para el periodo 1984-1991, concluyendo que el nivel de prestaciones ejerce un desincentivo relativamente pequeño en la probabilidad de encontrar empleo. Según los autores, una explicación se encontraría en las rigideces de nuestro mercado de trabajo, con unas tasas de paro estructural lo suficientemente elevadas como para generar salarios de reserva bajos que llevarían a aceptar la primera oferta de trabajo recibida. Observan también que la probabilidad de encontrar empleo aumenta conforme se llega al final del periodo de derecho, pero con un efecto pequeño (acorde con la evidencia empírica internacional). Por último, la probabilidad de encontrar un empleo es mayor para los que entraron en el sistema de prestaciones procedentes de un contrato temporal.

Por su parte, Arranz y Muro (2004a), para el periodo 1987-1997 y centrándose en los jóvenes (menores de 35 años) presentes en el HSIPRE, analizan las causas de la recurrencia en el desempleo cobrando prestaciones, y encuentran que tanto las historias laborales de los individuos como las condiciones locales/regionales del mercado de trabajo son factores explicativos relevantes. No encuentran influencia alguna de la tasa de reposición de las prestaciones sobre la probabilidad de paro, mientras que cuanto mayor es la duración potencial de las prestaciones mayor es la duración efectiva de los periodos de paro.

Estos mismos autores (Arranz y Muro, 2004b y 2007) en un nuevo análisis sobre prestaciones y duración a partir de la misma fuente de información, ponen de manifiesto la necesidad, no solamente de una correcta especificación que recoja la heterogeneidad en los tipos de prestaciones, duración y cuantía, sino también de tener en cuenta la secuencia temporal que sigue la generación del derecho a las mismas. Según los autores, si observamos a nuevos entrantes en el sistema de cobertura por desempleo, una parte de ellos lo abandona al cabo de un tiempo porque encuentran un empleo, otra parte porque agotan la prestación contributiva, y otra parte la formará aquel grupo de individuos que tendrán prestaciones asistenciales porque tienen derecho a las mismas tras finalizar las contributivas. Por lo tanto, los modelos de duración deberían tener en cuenta no sólo la duración de la prestación, sino también el hecho de que las probabilidades de encontrar un empleo son secuenciales, al igual que la generación de los derechos a cada tipo de prestación. Siguiendo a los nuevos entrantes en el sistema de protección hasta que encuentran un empleo o agotan las prestaciones, observan que el efecto de las prestaciones por desempleo cambia considerablemente cuando se usa un modelo de duración que contiene sólo información de prestaciones contributivas, o de asistenciales como una mera prolongación del efecto de las contributivas, en lugar de un modelo de duración con un periodo extra que recoge secuencialmente el efecto de ambos tipos de prestaciones. Sus resultados sugieren que la tasa de salida aumenta cuando el periodo de prestaciones contributivas llega a su fin, mientras que en el caso de las asistenciales permanece constante o incluso se reduce ligeramente al finalizar estas. En cuanto a la cuantía de las prestaciones, las contributivas ejercen un efecto positivo durante los seis primeros meses para pasar a no influir desde ese

momento; en cambio, la cuantía de las asistenciales afecta negativamente a los tránsitos hacia el empleo.

Toharia *et al.* (2006), utilizando datos administrativos de parados registrados en el Servicio Público de Empleo encuentran que, aunque los perceptores de prestaciones muestran una probabilidad menor de salir al empleo que los no perceptores, este resultado se concentra entre quienes reciben la prestación asistencial y, sobre todo, entre los que reciben el subsidio de mayores de 52 años y la renta activa de inserción. También observan que, en media, quienes pierden un empleo y acceden al sistema de protección tienden a agotar las prestaciones y a estar cerca de un mes sin percibirlas antes de encontrar un empleo.

Alba *et al.* (2007) utilizan datos de la Seguridad Social que contienen información de todos los periodos de empleo y desempleo entre junio de 1999 y junio de 2002, emparejándolos con los datos provenientes del HSIPRE, para poder disponer de información sobre las prestaciones. De esta forma se puede conocer si el individuo recibió prestaciones al ser despedido, el tipo (contributiva o asistencial), el número de días garantizados y el número de días utilizados. La ventaja de utilizar datos de la Seguridad Social estriba en que permiten obtener información individual sobre todos los empleos mantenidos por el individuo durante el periodo de análisis. También es posible conocer detalladamente la duración del desempleo y distinguir entre encontrar un puesto de trabajo en la misma empresa o en una empresa distinta. Entre los resultados obtenidos, destaca que los desempleados que reciben prestaciones salen hacia el empleo más lentamente que quienes no las reciben. Este efecto es similar tanto para las prestaciones contributivas como para las no contributivas entre los parados que transitan hacia un nuevo empleo; sin embargo, difiere entre los que vuelven a su empleo anterior. La inclusión de una variable que interacciona la duración de las prestaciones con su cuantía permite comprobar que las probabilidades de encontrar un empleo aumentan con la duración del desempleo, quizá recogiendo el efecto incentivador para la búsqueda de empleo que suponen las limitaciones financieras del parado conforme se acaba su prestación.

Arranz *et al.* (2009) analizan el impacto de la duración de las prestaciones sobre el desempleo tras el cambio legislativo de 1992, que supuso un recorte tanto de la cuantía como de la duración de las prestaciones. Para ello, a partir de la información recogida en la EPA comparan las tasas de salida del desempleo de los grupos de parados que estaban cubiertos por el sistema antes y después de 1992. Además, utilizando datos del HSIPRE, construyen una muestra representativa de los trabajadores que entraron en el desempleo en determinados meses del periodo 1987-1997. Los resultados indican que los cambios legislativos tuvieron un efecto positivo sobre la tasa de salida del desempleo: una reducción del 10 por ciento en la cuantía de la prestación está asociada con un incremento del 5 por ciento en la tasa de salida del desempleo al empleo.

Toharia *et al.* (2009) realizan un estudio exhaustivo del sistema español de protección por desempleo, así como un análisis empírico a partir de la información recogida en la *Muestra Continua de Vidas Laborales* (MCVL) entre los años 2004 y 2007. Esta base de datos toma como referencia a

todas las personas que han tenido algún tipo de relación con la Seguridad Social. Para ellos se dispone de fecha de alta y de baja en los empleos que haya podido tener el trabajador, lo que permite conocer la duración de los episodios de empleo y de paro. Además, en el caso de las personas que perciben prestaciones por desempleo, es posible conocer la duración efectiva de los periodos de percepción de los distintos tipos de prestaciones. Entre los principales resultados, destaca que la tasa de salida hacia el empleo es menor entre los que reciben prestaciones, por lo que los episodios de desempleo son más prolongados en caso de percepción. Más específicamente, la probabilidad de salida es más alta para los que reciben prestaciones contributivas que para los que perciben prestaciones asistenciales y, sobre todo, que para los que reciben el subsidio de mayores de 52 años. Además, cuanto más tiempo se haya pasado en el empleo anterior, más baja es la tasa de salida del paro hacia el empleo y más largo es el episodio de paro. Estos resultados abundan en la opinión de que la simple comparación entre perceptores y no perceptores oculta la heterogeneidad existente dentro del grupo de beneficiarios, no solo por el tipo de prestación sino también por la duración potencial del derecho. Por otro lado, estos autores consideran que el periodo de observación de la salida es importante, puesto que los no perceptores tienden a salir más rápidamente en el muy corto plazo, pero la proporción de salidas es igual al cabo de un año. En este sentido, al igual que en los trabajos de Toharia (1998) y Cantó y Toharia (2003) a partir de la EPA, se llega a la conclusión de que los beneficiarios con duraciones más prolongadas de su último empleo presentan probabilidades de salida hacia el empleo menores, y que los no perceptores tienden a salir más rápidamente en el corto plazo que los perceptores cuando se compara un trimestre con el siguiente, pero no cuando la ventana de observación es de un año o un año y medio.

Arranz *et al.* (2010) utilizan la EPA enlazada para el período 1992-2004 para estimar modelos de riesgo en competencia (dividiendo la muestra por sexos) con cuatro salidas del paro: hacia el empleo indefinido, hacia el empleo temporal, hacia el autoempleo y hacia la inactividad. Los resultados son similares a los obtenidos por Cantó y Toharia (2003), en el sentido de que la percepción de las prestaciones solo influye negativamente en la salida hacia el empleo temporal (para las mujeres) y, sobre todo, hacia el autoempleo, pero no hacia el empleo indefinido. Además, la percepción de prestaciones inhibe la transición hacia la inactividad tanto para varones como para mujeres. Cuando se interacciona la variable que recoge la percepción de prestaciones con la duración del último empleo (como método para aproximar la duración potencial de las prestaciones), se encuentra que los beneficiarios de larga duración son los que tienen tasas de salida al empleo temporal más bajas (para hombres y mujeres), y mayores probabilidades de salir hacia la inactividad (para hombres), no encontrándose un efecto negativo en la salida hacia el empleo permanente.

Arranz y García Serrano (2011), utilizando información de la MCVL para el periodo 2004-2007, estudian la relación entre el sistema de protección por desempleo, el uso masivo de contratos temporales y la recontractación en la misma empresa. Los resultados indican que la recontractación es algo muy común en nuestro mercado de trabajo, haciendo que muchos de los despedidos o cesados retornen a sus puestos de trabajo. La relativa generosidad de nuestro sistema de protección (sobre todo con los salarios bajos) y el uso extensivo de los contratos temporales facilitan la sucesión de

periodos cortos de desempleo y empleo, además de facilitar la recontractación por la empresa. Esa recontractación se estima en el 36 por ciento para los individuos que no perciben prestaciones y en el 29 por ciento para los que las reciben.

Gradín *et al.* (2012), en su estudio del impacto de la crisis sobre el mercado de trabajo de la Unión Europea, ponen énfasis en el hecho de que la crisis no solo ha incrementado los niveles de desempleo, sino también su duración en diferentes países de la UE (España, Grecia, Italia, Alemania, Polonia, Reino Unido, Francia y Portugal). Siguiendo la propuesta de Shorrocks (2009), sugieren una medida de la duración del desempleo que permite analizar la dinámica de las características del desempleo y, que para el caso de España, les permite identificar la transformación que ha experimentado la tipología del desempleo en nuestro país, pasando de una alta rotación entre las transiciones empleo-desempleo, a un desproporcionadamente elevado peso del paro de largo duración. Para ello utilizan series trimestrales del *European Labour Force Survey* elaborado por EUROSTAT, para el periodo 2007-2011. Concluyen que antes de la crisis la duración del desempleo era muy diferente por países, situándose en los extremos Alemania, con una duración media de 22 meses, y España, con una duración de 8 meses. Además, en España la proporción de desempleados recientes (menos de un mes) era del 20 por ciento, una proporción equivalente a aquellos cuya duración era de un año o más (21 por ciento). Sólo el 4 por ciento de los desempleados llegaba a los 4 años. Los autores consideran que la causa de estos periodos tan cortos de desempleo se encontraba en la elevada temporalidad de nuestro mercado de trabajo. Tras la crisis, los niveles de paro en España, Grecia y Portugal se han disparado, siendo el crecimiento del desempleo especialmente intenso en el caso de España debido a la enorme cantidad de empleo temporal acumulado. A su vez, la duración de los periodos de paro aumentó considerablemente debido al colapso del mercado de trabajo, creciendo de 7 a 14 meses en el periodo 2008 a 2011.

García Serrano *et al.* (2012) en su estudio sobre las prestaciones por desempleo y la duración de los periodos de paro, ponen especial atención en los diferentes métodos para la medición de la duración del paro, así como en las fuentes de datos más importantes y en sus limitaciones a la hora de realizar una medición fiable de dicha duración (datos del Servicio Público de Empleo-SEPE, EPA y MCVL). A partir de la información extraída de cada base de datos, concluyen que la rotación en el mercado de trabajo siguió siendo relevante después de la crisis (a lo largo del periodo 2008-2011), si bien la ralentización de los movimientos dio lugar a un incremento de la duración del desempleo.

Por último, un artículo reciente de Arranz y García Serrano (2013), realizado a partir de la información recogida en la MCVL para nuevos demandantes de empleo del año 2005 (seguidos hasta el año 2010), profundiza en la importancia que tiene en los análisis de duración tanto el tipo de información que se utilice como el tratamiento que se haga de los datos. En este sentido, contrastan los resultados de estimar la probabilidad de la duración de los periodos de desempleo cubiertos por prestaciones, distinguiendo dos tipos de duración del desempleo: uno obtenido a partir de la información del número y duración de los periodos de desempleo (sin distinguir individuos), y otro a partir de la información que se obtiene de cada individuo al seguirlo en el tiempo. Comparando los resul-

tados obtenidos a partir de las dos muestras, llegan a la conclusión de que los estudios realizados a partir del análisis de los periodos (sin hacer un seguimiento completo de los individuos) subestiman la verdadera duración de los periodos de desempleo cubiertos por prestaciones, dado que normalmente muchos perceptores de prestaciones contributivas unen a ese periodo de percepción otro inmediatamente posterior correspondiente a prestaciones de carácter asistencial.

En resumen, a partir de las evidencias empíricas obtenidas en los distintos estudios realizados sobre el mercado de trabajo español, se puede concluir que los análisis de la influencia de las prestaciones sobre la duración del desempleo llevados a cabo desde la perspectiva más simple de dividir a los parados entre perceptores y no perceptores de prestaciones puede conducir a conclusiones erróneas, debido a la gran heterogeneidad en la naturaleza de las prestaciones (tanto en lo que se refiere a su duración como a su cuantía). Este error puede verse potenciado si, además, el análisis no adopta una perspectiva temporal, es decir, no tiene en cuenta el efecto de las prestaciones en el historial de entradas y salidas del individuo al empleo y al desempleo. Cuando se tienen en cuenta ambos aspectos, el efecto negativo de la percepción de prestaciones sobre la duración del desempleo se ve enormemente matizado. Así, parece observarse un efecto negativo a muy corto plazo, que tiende a desaparecer con el tiempo. La explicación se encontraría en las altas tasas de rotación que presentaba el mercado de trabajo antes del inicio de la actual recesión (periodo temporal en que se centran la mayoría de los estudios realizados en nuestro país), debido al desproporcionado peso del trabajo temporal. La "trampa de la temporalidad" implica una salida rápida hacia el empleo, pero también una vuelta rápida al desempleo de individuos que no han tenido tiempo de trabajo suficiente como para generar prestaciones largas. Además, se observa que con el paso del tiempo estos movimientos tienden a ralentizarse, llegando a valores similares a los de aquellos trabajadores que disfrutaban de prestaciones. Por su parte, el colectivo de trabajadores cubiertos por prestaciones presentan salidas hacia el desempleo inicialmente más lentas, pero una vez alcanzado el puesto de trabajo, permanecen más tiempo en él. Por ello, a largo plazo (un año), la situación de ambos colectivos tiende a igualarse, desapareciendo el efecto negativo a corto plazo de las prestaciones sobre la probabilidad de salida del desempleo. Por otra parte, si se analiza con detenimiento al grupo de trabajadores cubiertos por prestaciones, se observa que el efecto negativo se concentra en los colectivos que tienen derecho a prestaciones más largas, sobre todo el de mayores de 52 años. Además, el efecto es diferente si se trata de prestaciones contributivas o asistenciales. En el caso de las primeras, se observa que la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo aumenta conforme se acerca el agotamiento de la prestación, fenómeno que no se aprecia en el caso de las asistenciales.

El estallido de la crisis económica ha dado lugar no solo a un mayor nivel de paro, sino también a una mayor duración de los periodos de desempleo, si bien la todavía elevada proporción de trabajadores temporales hace que se mantengan altas tasas de rotación. La cuestión a debate en este nuevo escenario es hasta qué punto las conclusiones obtenidas sobre el efecto de las prestaciones durante la fase expansiva del ciclo pueden ser mantenidas en el actual contexto de crisis económica. En este sentido, el presente estudio pretende conocer cómo este nuevo escenario económico afecta a la influencia del sistema de prestaciones sobre el desempleo.

4. EL SISTEMA ESPAÑOL DE PROTECCIÓN POR DESEMPLEO

4.1. Normativa actual

El sistema español de protección por desempleo tiene como finalidad garantizar parcialmente las rentas de aquellos trabajadores que pierden su empleo o que ven reducida su jornada ordinaria de trabajo entre un 10 y un 70 por ciento. Existen básicamente dos tipos de prestaciones, las contributivas y las asistenciales (o subsidios). La regulación de estas prestaciones fue modificada por el Real Decreto-ley 20/2012, de 13 de julio de medidas para garantizar la estabilidad presupuestaria y de fomento de la competitividad, recortando en algunos casos el importe de las mismas o alargando en otros la edad a la que se adquiere el derecho a la prestación (es el caso del antiguo subsidio para mayores de 52 años, que pasó a aplicarse a los mayores de 55 años)⁶.

Refiriéndonos, en primer lugar, a las prestaciones contributivas, estas requieren que el trabajador haya cotizado previamente por desempleo a la Seguridad Social durante un tiempo mínimo. Por otro lado, la prestación económica (total o parcial) incluye el abono de parte de la cotización a la Seguridad Social del trabajador durante el periodo de percepción. La prestación se recibe tras un despido, fin de contrato, extinción de la relación laboral autorizada en un ERE, etc., siempre que el trabajador tenga cubierto un periodo mínimo de cotización por desempleo de 360 días dentro de los 6 años anteriores a la situación de desempleo. La duración de la prestación varía en función del número de días cotizados por el trabajador, de acuerdo con lo que se recoge en la Tabla 4.1.

Tabla 4.1. Duración del periodo de prestación contributiva

Período de cotización (en días)	Período de prestación (en días)
Desde 360 hasta 539	120
Desde 540 hasta 719	180
Desde 720 hasta 899	240
Desde 900 hasta 1.079	300
Desde 1.080 hasta 1.259	360
Desde 1.260 hasta 1.439	420
Desde 1.440 hasta 1.619	480
Desde 1.620 hasta 1.799	540
Desde 1.800 hasta 1.979	600
Desde 1.980 hasta 2.159	660
Desde 2.160	720

Fuente: Servicio Público de Empleo Estatal

⁶ Para conocer en profundidad la normativa anterior en materia de prestaciones por desempleo, puede consultarse el trabajo de Toharia *et al.* (2009).

Obsérvese que para tener derecho al periodo máximo de prestación (2 años), es necesario que el trabajador haya cotizado por desempleo durante al menos 6 años.

En cuanto al importe de la prestación, dicho valor está en función de la base reguladora del trabajador. En concreto, la cuantía mensual es actualmente del 70 por ciento de la base reguladora durante los 6 primeros meses del derecho, pasando a ser del 50 por ciento a partir de dicha fecha. Por otro lado, hay unas cuantías mínimas y máximas de la prestación contributiva que se fijan en función del número de hijos y tomando como referencia el *Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples* (IPREM)⁷. La ley también establece la posibilidad de recibir la prestación en un pago único bajo ciertas condiciones. Además de la prestación contributiva general, existe otra para los trabajadores eventuales incluidos en el Sistema Especial Agrario de la Seguridad Social⁸.

En cuanto al subsidio por desempleo, se trata de una prestación asistencial que permite complementar la prestación contributiva del trabajador. Su duración y cuantía dependen del tipo de subsidio⁹. A título de ejemplo, los rasgos principales de uno de los subsidios más comunes (trabajadores que han agotado la prestación contributiva por desempleo y tienen responsabilidades familiares) son los siguientes: sólo se percibe cuando el trabajador desempleado ha agotado la prestación contributiva, carece de rentas que, en cómputo mensual, sean superiores al 75 por ciento del SMI excluida la parte proporcional de dos pagas extraordinarias, tiene responsabilidades familiares y ha suscrito el compromiso de actividad. La duración es de 6 meses, prorrogables hasta un máximo de 18 (aunque bajo determinadas circunstancias puede extenderse a 24 o 30 meses), siendo su cuantía del 80 por ciento del IPREM.

⁷ El IPREM es el índice de referencia empleado en España para el cálculo del umbral de ingresos a efectos de ayudas, becas, subsidios de desempleo, asistencia jurídica gratuita, subvenciones... En concreto, la prestación no puede ser inferior al 80 por ciento del IPREM mensual, incrementada en 1/6 (parte proporcional de las pagas extraordinarias) cuando el trabajador no tenga hijos (o al 107 por ciento si tiene al menos un hijo). Por otra parte, no puede ser superior al 175 por ciento del IPREM si no tiene hijos a su cargo (o al 200 por ciento con un hijo y 225 por ciento con dos o más hijos).

⁸ Toda esta información puede ampliarse en la página web del Servicio Público de Empleo (véase: http://www.sepe.es/contenido/conocenos/publicaciones/index_publicaciones.html#publi_prestaciones).

⁹ Existen las siguientes modalidades de subsidio: trabajadores que han agotado la prestación contributiva por desempleo y tienen responsabilidades familiares; trabajadores que han agotado la prestación contributiva por desempleo, mayores de 45 años en la fecha de dicho agotamiento y no tienen responsabilidades familiares; trabajadores emigrantes retornados; trabajadores que, al producirse la situación legal de desempleo, no han cubierto el período mínimo de cotización para acceder a una prestación contributiva; liberados de prisión; trabajadores declarados plenamente capaces o que hayan perdido la condición de pensionista de incapacidad por mejoría de una situación de gran invalidez, incapacidad permanente absoluta o total para profesión habitual; y subsidio por desempleo para trabajadores mayores de 55 años.

Otro subsidio muy frecuente es el de los trabajadores mayores de 55 años. Además del requisito de carecer de rentas de cualquier naturaleza que en cómputo mensual sean superiores al 75 por ciento del SMI excluida la parte proporcional de dos pagas extraordinarias¹⁰, suscribir el compromiso de actividad y tener cumplidos 55 años en la fecha de agotamiento de la prestación o subsidio, para percibir este subsidio se impone la condición de haber cotizado por desempleo un mínimo de 6 años a lo largo de la vida laboral del individuo. Su duración es hasta la edad que permite acceder a una pensión contributiva por jubilación y su cuantía es del 80 por ciento del IPREM.

Finalmente, el sistema de protección por desempleo incluye subsidios y rentas agrarias para los trabajadores eventuales agrarios en Andalucía y Extremadura; subsidios para el cese de trabajadores autónomos y programas de Renta Activa de Inserción para desempleados con especiales necesidades económicas y dificultad para encontrar empleo.

Por consiguiente, el modelo español de protección por desempleo es muy diverso en cuanto al tipo de beneficiarios y de prestaciones. Tanto la cuantía como la duración de las mismas dependen de características personales, familiares, periodos cotizados con anterioridad, situación geográfica, etc. Ello añade cierta complejidad a los análisis que tratan de conocer sus efectos sobre las probabilidades de salida del desempleo de los distintos individuos.

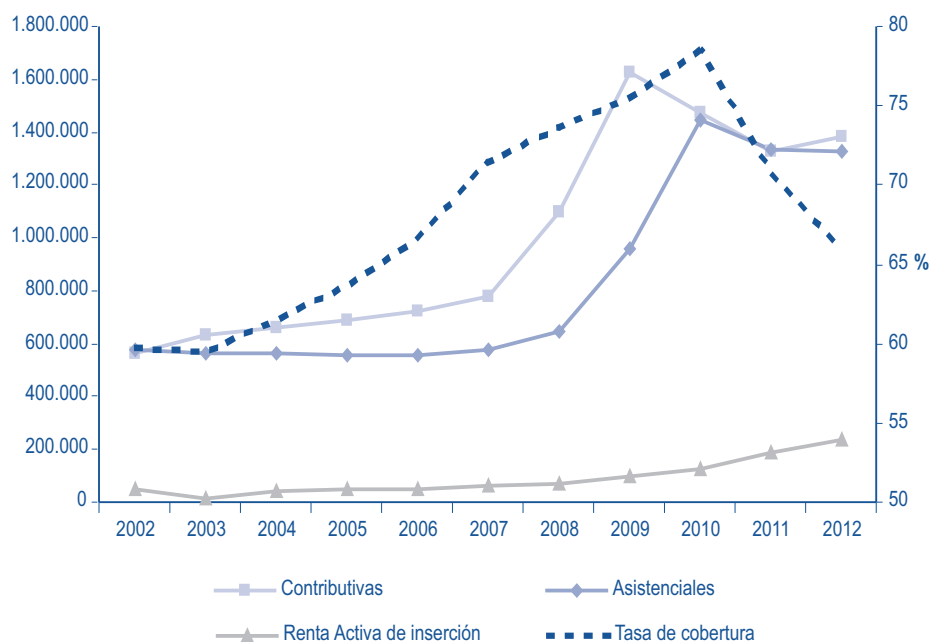
4.2. Evolución reciente del número de perceptores de prestaciones por desempleo

La crisis económica ha condicionado negativamente la evolución reciente tanto del número de perceptores de prestaciones por desempleo como del grado de cobertura del sistema. Así, los datos suministrados por el Ministerio de Empleo y Seguridad Social sobre el número de parados cubiertos por prestaciones por desempleo (Figura 4.1 y Tabla 4.2) muestran un incremento del 107 por ciento en el número de perceptores tras el inicio de la crisis (entre los años 2007 y 2012), con un ligero retroceso del 6,5 por ciento en el año 2011. Este aumento se da en todos los tipos de prestaciones (contributivas, asistenciales y Renta Activa de Inserción). Dado que las prestaciones asistenciales suelen percibirse tras el agotamiento de las contributivas, se observa un cierto retardo temporal en la evolución de las primeras con respecto a las segundas. Por su parte, en los años 2011 y 2012 se observa una reducción en la tasa de cobertura del sistema de prestaciones, consistente con el proceso de agotamiento progresivo de las prestaciones a lo largo del tiempo, sin que los niveles de paro se hayan visto reducidos. El resultado previsible es un deterioro de la capacidad financiera del conjunto de parados.

¹⁰ Tras la entrada en vigor del Real Decreto-Ley 5/2013, de 15 de marzo, si el nacimiento del derecho a este subsidio se da a partir de 17 de marzo de 2013 "aunque el solicitante carezca de rentas, si tiene cónyuge y/o hijos menores de 26 años, o mayores incapacitados o menores acogidos, únicamente se entenderá cumplido el requisito de carencia de rentas cuando la suma de las rentas de todos los integrantes de la unidad familiar así constituida, incluido el solicitante, dividida por el número de miembros que la componen no supere el 75 por ciento del salario mínimo interprofesional excluida la parte proporcional de dos pagas extraordinarias" (Disposición Final Primera-Uno).

En cuanto la distribución de perceptores por tramos de edad (Tabla 4.3), el mayor número se concentra en el tramo entre 25 y 54 años, que por otra parte es el que más incrementa su peso durante la crisis (especialmente en el caso de los varones). Atendiendo al género, la Figura 4.2 ilustra con claridad el cambio de composición de la población beneficiaria, ya que si al comienzo de la crisis el 52,5 por ciento de los beneficiarios eran mujeres, en el año 2012 esta cifra se redujo al 45 por ciento.

Figura 4.1. Beneficiarios de prestaciones según tipo de prestación y tasa de cobertura (porcentaje). España, 2002-2012



Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales. Ministerio de Empleo y Seguridad Social

Tabla 4.2. Beneficiarios de prestaciones según tipo de prestación y tasa de cobertura (porcentaje). España, 2002-2012

	Prestaciones contributivas		Prestaciones asistenciales				Renta Activa de Inserción	Total	Tasa de cobertura(*)
	Contributiva	Trabajadores eventuales agrarios	Subsidio	Renta agraria	Programa temporal de protección por desempleo e inserción	Trabajadores eventuales agrarios			
2002	565.902	-	354.092	-	-	224.621	578.713	1.195.392	59,72
2003	630.356	86	355.390	2.496	-	202.033	559.918	1.206.686	59,51
2004	662.286	868	352.954	9.780	-	197.251	559.984	1.262.391	61,48
2005	684.196	2.837	352.051	15.184	-	191.266	558.501	1.295.201	63,63
2006	715.866	4.518	353.907	19.932	-	184.863	558.702	1.330.432	66,53
2007	771.600	8.605	373.891	26.594	-	175.190	575.675	1.421.480	71,38
2008	1.087.667	13.212	448.441	31.478	-	166.266	646.186	1.814.632	73,59
2009	1.606.373	18.419	764.805	37.173	-	158.910	960.888	2.681.223	75,48
2010	1.452.717	19.108	995.611	45.954	249.902	153.761	1.445.228	3.042.734	78,44
2011	1.309.025	18.996	1.059.474	53.827	70.818	147.197	1.331.316	2.845.652	70,67
2012	1.361.561	19.700	1.124.953	60.814	1.057	140.203	1.327.027	2.942.061	65,81

Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales. Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

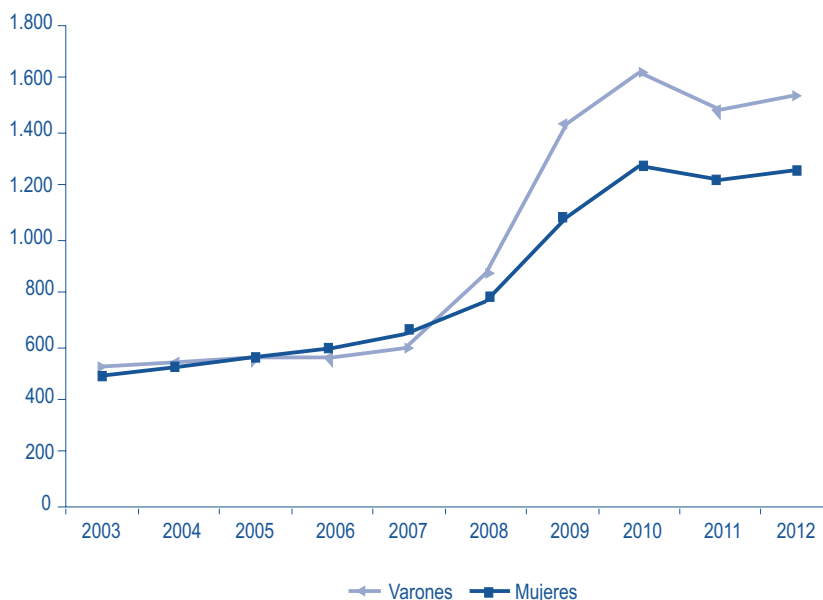
(*) La tasa de cobertura se calcula dividiendo el total de beneficiarios de prestaciones por desempleo, entre la cifra resultante de la suma del paro registrado SISPE con experiencia laboral más el número de beneficiarios de subsidio de eventuales agrarios

Tabla 4.3. Beneficiarios de prestaciones sexo y edad (miles). España, 2003-2012

	Ambos sexos					Varones					Mujeres				
	16-19	20-24	25-54	55 y mas	Total	16-19	20-24	25-54	55 y mas	Total	16-19	20-24	25-54	55 y mas	Total
	2003	7,6	76,7	696,6	223,7	1.004,7	4,4	39,3	325,4	154,8	523,8	3,2	37,4	371,3	68,9
2004	7,4	75,5	734,4	247,9	1.065,1	4,3	38,6	337,0	163,7	543,6	3,1	36,8	397,4	84,2	521,5
2005	7,2	73,8	761,2	261,8	1.103,9	4,2	37,7	339,1	166,8	547,8	3,0	36,2	422,1	95,0	556,2
2006	7,2	74,5	794,9	268,9	1.145,6	4,3	37,8	345,2	164,9	552,2	2,9	36,7	449,8	104,0	593,4
2007	8,2	81,4	866,9	289,8	1.246,3	4,9	41,9	376,9	188,4	592,2	3,3	39,5	490,0	121,3	654,1
2008	13,5	122,4	1.189,8	322,8	1.648,4	8,9	71,5	601,5	189,9	871,8	4,6	50,9	588,3	132,8	776,6
2009	16,1	178,2	1.918,3	409,6	2.522,3	10,4	106,8	1.070,9	250,5	1.438,6	5,7	71,4	847,4	159,2	1.083,7
2010	12,9	177,2	2.231,2	467,7	2.889,0	7,9	100,1	1.229,3	283,6	1.620,8	5,0	77,2	1.001,9	184,1	1.268,2
2011	9,3	129,9	2.055,5	503,8	2.698,5	5,6	69,1	1.108,9	300,2	1.483,8	3,7	60,8	946,6	203,6	1.214,7
2012	7,2	108,3	2.117,7	568,6	2.801,9	4,3	56,3	1.141,8	338,8	1.541,2	2,9	52,0	975,9	229,8	1.260,6

Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales. Ministerio de Empleo y Seguridad Social

Figura 4.2. Beneficiarios de prestaciones según sexo (miles). España, 2003-2012



Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales. Ministerio de Empleo y Seguridad Social

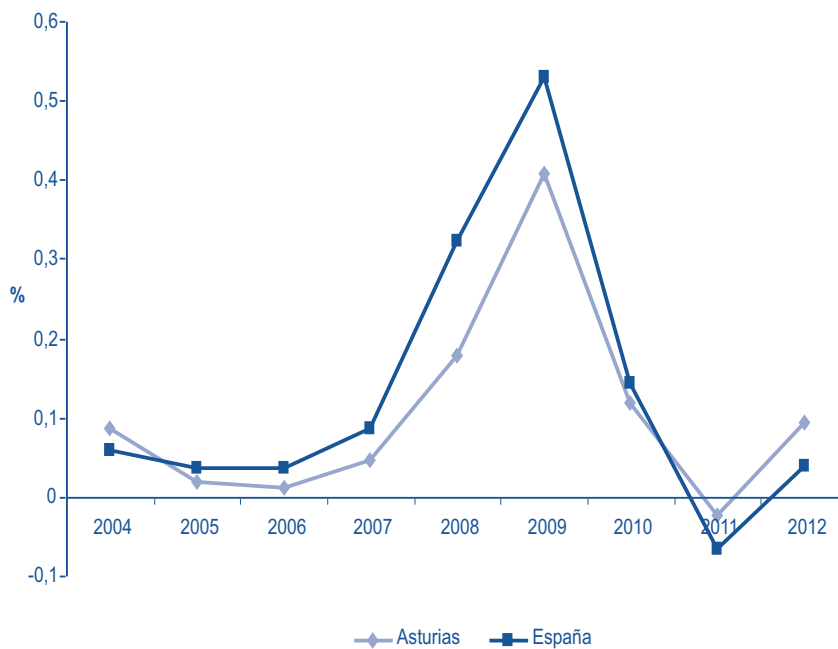
Finalmente, la distribución de los beneficiarios por Comunidades Autónomas está determinada, lógicamente, por el tamaño de su población trabajadora. Por ello, lo que resulta interesante es analizar la evolución anual de estas cifras. La Tabla 4.4 muestra que la evolución temporal es muy similar en todas las CCAA, con crecimientos por encima del 40 por ciento en el año 2009, para moderarse posteriormente, llegando incluso a variaciones de signo negativo en el año 2011. En este contexto, Asturias tuvo un comportamiento algo menos explosivo que la media nacional en cuanto a la variación del número de beneficiarios al comienzo de la crisis (Figura 4.3), pero en los últimos dos años su tasa de variación fue superior a la media. Aunque al principio de la crisis sus efectos se dejaron sentir en Asturias con menor intensidad, conforme la situación económica se fue deteriorando, sus consecuencias se han acabado notando en Asturias incluso con mayor crudeza que en el conjunto del país.

Tabla 4.4. Beneficiarios de prestaciones. Tasas de variación interanuales por CCAA (porcentajes). 2004-2012

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Andalucía	6,0	3,6	3,8	8,8	32,3	53,0	14,5	-6,6	3,8
Aragón	2,2	6,7	1,2	4,9	38,8	77,4	12,4	-6,7	2,5
Asturias	8,6	1,9	1,3	4,8	17,8	40,7	12,0	-2,2	9,5
Baleares	1,8	-0,1	1,5	5,6	32,4	45,2	14,8	-6,2	0,4
Canarias	12,4	1,8	3,5	10,3	36,9	47,4	15,7	-11,2	1,4
Cantabria	9,0	3,3	-3,3	1,9	33,8	55,7	12,8	-3,3	8,2
Castilla-La Mancha	5,4	6,1	2,5	9,2	38,6	67,2	21,5	-5,0	8,3
Castilla-León	5,7	3,7	-0,6	5,0	27,1	48,7	17,3	-3,1	9,0
Cataluña	6,0	3,4	1,9	8,1	34,0	55,8	11,2	-6,8	0,2
Comunidad Valenciana	2,1	4,6	7,8	9,1	39,7	68,2	15,9	-9,5	1,4
Extremadura	17,6	8,3	1,5	7,0	21,3	39,8	17,2	0,2	5,9
Galicia	6,4	4,7	0,7	0,2	18,8	38,2	14,8	-1,8	8,0
Madrid	1,9	-3,9	-0,4	9,1	30,2	52,9	10,8	-8,4	4,3
Murcia	2,7	4,0	3,0	14,6	51,9	74,5	18,8	-6,5	1,1
Navarra	2,1	10,1	5,3	5,4	29,1	59,6	9,3	-6,4	12,7
País Vasco	4,3	3,4	1,0	0,4	15,1	51,1	9,0	-4,1	7,7
La Rioja	6,7	7,1	11,1	3,0	30,0	69,3	12,3	-7,4	8,4
Ceuta y Melilla	6,5	15,1	8,5	10,6	12,3	41,1	22,9	0,1	3,4
Total	6,0	3,6	3,8	8,8	32,3	53,0	14,5	-6,6	3,8

Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales. Ministerio de Empleo y Seguridad Social

Figura 4.3. Beneficiarios de prestaciones. Tasas de variación interanuales (porcentajes).
España y Asturias, 2004-2012



Fuente: Boletín de Estadísticas Laborales. Ministerio de Empleo y Seguridad Social

5. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LAS PRESTACIONES SOBRE LA DURACIÓN DEL PARO EN EL CASO DE ASTURIAS

5.1. Principales características de la base de datos

Para analizar los efectos del sistema de protección por desempleo sobre la duración de los periodos de paro, en esta investigación se utilizarán dos bases de datos correspondientes a los registros de demandantes de trabajo y de contratos laborales firmados, proporcionadas por el Servicio Público de Empleo de Asturias¹¹. Las dos bases de datos han podido ser enlazadas a través de un código de identificación. Las principales características de la información manejada son las siguientes:

a) Por un lado, el fichero de *Demandantes de Empleo* inscritos en las oficinas del Servicio Público de Empleo de Asturias contiene información sobre el conjunto de personas que son demandantes de empleo el último día de cada mes, tanto si están realmente desempleadas como si se trata de demandantes de mejora de empleo, prejubilados o se encuentran en otras situaciones diferentes. En esta investigación se utiliza sólo la información correspondiente a los desempleados que presentan una nueva demanda de empleo en el mes de marzo de 2009, a los que se sigue durante 43 meses hasta octubre de 2012. Para ello, del fichero de demandantes correspondientes a ese mes se han eliminado diversos colectivos, como por ejemplo, los prejubilados, que aunque figuran entre los demandantes, no son realmente parados y su inclusión sesgaría lógicamente el análisis de los efectos del sistema de prestaciones sobre la probabilidad de salida del desempleo. Las variables que incluye el fichero de demandantes son muchas y, en general, muy relevantes. En concreto, se dispone de datos personales como la edad, el sexo, la nacionalidad, el nivel de formación, la experiencia laboral, etc. También se dispone de datos relativos a las prestaciones recibidas según tipos y el tiempo que lleva desempleado.

b) Por otro lado, el fichero de *Contratos Registrados* proporciona información mensual sobre todos los contratos realizados en Asturias. Hay que puntualizar que se trata solo de contratos laborales firmados, por lo que no se incluye a los individuos que encuentran trabajo como funcionarios ni a los autónomos. El fichero proporciona información muy variada sobre el trabajador. Entre las

¹¹ Deseamos agradecer al Servicio Público de Empleo del Principado de Asturias el hecho de que nos haya facilitado el acceso a esta información, sin la cual no hubiera sido posible realizar la presente investigación.

variables destacadas se encuentran las características personales (como la edad y el sexo), las características del contrato (fecha de inicio y en su caso de término del mismo, tipo de contrato, nivel formativo exigido, jornada laboral en horas, horas de formación, bonificaciones a la contratación...), y algunas características relevantes de la empresa, como son la actividad económica y el tamaño. También se dispone de información específica para los contratos transformados en indefinidos.

Como ya se ha señalado, la principal ventaja que presentan estas dos bases de datos es que pueden ser enlazadas a partir del código de identificación de cada individuo. Ello permite efectuar un seguimiento del sujeto a lo largo del tiempo. Es posible conocer, por ejemplo, el momento en que una persona entra en la base de datos como desempleado por primera vez después de haber finalizado su proceso de formación, cuánto tiempo se encuentra en esta situación, cuándo consigue su primer empleo, cuándo vuelve de nuevo a quedar desempleado, etc., lo que permite abordar con garantías un estudio como el que se plantea aquí.

En concreto, la muestra utilizada en la presente investigación está compuesta por 9.947 individuos, todos ellos parados registrados en las oficinas de empleo del Servicio Público de Empleo de Asturias, que presentaron una nueva demanda de empleo en marzo de 2009 y que fueron seguidos todos los meses hasta octubre de 2012. Hemos de señalar que el número total de nuevos demandantes de empleo en dicho mes era muy superior (en concreto, 18.970 individuos). Pero, como ya se indicó anteriormente, muchos de estos demandantes no se pueden considerar parados. Existen múltiples razones por las que se puede aparecer como demandante de empleo en los registros sin ser realmente parado. Por ejemplo, hay demandantes de otros servicios (de autoempleo, sin disponibilidad inmediata...), demandantes con poca disponibilidad (algunos incluso jubilados o pensionistas), demandantes ocupados, otros demandantes (como, por ejemplo, estudiantes), etc. Por este motivo, el Servicio Público de Empleo selecciona de entre todos los demandantes aquellos que constituyen el colectivo de "demandantes parados". De estos últimos, nosotros eliminamos también los prejubilados que están cobrando prestación y subsidios por desempleo (ya que realmente no están buscando trabajo), llegando a la cifra de 9.947 demandantes que son realmente parados y que constituyen el objeto de la presente investigación.

Una opción alternativa sería utilizar la muestra de todos los individuos que figuran como parados registrados en un mes, en lugar de la de los nuevos parados de dicho mes. Esa muestra sería de mayor tamaño (por encima de los 70.000 individuos en marzo de 2009). No obstante, dados los objetivos de la presente investigación, esa muestra sería menos adecuada. Ha de tenerse en cuenta que se pretende conocer cómo el hecho de recibir prestaciones puede afectar a la probabilidad de salida del desempleo. Si todos los parados que consideramos son nuevos, no hay una historia de desempleo inmediatamente anterior que pueda condicionar la salida de esa situación. Pero, si mezclamos, por ejemplo, desempleados que llevan menos de un mes en esa situación con otros que llevan dos años, la probabilidad de salida de los componentes de la muestra estará condicionada no

solo por sus características personales o por las prestaciones que puedan empezar a cobrar, sino por su propia historia pasada como perceptores. De este modo, en la literatura se ha establecido el criterio de manejar, en lo posible, muestras de nuevos desempleados a los que se les pueda seguir a lo largo del tiempo.

A continuación se procederá a describir las principales características de la base de datos finalmente empleada en esta investigación, utilizando la información que figura en las Tablas 5.1 a 5.4. En lo que se refiere a su composición por género, el 51,3 por ciento de la muestra está formada por hombres, la edad media de los individuos analizados es de 34,5 años y la gran mayoría son españoles (en concreto, el 90 por ciento). El nivel formativo es bajo, pues un 60 por ciento de los individuos tienen solo estudios primarios, el 15 por ciento cuenta con estudios de Formación Profesional y el 12 por ciento tienen estudios universitarios. El dominio de idiomas extranjeros es un rasgo muy poco frecuente entre los desempleados asturianos (de hecho, el 70 por ciento no domina ningún idioma extranjero). La experiencia media en el mercado laboral es de cinco años, perteneciendo a la categoría profesional más baja (trabajadores no cualificados) casi el 47 por ciento de los demandantes de trabajo. El sector productivo más solicitado para trabajar es el de la construcción (18 por ciento), seguido por el sector público y el comercio, con un 15 por ciento cada uno.

En lo que se refiere al historial de prestaciones recibidas, un total de 2.362 individuos (el 23,7 por ciento) tuvieron algún tipo de prestación en el pasado y la agotaron antes de marzo de 2009. Estas prestaciones tuvieron una duración media de 267 días. En cuanto a las prestaciones recibidas durante el periodo de análisis (a partir de marzo de 2009), se observa que un total de 4.371 individuos de la muestra cobran prestaciones (en concreto el 44 por ciento), de los cuales 3.827 (el 38,5 por ciento de la muestra) perciben prestaciones contributivas y 544 (el 5,5 por ciento de la muestra) asistenciales. El grupo de individuos que perciben prestaciones contributivas es mayoritariamente masculino (los hombres suponen el 60 por ciento), con una edad promedio de 36 años y un nivel formativo similar a la media, existiendo un menor porcentaje de trabajadores no cualificados que en el conjunto de población analizada. Igualmente, la experiencia laboral previa (en meses) en las ocupaciones que demanda el sujeto es un 44 por ciento superior a la media. El sector productivo más demandado es claramente el de la construcción (que representa la cuarta parte de las demandas totales), seguido del comercio y la industria manufacturera. En cuanto a la duración de las prestaciones recibidas, la duración media del derecho es de 302 días, siendo el periodo más habitual de 4 a 6 meses (situación en que se encuentra el 25 por ciento de los parados que cobran este tipo de prestación).

Respecto al colectivo de individuos que cobran prestaciones asistenciales, en este caso son mayoría las mujeres (60,8 por ciento del total), con una edad media de 35,5 años. Además, es mucho más frecuente la presencia de extranjeros (15 por ciento), razón por la cual el conocimiento de idiomas distintos al español es superior a la media. A su vez, se trata de un colectivo de población con

un menor nivel de formación reglada y unos niveles de experiencia laboral también inferiores a la media. También es más bajo el nivel de cualificación de los puestos de trabajo solicitados (casi el 51 por ciento optan a trabajos no cualificados y el porcentaje de "oficiales" es mucho más reducido que en el caso del colectivo que cobra prestaciones contributivas). A diferencia del grupo que percibe prestaciones contributivas, el sector más demandado es el Sector Público (que representa el 21 por ciento del total de demandas), seguido del comercio y la hostelería. En cuanto a la duración de las prestaciones, por su naturaleza esta es lógicamente inferior (164 días), siendo la duración mayoritaria de 4 a 6 meses (situación en la que se encuentra el 61 por ciento de los parados con esta prestación).

La virtud principal de la base de datos construida para esta investigación es que permite hacer un seguimiento, mes a mes, de cada uno de los desempleados. Así, es posible conocer si estos parados encuentran empleo en algún momento de ese periodo, el tipo de empleo (indefinido o temporal) que consiguen, si abandonan el mercado de trabajo (convirtiéndose en inactivos) o si continúan desempleados al final del periodo de análisis. Toda esta información aparece también en las Tablas 5.2 a 5.4. Obsérvese que un total de 6.673 individuos (del conjunto de 9.947) encuentran un empleo temporal en algún momento entre marzo de 2009 y octubre de 2012. Por su parte, sólo 410 personas encuentran un empleo indefinido. Por otro lado, 1.686 individuos dejan de constar como demandantes de empleo sin haber conseguido ningún trabajo (es decir, se convierten en inactivos, sin que podamos saber si han abandonado sin más la búsqueda de empleo, han emigrado o se han jubilado), y finalmente, un total de 1.178 individuos siguen parados en octubre de 2012.

Tabla 5.1. Estadísticos descriptivos según tipo de prestación

	Toda la muestra		Contributiva		Asistencial	
	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.
Características personales						
Hombre	0,513	0,500	0,603	0,489	0,392	0,489
Edad	34,54	10,655	36,21	10,202	35,57	10,137
Edad menor de 19 años	0,042	0,201	0,004	0,060	0,029	0,169
Edad 20-24 años	0,148	0,355	0,106	0,308	0,136	0,343
Edad 25-29 años	0,187	0,390	0,190	0,392	0,154	0,362
Edad 30-34 años	0,176	0,381	0,205	0,403	0,171	0,377
Edad 35-39 años	0,143	0,350	0,165	0,371	0,158	0,365
Edad 40-44 años	0,109	0,312	0,110	0,313	0,129	0,335
Edad 45-49 años	0,089	0,285	0,098	0,297	0,136	0,343
Edad 50-54 años	0,055	0,228	0,058	0,234	0,059	0,236
Edad 55-59 años	0,033	0,179	0,042	0,201	0,018	0,134
Edad 60-64 años	0,018	0,133	0,023	0,149	0,009	0,096
Español	0,902	0,297	0,926	0,262	0,851	0,356
Extranjero de la UE	0,036	0,187	0,031	0,174	0,037	0,188
Extranjero no UE	0,062	0,240	0,043	0,202	0,112	0,316
Discapacitado	0,025	0,155	0,015	0,123	0,039	0,193
Nivel formativo de la demanda						
Estudios primarios o menos	0,597	0,490	0,589	0,492	0,632	0,483
Estudios de bachillerato	0,128	0,334	0,125	0,330	0,121	0,327
Formación profesional	0,151	0,358	0,167	0,373	0,156	0,363
Musicales grado medio	0,001	0,017	0,0001	0,016	0,000	0,000
Estudios universitarios	0,123	0,332	0,117	0,326	0,088	0,284
Postuniversitarios	0,0001	0,020	0,001	0,016	0,000	0,000
Dominio de idiomas						
Inglés	0,209	0,407	0,194	0,395	0,213	0,410
Alemán	0,003	0,056	0,003	0,056	0,002	0,043
Francés	0,038	0,191	0,036	0,186	0,042	0,201
Otro idioma	0,053	0,224	0,041	0,198	0,066	0,249
No domina idiomas	0,696	0,460	0,726	0,446	0,676	0,468
Experiencia laboral						
Experiencia laboral	60,63	94,19	87,47	105,01	48,68	72,63
Tipo de ocupación solicitada						
Directivo	0,001	0,036	0,002	0,046	0,000	0,000
Técnico	0,331	0,471	0,292	0,455	0,358	0,480
Mando intermedio	0,008	0,089	0,014	0,117	0,004	0,061
Jefe de Equipo	0,016	0,127	0,022	0,147	0,006	0,074
Oficial	0,175	0,380	0,255	0,436	0,123	0,329
No cualificado	0,469	0,499	0,415	0,493	0,509	0,500

Continuación Tabla 5.1						
Toda la muestra			Contributiva		Asistencial	
	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.
Sector de actividad del demandante						
Agricultura	0,011	0,103	0,005	0,072	0,011	0,105
Energía y agua	0,004	0,066	0,005	0,068	0,004	0,061
Industria extractiva	0,003	0,058	0,004	0,060	0,007	0,086
Industria manufacturera	0,102	0,303	0,148	0,355	0,072	0,258
Construcción	0,181	0,385	0,257	0,437	0,154	0,362
Comercio	0,148	0,355	0,154	0,361	0,182	0,386
Transporte	0,036	0,187	0,050	0,218	0,029	0,169
Hostelería	0,117	0,321	0,091	0,287	0,165	0,372
Servicios informáticos	0,014	0,117	0,015	0,122	0,017	0,128
Actividad financiera	0,004	0,062	0,004	0,060	0,000	0,000
Educación	0,020	0,141	0,017	0,130	0,011	0,105
Sanidad	0,051	0,221	0,053	0,223	0,051	0,221
Actividades profesionales	0,051	0,221	0,043	0,203	0,051	0,221
Otros servicios	0,030	0,170	0,029	0,168	0,024	0,153
Sector público	0,151	0,358	0,118	0,322	0,211	0,409
Sin empleo anterior	0,077	0,266	0,008	0,091	0,009	0,096
Cuantía de las prestaciones						
Base reguladora prestación	-	-	1.425,95	546,31	-	-
Base reguladora del subsidio	-	-	-	-	526,95	2,375
Duración prestaciones contributivas						
Duración prestaciones contributivas	-	-	302,40	221,776	-	-
Distribución de las prestaciones contributivas según duración						
1 mes	-	-	0,051	0,221	-	-
2 meses	-	-	0,043	0,202	-	-
3 meses	-	-	0,068	0,252	-	-
De 4 a 6 meses	-	-	0,253	0,435	-	-
De 7 a 9 meses	-	-	0,133	0,339	-	-
De 10 a 12 meses	-	-	0,120	0,325	-	-
De 13 a 18 meses	-	-	0,137	0,344	-	-
De 19 a 24 meses	-	-	0,194	0,396	-	-
Duración prestaciones asistenciales						
Duración prestaciones asistenciales	-	-	-	-	163,67	79,303
Distribución de las prestaciones asistenciales según duración						
1 mes	-	-	-	-	0,055	0,228
2 meses	-	-	-	-	0,050	0,217
3 meses	-	-	-	-	0,033	0,179
De 4 a 6 meses	-	-	-	-	0,612	0,488
De 7 a 9 meses	-	-	-	-	0,118	0,322
Más de 10 meses	-	-	-	-	0,116	0,320
Prestación anterior agotada						
Duración	267,04	257,31	-	-	-	-
Número de observaciones	9.947		3.827		544	

Nota: Experiencia laboral en meses y duración de prestaciones en días

Tabla 5.2. Estadísticos descriptivos según situación laboral final

	Toda la muestra		Empleo indefinido		Empleo temporal		Inactivo		Desempleado	
	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.
Características personales										
Hombre	0,513	0,500	0,546	0,498	0,535	0,499	0,476	0,500	0,424	0,494
Edad	34,54	10,655	34,14	10,453	33,16	9,761	37,29	12,192	38,55	11,430
Edad menor de 19 años	0,042	0,201	0,032	0,175	0,042	0,200	0,045	0,208	0,045	0,207
Edad 20-24 años	0,148	0,355	0,161	0,368	0,169	0,375	0,106	0,308	0,088	0,284
Edad 25-29 años	0,187	0,390	0,220	0,414	0,206	0,405	0,158	0,365	0,111	0,315
Edad 30-34 años	0,176	0,381	0,163	0,370	0,186	0,389	0,162	0,368	0,144	0,352
Edad 35-39 años	0,143	0,350	0,146	0,354	0,145	0,352	0,135	0,342	0,138	0,345
Edad 40-44 años	0,109	0,312	0,083	0,276	0,102	0,302	0,126	0,332	0,135	0,342
Edad 45-49 años	0,089	0,285	0,095	0,294	0,081	0,273	0,081	0,273	0,143	0,351
Edad 50-54 años	0,055	0,228	0,054	0,226	0,044	0,205	0,070	0,255	0,094	0,292
Edad 55-59 años	0,033	0,179	0,029	0,169	0,020	0,140	0,052	0,222	0,081	0,272
Edad 60-64 años	0,018	0,133	0,017	0,130	0,006	0,076	0,064	0,245	0,020	0,141
Español	0,902	0,297	0,924	0,265	0,916	0,278	0,837	0,369	0,910	0,286
Extranjero de la UE	0,036	0,187	0,034	0,182	0,027	0,161	0,068	0,251	0,047	0,211
Extranjero no UE	0,062	0,240	0,041	0,200	0,058	0,233	0,095	0,293	0,043	0,204
Discapacitado	0,025	0,155	0,007	0,085	0,022	0,147	0,030	0,171	0,037	0,190
Nivel formativo de la demanda										
Estudios primarios o menos	0,597	0,490	0,544	0,499	0,593	0,491	0,592	0,492	0,647	0,478
Estudios de bachillerato	0,128	0,334	0,173	0,379	0,123	0,328	0,147	0,354	0,114	0,318
Formación profesional	0,151	0,358	0,134	0,341	0,170	0,376	0,098	0,298	0,120	0,325
Musicales grado medio	0,001	0,017	0,000	0,000	0,0001	0,017	0,000	0,000	0,001	0,029
Estudios universitarios	0,123	0,332	0,149	0,363	0,112	0,318	0,161	0,372	0,118	0,331
Postuniversitarios	0,0001	0,020	0,000	0,000	0,001	0,024	0,000	0,000	0,000	0,000
Dominio de idiomas										
Inglés	0,209	0,407	0,229	0,421	0,215	0,411	0,209	0,407	0,169	0,375
Alemán	0,003	0,056	0,005	0,070	0,003	0,055	0,002	0,049	0,004	0,065
Francés	0,038	0,191	0,032	0,175	0,036	0,186	0,037	0,188	0,054	0,227
Otro idioma	0,053	0,224	0,046	0,210	0,044	0,206	0,087	0,282	0,057	0,232
No domina idiomas	0,696	0,460	0,688	0,464	0,701	0,458	0,665	0,472	0,716	0,451

Continuación Tabla 5.2										
	Toda la muestra		Empleo indefinido		Empleo temporal		Inactivo		Desempleado	
	Media	Des. Tip.	Media	Des. Tip.	Media	Des. Tip.	Media	Des. Tip.	Media	Des. Tip.
Experiencia laboral										
Experiencia laboral	60,63	94,19	77,910	123,036	59,146	87,769	63,333	106,251	59,173	98,776
Tipo de ocupación solicitada										
Directivo	0,001	0,036	0,007	0,085	0,001	0,032	0,001	0,034	0,001	0,029
Técnico	0,331	0,471	0,310	0,463	0,306	0,461	0,409	0,492	0,367	0,482
Mando intermedio	0,008	0,089	0,027	0,162	0,006	0,077	0,014	0,118	0,003	0,058
Jefe de Equipo	0,016	0,127	0,027	0,162	0,013	0,113	0,027	0,161	0,018	0,132
Oficial	0,175	0,380	0,168	0,375	0,193	0,395	0,132	0,339	0,132	0,339
No cualificado	0,469	0,499	0,461	0,499	0,481	0,500	0,416	0,493	0,479	0,500
Sector de actividad del demandante										
Agricultura	0,011	0,103	0,015	0,120	0,008	0,089	0,018	0,134	0,014	0,116
Energía y agua	0,004	0,066	0,000	0,000	0,005	0,071	0,004	0,060	0,003	0,050
Industria extractiva	0,003	0,058	0,007	0,085	0,003	0,056	0,003	0,054	0,004	0,065
Industria manufacturera	0,102	0,303	0,090	0,287	0,113	0,316	0,077	0,267	0,083	0,276
Construcción	0,181	0,385	0,149	0,356	0,195	0,396	0,158	0,365	0,141	0,348
Comercio	0,148	0,355	0,212	0,409	0,151	0,358	0,129	0,336	0,133	0,340
Transporte	0,036	0,187	0,039	0,194	0,041	0,199	0,031	0,173	0,016	0,126
Hostelería	0,117	0,321	0,144	0,351	0,120	0,325	0,110	0,313	0,098	0,297
Servicios informáticos	0,014	0,117	0,017	0,130	0,013	0,115	0,014	0,116	0,015	0,123
Actividad financiera	0,004	0,062	0,002	0,049	0,003	0,050	0,008	0,091	0,005	0,071
Educación	0,020	0,141	0,012	0,110	0,021	0,145	0,018	0,134	0,019	0,135
Sanidad	0,051	0,221	0,024	0,154	0,043	0,204	0,072	0,259	0,075	0,263
Actividades profesionales	0,051	0,221	0,059	0,235	0,047	0,211	0,062	0,242	0,061	0,240
Otros servicios	0,030	0,170	0,037	0,188	0,030	0,169	0,030	0,170	0,031	0,172
Sector público	0,151	0,358	0,107	0,310	0,154	0,361	0,136	0,343	0,168	0,374
Sin empleo anterior	0,077	0,266	0,085	0,280	0,053	0,224	0,129	0,335	0,135	0,342
Cuantía de las prestaciones										
Base reguladora prestación	1.425,95	546,31	1.522,81	609,80	1.386,83	497,13	1.604,87	681,04	1.415,74	602,18
Base reguladora del subsidio	526,95	2,37	526,50	2,76	527,00	2,25	526,65	3,44	527,10	1,18

Continuación Tabla 5.2											
Toda la muestra		Empleo indefinido		Empleo temporal		Inactivo		Desempleado			
Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.	Media	Des. Típ.		
Duración prestación contributiva											
Duración prest. contributiva	302,40	221,776	370,10	231,007	284,78	212,695	342,29	237,913	350,04	243,058	
Distribución de las prestaciones contributivas según duración											
1 mes	0,051	0,221	0,026	0,160	0,056	0,229	0,036	0,187	0,056	0,230	
2 meses	0,043	0,202	0,016	0,125	0,046	0,208	0,048	0,213	0,031	0,174	
3 meses	0,068	0,252	0,058	0,234	0,071	0,256	0,057	0,232	0,062	0,242	
De 4 a 6 meses	0,253	0,435	0,204	0,404	0,270	0,444	0,217	0,413	0,202	0,402	
De 7 a 9 meses	0,133	0,339	0,105	0,307	0,135	0,342	0,137	0,344	0,118	0,324	
De 10 a 12 meses	0,120	0,325	0,162	0,370	0,120	0,325	0,112	0,316	0,109	0,312	
De 13 a 18 meses	0,137	0,344	0,141	0,349	0,136	0,343	0,137	0,344	0,146	0,354	
De 19 a 24 meses	0,194	0,396	0,288	0,454	0,167	0,373	0,255	0,436	0,274	0,447	
Duración prestación asistencial											
Duración prest. asistencial	163,67	79,303	161,29	65,512	166,77	79,555	165,52	80,680	160,31	88,866	
Distribución de las prestaciones asistenciales según duración											
1 mes	0,055	0,228	0,071	0,267	0,050	0,218	0,084	0,280	0,039	0,195	
2 meses	0,050	0,217	0,000	0,000	0,047	0,212	0,036	0,188	0,104	0,307	
3 meses	0,033	0,179	0,786	0,426	0,036	0,187	0,012	0,110	0,039	0,195	
De 4 a 6 meses	0,612	0,488	0,071	0,267	0,614	0,488	0,711	0,456	0,519	0,503	
De 7 a 9 meses	0,118	0,322	0,071	0,267	0,117	0,321	0,096	0,297	0,117	0,323	
Más de 10 meses	0,116	0,320	0,071	0,267	0,122	0,328	0,060	0,239	0,130	0,338	
Prestación anterior agotada											
Duración	267,04	257,31	216,83	238,41	255,12	250,15	63,743	179,705	76,30	184,94	
Número de observaciones	9.947		410		6.673		1.686		1.178		

Nota: Experiencia laboral en meses y duración de prestaciones en días

Tabla 5.3. Composición de la muestra en cuanto a percepción de prestaciones y transición desde el desempleo al empleo, inactividad o permanencia en el desempleo

Según percepción de prestación y tipo							
Tienen prestación	4.371			Contributivas	3.822		
				Contributivas agrarias	5		
				Asistenciales	544		
				Subsidios	528		
				RAI	16		
Toda la muestra	9.947						
No tienen prestación	5.576						
Transición desde el desempleo							
No consiguieron empleo	2.864	A la inactividad	1.686	Con prestación	608		
					Contributivas	524	
					Asistenciales	84	
				Sin prestación	1.078		
				Desempleados	1.178	Con prestación	398
							Contributivas
	Asistenciales	74					
Sin prestación	780						
Consiguieron empleo	7.083	Indefinido	410	Con prestación	205		
					Contributivas	191	
					Asistenciales	14	
				Sin prestación	205		
Temporal	6.673	Con prestación	3.160				
			Contributivas	2.790			
			Asistenciales	370			
		Sin prestación	3.513				
Toda la muestra	9.947						

Tabla 5.4. Distribución del número de parados según tipo de contrato conseguido

	Número	Porcentaje	Número	Porcentaje
Indefinidos	410	5,79		
			Indefinido tiempo completo	129 1,82
			Conversión indef. a tiempo completo bonificado	1 0,01
			Indefinido tiempo completo bonificado	175 2,47
			Conversión indef. a tiempo completo no bonificado	13 0,18
			Indefinido tiempo parcial	73 1,03
			Fijo discontinuo	19 0,27
Temporales	6.673	94,21		
			Obra o servicio tiempo completo	2.152 30,38
			Eventual tiempo completo	1.676 23,66
			Interinidad tiempo completo	624 8,81
			Prácticas tiempo completo	51 0,72
			Formación	128 1,81
			Obra o servicio tiempo parcial	560 7,91
			Eventual tiempo parcial	1.032 14,57
			Interinidad tiempo parcial	251 3,54
			Otros contratos	199 2,81
Total	7.083			

Existen algunas diferencias relevantes entre los distintos colectivos analizados en la Tabla 5.2. En primer lugar, el nivel educativo de los parados que acaban consiguiendo un empleo indefinido es algo mayor del que poseen los que consiguen un contrato temporal. También es mayor la experiencia laboral previa y la base reguladora en el empleo anterior, a partir de la cual se determina el importe de la prestación. Estos parados que acceden al contrato indefinido han disfrutado de prestaciones de mayor duración que los que acceden a un empleo temporal. En concreto, el 60 por ciento de las prestaciones contributivas recibidas por los que acceden a un empleo indefinido tienen una duración superior a los 10 meses, frente a aproximadamente un 40 por ciento en el caso de los desempleados que accedieron a un contrato temporal. En lo que se refiere a las prestaciones asistenciales, su duración tiende a ser menor en los dos colectivos, pero especialmente en el de los trabajadores indefinidos. Así, el 85,7 por ciento de las prestaciones asistenciales recibidas por los trabajadores indefinidos tienen una duración de 3 meses o menos, frente al 13,7 por ciento en el caso de los trabajadores temporales.

En cuanto al grupo de individuos que, finalizado el periodo de análisis, no han encontrado un empleo, caben dos situaciones diferentes. Por un lado, que hayan decidido dejar de buscar empleo y pasar a la inactividad (opción que toman 1.686 personas, que representan el 17 por ciento de la muestra). Por otro, que sigan demandando empleo, esto es, que continúen siendo parados registrados en las oficinas del Servicio Público de Empleo (situación en la que se encuentran 1.178 individuos, el 12 por ciento de la muestra). En ambos grupos es mayoritaria la presencia de mujeres, especialmente en el caso de los inactivos, estando formado este colectivo por individuos de mayor edad que la media del total de población analizada. Así, alrededor del 19 por ciento de los individuos que pasan a la inactividad a lo largo del periodo de análisis o continúan desempleados en octubre de 2012 tienen más de 50 años. Este por-

centaje se reduce al 10 por ciento en el caso del grupo de desempleados que acaban consiguiendo un contrato indefinido y a un 7 por ciento en el de los que obtienen un contrato temporal. También es muy superior el porcentaje de extranjeros entre los que abandonan la situación de demandantes sin haber conseguido un trabajo. Quizá, en parte, no se trate de personas que pasan a la inactividad, sino de individuos que retornan a sus países de origen dada la dificultad de encontrar un trabajo en el contexto actual o bien que aceptan un empleo irregular y deciden dejar de estar inscritos como demandantes. En concreto, el porcentaje de extranjeros con respecto al total de desempleados que pasan a la categoría de inactivos se eleva al 16,3 por ciento, frente a un 9,8 por ciento en el caso de la muestra total.

En cuanto al nivel formativo, los individuos que permanecen en el desempleo al terminar el periodo de análisis presentan claramente el peor nivel de formación de todos los grupos (el porcentaje de individuos con estudios primarios o menos es 10 puntos porcentuales superior entre los que siguen parados al final del periodo que para el grupo de desempleados que acaban consiguiendo un contrato indefinido). Este mismo resultado se repite cuando se analiza el dominio de idiomas. En relación con el sector de actividad en el que se demanda empleo, existe un elevado porcentaje de individuos en ambos grupos (los que pasan a la inactividad o continúan desempleados) que pertenecen al colectivo de parados de primer empleo (alrededor del 13%), muy por encima de la cifra media total (7,7 por ciento), señal evidente de que el desempleo o la inactividad inciden con mayor intensidad en el grupo de personas que no han tenido aún ninguna experiencia laboral.

En lo referido a las prestaciones por desempleo, los individuos que pasan a la inactividad presentan, en el caso de las prestaciones contributivas, la base reguladora más alta de todos los grupos (en algunos casos puede tratarse de personas que han accedido a una jubilación), siendo esta cuantía similar a la media en el caso de los individuos que permanecen en el desempleo. En cuanto a la duración de las mismas, en el caso de las prestaciones contributivas la duración más frecuente en ambos grupos (los que pasan a la inactividad y los que siguen desempleados) es el tramo más elevado (de 19 a 24 meses), mientras que para la muestra total la duración más frecuente es de 4 a 6 meses. Finalmente, en lo que se refiere a las prestaciones asistenciales no se aprecian diferencias significativas con relación a la media muestral.

Abundando en la distribución de las prestaciones, la Tabla 5.3 muestra que de los 7.083 individuos que accedieron a un empleo a lo largo del periodo analizado, 3.365 tenían algún tipo de prestación y 3.718 carecían de las mismas. A simple vista, no parece que el hecho de recibir algún tipo de prestación por desempleo desanime de forma clara la búsqueda de un empleo o desincentive la aceptación de una oferta de trabajo. Es más, en el caso de los que acceden a un puesto de trabajo indefinido, tenemos el mismo número de personas con y sin prestación por desempleo (205 individuos). En el caso de los que acceden a un empleo temporal, son más los individuos que consiguen el puesto de trabajo partiendo de una situación en la que no cobraban prestaciones por desempleo, si bien la diferencia tampoco es muy elevada (3.513 frente a 3.160 individuos). Esto también resulta lógico, pues, tal como se comentó en el apartado de revisión de la literatura, parte de los trabajadores temporales permanecen mucho tiempo en esa situación, ocupando diversos empleos durante periodos cortos de tiempo que no generan el derecho a cobro de prestaciones.

Finalmente, la Tabla 5.4 presenta una descripción detallada del tipo de contrato firmado por el trabajador que consigue un empleo, tanto de carácter fijo como temporal. Se observa que el grueso de las contrataciones (más del 76 por ciento del total) se realizan mediante dos modalidades de carácter temporal: el contrato de Obra o Servicio y el Eventual por Circunstancias de la Producción (tanto a tiempo completo como parcial). El porcentaje de trabajadores que consigue un contrato indefinido no llega apenas al 6 por ciento.

5.2. Funciones de supervivencia en el desempleo y tasas de salida empíricas al empleo

Duración de los periodos de paro: medias y percentiles

Antes de proceder a construir las denominadas funciones de supervivencia, que indican la proporción de parados que permanecen todavía en el desempleo al final de cada periodo de análisis, procederemos a describir la duración de los periodos de desempleo de los individuos que componen la muestra, según el tipo de prestación y la modalidad de contratación. La Tabla 5.5 contiene los valores medios de las duraciones de los periodos de desempleo. Para el conjunto de la muestra, la duración media de los periodos de paro ha sido de 278 días, muy superior a la media de periodos de desempleo observados en las etapas anteriores a la crisis (véase, por ejemplo, Toharia *et al.*, 2009). Además, casi un 30 por ciento de los episodios duran más de un año, lo cual es representativo de la importancia del paro de larga duración. Este aumento en la duración de los periodos de desempleo se deriva de la intensidad de la crisis económica actual y ha sido observado, en general, para muchos países europeos (véase, Gradín *et al.*, 2012).

Tabla 5.5. Duración de los periodos de paro (días).
Media y distribución muestral en percentiles

	Media	Percentil								
		10	20	30	40	50	60	70	80	90
Toda la muestra	277,9	31,0	54,0	80,0	109,0	145,0	213,0	342,0	484,0	757,6
Con prestación	270,4	37,6	62,0	86,0	114,0	153,0	221,0	330,0	469,0	699,8
Contributivas	270,8	38,0	62,0	86,0	114,0	154,0	220,0	329,4	468,0	702,2
Asistenciales	268,0	35,0	56,0	81,5	106,0	143,0	233,0	351,0	488,0	699,0
Sin prestación	284,7	25,0	45,0	74,7	104,0	139,0	208,0	352,0	498,0	808,0
Hacia un empleo fijo	340,0	31,0	56,0	97,6	151,0	221,5	309,6	439,8	631,6	827,9
Con prestaciones	338,7	49,2	87,0	124,4	191,4	252,0	320,4	408,2	537,0	773,6
Sin prestaciones	341,4	19,6	34,4	70,6	112,0	171,0	281,0	466,0	682,4	926,8
Hacia un empleo temporal	274,1	31,0	54,0	79,0	108,0	142,0	210,0	335,0	480,0	752,0
Con prestaciones	266,0	37,0	61,0	84,0	112,0	147,0	213,0	322,0	467,8	689,0
Sin prestaciones	281,4	26,0	46,0	75,0	104,0	136,0	207,0	349,0	489,0	804,0
Hacia la inactividad	361,1	122,0	122,0	122,0	214,0	214,0	306,0	426,0	579,0	852,0
Con prestaciones	466,8	122,0	183,0	214,0	306,0	395,0	487,0	588,0	760,0	974,0
Sin prestaciones	301,5	122,0	122,0	122,0	122,0	214,0	244,0	306,0	487,0	671,0

Si atendemos al tipo de prestación, se observa que los parados con prestación tardan en salir del desempleo 14 días menos que los parados sin prestación (en concreto, la duración media del desempleo es de 270,4 días para los desempleados con prestación y 284,7 días para los parados sin prestación). El análisis de la distribución de los episodios muestra evidentes diferencias, ya que, por ejemplo, el 10 por ciento de los episodios de más corta duración de los que no reciben prestación duraron entre 4 y 25 días, mientras que la duración de ese 10 por ciento de episodios osciló entre los 14 y los 38 días para los que recibieron prestaciones. Es decir, los episodios de desempleo de corta duración están presentes en mayor medida entre los que no cobran prestaciones, situándose la mediana (esto es, el percentil 50) para este grupo en 139 días, frente a 153 en el caso de los que cobran prestaciones. Sin embargo, el grupo de parados sin prestaciones experimenta periodos de paro de larga duración más prolongados que aquellos que las reciben, lo cual lleva finalmente a una duración media superior. Es decir, el hecho de no cobrar prestación implica una dificultad para salir del paro cuando los episodios de desempleo se alargan.

Se puede encontrar una explicación plausible al analizar la muestra en función del tipo de contrato hacia el que transita el parado. Los datos de la Tabla 5.5 muestran que la duración media del paro es sensiblemente superior para los individuos que logran firmar un contrato indefinido (340 días), que para aquellos que transitan hacia la temporalidad (274 días). Este resultado es acorde con lo observado en muchos de los análisis de la duración de paro en España. La elevada rotación entre empleos de los trabajadores temporales les hace experimentar transiciones más "rápidas" hacia un puesto de trabajo que las de los trabajadores indefinidos, aunque su estabilidad posterior en el empleo es mucho menor. Sin embargo, para ambos colectivos, el 20 por ciento de los episodios de desempleo finaliza con un acceso al empleo antes de dos meses, por lo que, de nuevo, las diferencias se encuentran en los periodos de paro de larga duración, mucho más prolongados en el caso de los individuos que acceden a un contrato indefinido. La causa la podemos encontrar de nuevo en la percepción o no de prestaciones por parte de los parados. Tanto para los trabajadores fijos como para los temporales, la no percepción de una prestación conlleva una mayor duración media del periodo del desempleo, si bien el efecto relativo es mayor en el caso de los temporales: no recibir una prestación alarga la duración media del paro un 0,8 por ciento para los trabajadores fijos y un 6 por ciento para el caso de los temporales. En este resultado se conjugan dos efectos diferentes del hecho de recibir prestaciones sobre el paro de corta y larga duración. Así, en el caso de los trabajadores temporales, la no percepción de prestaciones se asocia con periodos de paro de mayor duración en los episodios cortos en relación con los trabajadores indefinidos (el 20 por ciento de los episodios de paro de menor duración correspondiente a los trabajadores fijos que no cobran prestaciones se terminan a los 34 días, mientras que el mismo colectivo de temporales lo alarga hasta 46 días). Por su parte, en el caso de los trabajadores fijos, la no percepción de prestaciones incrementa enormemente las duraciones largas de desempleo en relación a los trabajadores temporales, especialmente en el 30 por ciento final de la distribución.

Por último, en relación con la naturaleza de las prestaciones, es importante señalar que no se aprecian grandes diferencias en cuanto a la duración de los periodos de paro según que la prestación sea de naturaleza contributiva o asistencial.

En resumen, el análisis meramente descriptivo de los datos correspondientes a la muestra utilizada permite realizar las siguientes afirmaciones:

- La duración media de los periodos de desempleo ha aumentado durante la crisis.
- El crecimiento de la duración media se puede atribuir especialmente al incremento de duración de los periodos largos de desempleo.
- Los parados que reciben prestaciones experimentan periodos de paro más cortos en promedio que aquellos que no perciben prestaciones, debido a que en este último grupo es más frecuente encontrar periodos de paro de larga duración.
- La duración media de los periodos de desempleo es superior para aquellos individuos que acceden a un trabajo fijo que para los que acceden a un trabajo temporal. Sin embargo, el efecto de las prestaciones afecta de forma diferente a ambos colectivos: no recibir prestaciones alarga los periodos de paro cortos para los trabajadores temporales en relación con los indefinidos, a la vez que acorta los periodos de paro prolongados para los temporales frente a los indefinidos.
- El efecto de las prestaciones es indiferente a su naturaleza; esto es, recibir prestaciones contributivas o asistenciales no implica diferencias apreciables en la duración de los periodos de paro.

Funciones de supervivencia en el desempleo

Como ya se ha señalado, las funciones de supervivencia en el desempleo muestran la evolución de la proporción de parados que permanecen todavía en esa situación al final de cada periodo de análisis, en este caso, cada mes. La Figura 5.1 muestra las funciones de supervivencia de los parados según que estos reciban o no prestaciones. Se observa que ambas funciones presentan perfiles muy similares, relativizando el efecto negativo que puede tener el hecho de recibir prestaciones sobre la duración de los periodos de paro. Por otra parte, el ritmo de salida del desempleo es ligeramente superior entre aquellos que no perciben prestaciones hasta el noveno mes de paro, a partir del cual se invierte la relación.

Figura 5.1. Funciones de supervivencia según se perciba o no una prestación
(Porcentajes en el eje vertical y meses en el eje horizontal)

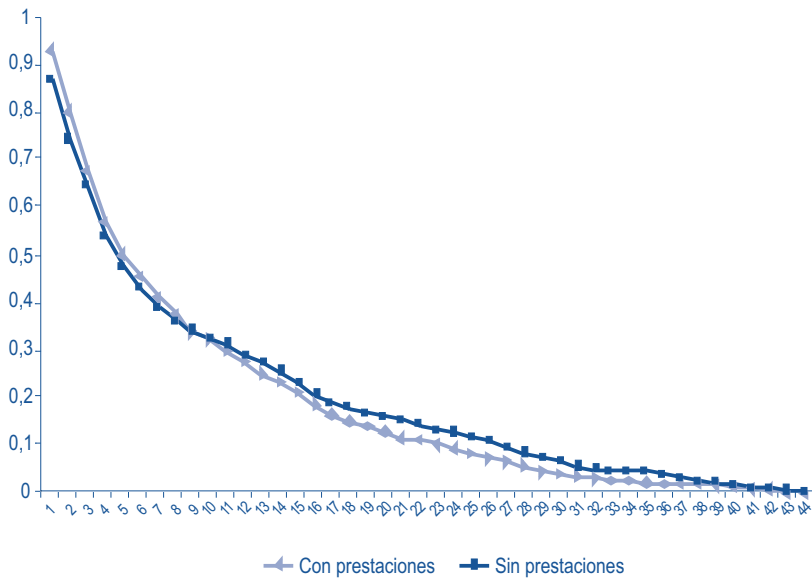
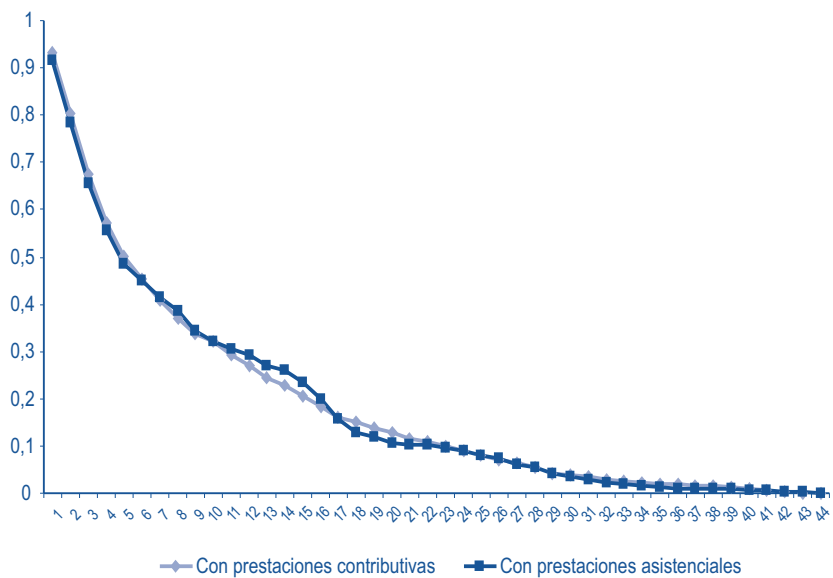
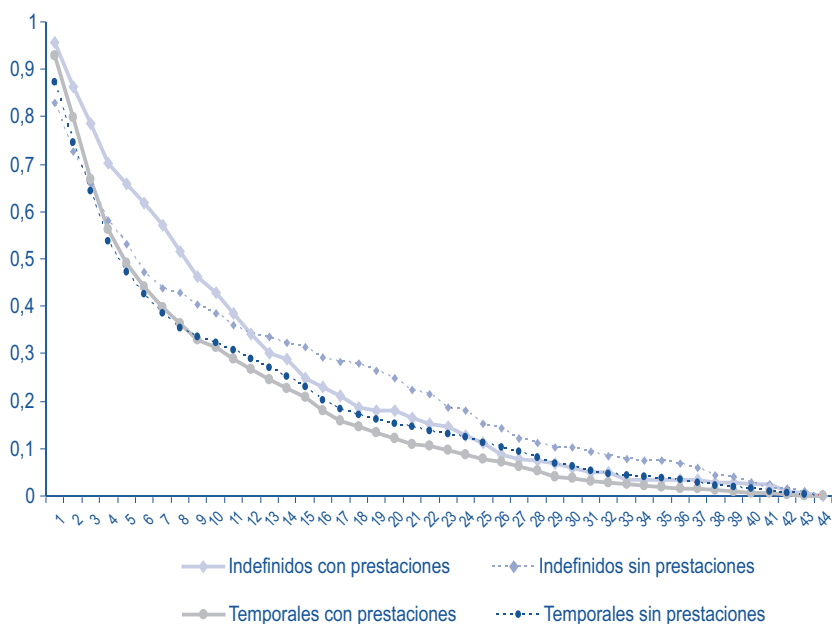


Figura 5.2. Funciones de supervivencia según tipo de prestación
(Porcentajes en el eje vertical y meses en el eje horizontal)



Por otra parte, tal y como se observa en la Figura 5.2, el tipo de prestación (contributiva o asistencial) no influye apenas en el ritmo de salida del desempleo. Los estudios sobre el efecto de las prestaciones en la duración del desempleo advierten de la necesidad de distinguir el tipo de prestaciones, en tanto en cuanto se esperan efectos diferentes de las contributivas y de las asistenciales sobre el desempleo, al ser distintas su cuantía y duración (véase Arranz y Muro, 2004b). Sin embargo, es posible que las elevadas tasas de paro que caracterizan a los mercados de trabajo español y asturiano en la actualidad actúen como un acicate en la búsqueda de empleo de todos los colectivos, diluyendo el posible efecto diferencial que puede generar el tipo de prestación sobre la intensidad de esa búsqueda.

Figura 5.3. Funciones de supervivencia según tipo de contrato y si se recibe o no prestación
(Porcentajes en el eje vertical y meses en el eje horizontal)



En cuanto al efecto del tipo de contrato que consigue el desempleado cuando encuentra trabajo, la Figura 5.3 muestra que, en general, el ritmo de salida del paro es más alto entre los trabajadores que encuentran un empleo temporal, si bien esta afirmación es matizable. Concretamente, hasta los dos meses de paro son los trabajadores que transitan hacia un empleo fijo sin recibir ninguna prestación por desempleo los que más rápido salen del paro. Sin embargo, desde ese momento, este tipo de trabajadores ralentizan su salida de tal forma que a partir del año en situación de desempleo son los que más lentamente lo abandonan. Por su parte, los parados que tran-

sitan hacia un contrato indefinido disfrutando de prestaciones abandonan el desempleo más lentamente que el resto de colectivos en los primeros doce meses de paro, en consonancia con la evidencia recogida en los estudios sobre duración del paro y prestaciones para nuestro país. Pero, a partir del año, su perfil de salida comienza a presentar una gran similitud con los trabajadores que transitan hacia un empleo temporal, no distinguiéndose apenas diferencias a partir de los dos años.

En lo que se refiere a los trabajadores que transitan hacia un contrato temporal, durante los primeros nueve meses de paro aquellos que no reciben prestaciones salen del desempleo más rápido que los que las reciben, pero a partir de ese momento el comportamiento se invierte. Por último, para los parados que acaban consiguiendo un empleo temporal (tanto si reciben prestaciones como si no las reciben), la salida del desempleo es más rápida que para el grupo de desempleados que consiguen un puesto de trabajo fijo y reciben prestaciones desde el inicio hasta los dos años, pero a partir de ese momento no se aprecian apenas diferencias entre los tres grupos de parados.

En suma, a la luz de la información anterior se puede afirmar que:

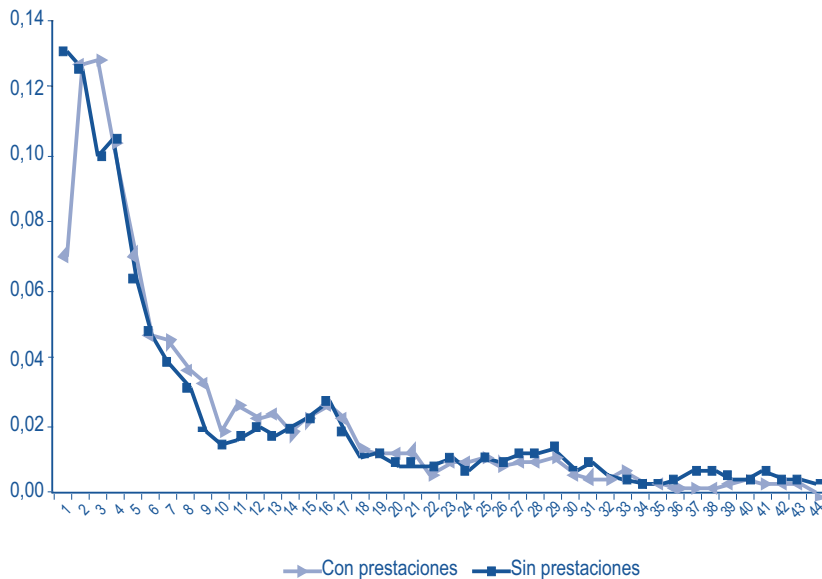
- El ritmo de salida del desempleo varía en función del tiempo que el individuo lleva en esa situación y del hecho de recibir o no prestaciones por desempleo. En concreto, los parados que no reciben prestaciones tiene un ritmo de salida más rápido durante los primeros nueve meses en situación de desempleo, pero pasan a tenerlo más lento a partir de entonces.
- El tipo de prestación (contributiva o asistencial) no ejerce una influencia significativa en el ritmo de salida del desempleo.
- Los trabajadores que transitan hacia un empleo temporal lo hacen, en general, más rápido, salvo en el muy corto plazo. En concreto, durante los dos primeros meses de paro, aquellos que optan a un contrato fijo y no tienen prestación salen más rápido del paro que aquellos transitan hacia un contrato temporal.
- Finalmente, el hecho de recibir una prestación por desempleo afecta de forma significativa a la velocidad de salida del paro, tanto para los trabajadores que consiguen un contrato fijo como para los que logran uno temporal. En concreto, cuando se trata de trabajadores que acaban firmando un contrato temporal, la probabilidad de salida del desempleo es mayor si no cobran prestaciones solo hasta el noveno mes en situación de desempleo. A partir de ese momento, la probabilidad de salida del desempleo si no cobran prestaciones es inferior. Cuando se trata de trabajadores que obtienen un contrato indefinido, la probabilidad de salida si no cobran prestaciones es mayor que cuando las cobran hasta al decimosegundo mes en situación de desempleo, pero a partir de ese momento la probabilidad de salida del desempleo es inferior.

Tasas de salida empíricas al empleo

Las tasas de salida empíricas hacia el empleo indican la proporción de trabajadores que logran encontrar un empleo al final de cada periodo de estudio. El análisis relevante de las tasas de salida al empleo es el referido a los primeros meses de paro, dado que en ellos se va a producir el mayor porcentaje de salidas hacia el empleo según el patrón de comportamiento de las funciones de supervivencia.

En la Figura 5.4 se presentan las tasas de salida al empleo según que el parado reciba o no prestaciones. Lo primero que se observa es que, con independencia de si se reciben o no prestaciones, la mitad de los parados que logran empleo lo consiguen en los primeros cinco meses de paro. Ello supone que tardan un mes más que en el periodo 2004-2007, inmediatamente anterior a la crisis, según el cálculo realizado por Toharia *et al.* (2009). La mayor tasa de salida se produce en el segundo mes, y a partir de ese momento desciende paulatinamente, de tal forma que al cabo de un año la proporción de los que lograron encontrar un empleo llega al 72 por ciento, al cabo de dos años alcanza el 90 por ciento, y al cabo de tres años prácticamente la totalidad (97 por ciento) alcanza un empleo.

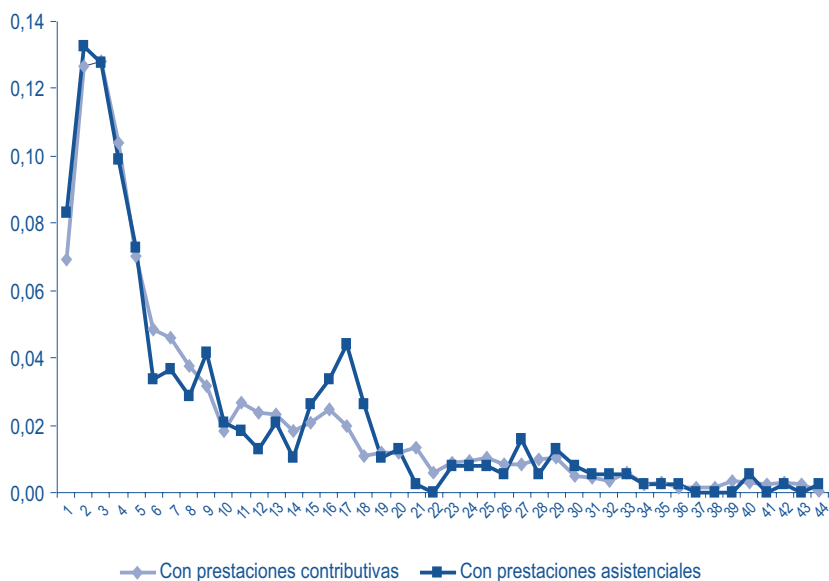
Figura 5.4. Tasas de salida empíricas hacia el empleo según se perciba o no una prestación (Porcentajes en el eje vertical y meses en el eje horizontal)



Distinguiendo entre los que reciben prestaciones y no, se observa una importante diferencia en el primer mes, ya que la tasa de salida de los que no perciben prestaciones (13,1 por ciento) es casi el doble de los que sí las perciben (7,1 por ciento). A partir de ese momento, y a excepción del tercer mes, donde la tasa de salida de los que perciben prestaciones es tres puntos porcentuales superior, las tasas de salida son muy similares, no existiendo en ningún caso diferencias que lleguen al punto porcentual.

Por su parte, la Figura 5.5 muestra las tasas de salida hacia el empleo en función del tipo de prestación (contributiva o asistencial). Se observa que no existen diferencias apreciables entre ambas trayectorias, salvo en el periodo que transcurre entre los meses decimoquinto y decimonoveno.

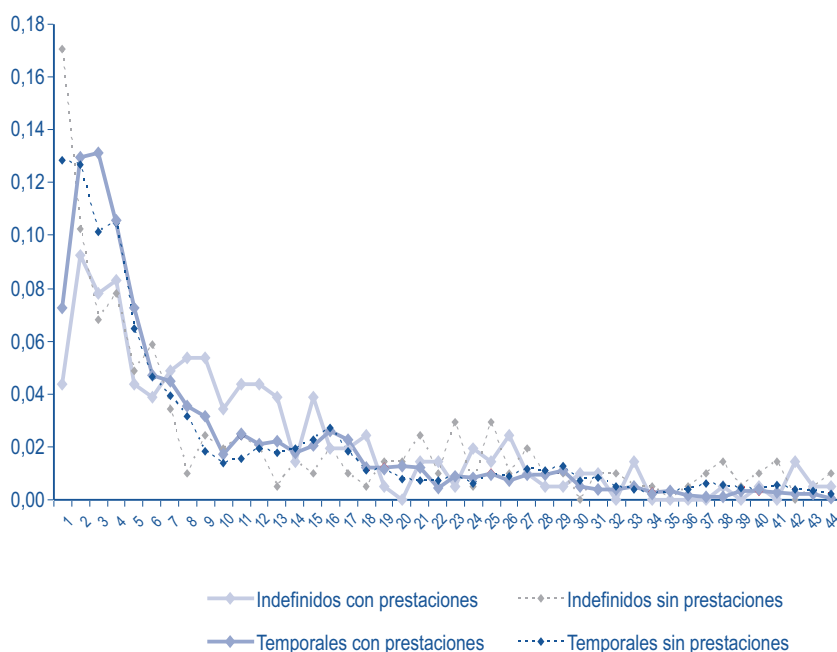
Figura 5.5. Tasas de salida empíricas hacia el empleo según tipo de prestación (Porcentajes en el eje vertical y meses en el eje horizontal)



La Figura 5.6 muestra las tasas de salida en función del tipo de contrato hacia el que transitan los parados y si se recibe o no prestación por desempleo. Centrando la atención en el hecho de recibir o no prestaciones, el análisis del primer mes de búsqueda permite afirmar que en ese primer momento del desempleo son los individuos que no tienen prestación los que experimentan mayores tasas de salida del paro. Cuando se trata de individuos que acceden a un contrato temporal, la tasa de salida de los que no tienen prestación duplica a la que presentan los que sí la poseen. Por su parte, en el caso de los individuos que acceden a un contrato indefinido, la tasa de salida de los que no poseen prestación es cuatro veces mayor que la de quienes sí tienen prestaciones. Sin embar-

go, en el segundo mes estas diferencias desaparecen completamente, identificándose a partir de entonces algunos patrones de comportamiento relevantes. En primer lugar, para todos los colectivos las tasas de salida tienden a disminuir progresivamente conforme transcurren los meses. En segundo lugar, dentro el colectivo de los trabajadores temporales, las tasas de salida son similares entre los grupos con prestación y sin prestación a partir del tercer mes de paro. Finalmente, en lo que se refiere al grupo de trabajadores que acceden a un contrato indefinido, hay una mayor disparidad en las tasas de salida entre perceptores y no perceptores de prestaciones. Así, durante los dos primeros meses de paro los no perceptores de prestaciones presentan mayores tasas de salida, mientras que desde el séptimo al decimoctavo, son los perceptores los que se ven favorecidos por tasas más altas, alternándose las diferencias a favor de un colectivo u otro el resto de los meses.

Figura 5.6. Tasas de salida empíricas hacia el empleo según tipo de contrato y si se recibe o no prestación
(Porcentajes en el eje vertical y meses en el eje horizontal)



Como resumen de lo indicado en esta sección, se puede concluir que:

- Las tasas de salida al empleo de los parados durante los años de crisis son más lentas que en el periodo inmediatamente anterior.

- A partir aproximadamente del año y medio en situación de desempleo no existen diferencias sustanciales en el comportamiento de las tasas de salida de ningún colectivo, siendo este monótono decreciente, sin observarse picos de salida al final del periodo de observación.
- Las diferencias más importantes en las tasas de salida en función del hecho de recibir o no una prestación por desempleo se revelan en los tres primeros meses, pero especialmente en el primero, en el que los que no reciben prestaciones tienen tasas de salida del desempleo muy superiores. Posteriormente las conductas tienden a igualarse. Es decir, el efecto desincentivador de las prestaciones solo se aprecia con claridad en el muy corto plazo.
- El tipo de prestación (contributiva o asistencial) no genera diferencias relevantes en las tasas de salida del desempleo.
- El tipo de contrato al que se accede sí parece influir en la tasa de salida. En concreto, son los parados que acceden a contratos fijos (y carecen de prestaciones) los que tienen una mayor tasa de salida durante el primer mes de paro. Sin embargo, a partir del segundo y hasta el sexto mes, son los trabajadores temporales los que presentan mayores tasas de salida.
- Al contrario de lo que cabría suponer, el hecho de recibir una prestación por desempleo aumenta de manera significativa la tasa de salida del desempleo en el caso de los parados que acceden a un contrato fijo entre el sexto y el decimoctavo mes de desempleo.

5.3. Estimación de los modelos de duración del desempleo

Para estimar el efecto de los determinantes de la probabilidad de salir del desempleo de un individuo y, en especial, el papel que desempeña el sistema de prestaciones, se utilizará la técnica de los modelos de duración o supervivencia. Estos modelos estiman la probabilidad de que un individuo encuentre un puesto de trabajo, condicionada al tiempo que lleva buscando un empleo.

Como ya se ha indicado, la muestra analizada se compone de 9.947 individuos que se dieron de alta como parados registrados en el mes marzo del año 2009 en las oficinas del Servicio Público de Empleo del Principado de Asturias. Estos desempleados fueron seguidos todos los meses hasta octubre de 2012. Se dispone para ellos, pues, de una ventana de observación de 43 meses. En muchos casos, transcurrido dicho periodo el individuo continúa desempleado. Eso hace que algunos datos estén "censurados". En la terminología de los modelos de duración, se define la situación de censura como aquella en la que, en el momento final de observación, es decir, el 31 de octubre de 2012, el individuo ha "sobrevivido" (es decir, se mantiene en la misma situación que al principio). En este caso concreto, ello significa que no ha encontrado un puesto de trabajo.

A la hora de estimar el efecto de los determinantes de la duración del desempleo, se ha optado por una doble estrategia. En primer lugar, se ha estimado un modelo de una sola salida o fallo, en el que

se analizan los determinantes de la probabilidad de encontrar un empleo frente a no encontrarlo, sea cual sea la situación alternativa al empleo (inactividad o continuidad en el desempleo), que será identificada a través de ceros en la variable de censura.

No obstante, dado que el análisis descriptivo de los datos parecía mostrar diferencias en la duración del desempleo dependiendo de si el parado firmaba un contrato indefinido o temporal, siendo ambas opciones mutuamente excluyentes, en la práctica se pueden identificar realmente dos salidas del desempleo: hacia un empleo fijo o hacia un empleo temporal. Esto permite calcular un modelo de múltiples salidas o modelo de competencia, en el que se plantea estimar la probabilidad de encontrar un empleo fijo (temporal) frente a encontrar un empleo temporal (fijo) o no encontrarlo, sea cual sea la causa de no encontrarlo (inactividad o continuidad en el desempleo).

De los diversos modelos de duración existentes, se ha optado por el modelo de Cox (Cox, 1972), tanto para el caso de una sola salida como para el de múltiples salidas. Esta es una de las especificaciones más utilizadas debido a su flexibilidad, ya que no impone ningún comportamiento a la función de riesgo base, al contrario de los modelos paramétricos¹².

Las variables introducidas en el modelo para explicar la probabilidad de encontrar un empleo (o salir del desempleo) son las siguientes:

a) Características personales (sexo, edad, nacionalidad y padecimiento de alguna discapacidad):

- Sexo. La variable dicotómica "sexo" toma valor uno si el individuo es hombre. Con esta variable se pretende conocer si la probabilidad de salida del desempleo en el periodo analizado es diferente según el género. Dado que la crisis estuvo muy ligada en el comienzo al sector de la construcción, muy masculinizado, es posible que la probabilidad de salida del desempleo sea mayor para las mujeres que para los hombres a lo largo del periodo analizado. No obstante, históricamente los hombres han tenido menores tasas de paro que las mujeres en nuestro país, por lo que no sería extraño que, a igualdad de otras variables, la probabilidad de salida del desempleo fuese mayor para los hombres.

¹² Véase el apéndice metodológico para una explicación más extensa del modelo. El comportamiento monótono decreciente de las funciones de supervivencia y de las tasas de riesgo empíricas anteriormente expuestas, haría también adecuado la aplicación del modelo paramétrico de Weibull. Sin embargo, el estudio de los residuos de Cox-Snell permite afirmar que el modelo de Cox se ajusta mejor a los datos.

- Edad. La "edad" es la que corresponde al individuo en el momento en que se inscribe como nuevo demandante de trabajo en marzo de 2009. Esta variable se introduce en intervalos a través de un conjunto de variables ficticias, siendo la categoría de referencia (con la que se comparan todas las demás a partir de los coeficientes obtenidos en las estimaciones) el intervalo de 40 a 44 años¹³.
 - Nacionalidad. Se distinguen tres categorías a través de dos variables ficticias. La primera, "español", toma valor uno si el individuo tiene dicha nacionalidad. La segunda "extranjero de la UE" toma valor uno si el individuo es extranjero de la Unión Europea. De este modo, la categoría de referencia es "extranjero no UE". Con estas variables se pretende conocer en qué medida los trabajadores extranjeros cuentan con más dificultades para conseguir un empleo que los propios españoles.
 - Padecimiento de alguna discapacidad. Esta variable toma valor uno si el trabajador presenta algún tipo de discapacidad. Podría ocurrir que estos trabajadores tuvieran más dificultades para abandonar el desempleo que el resto, especialmente en una situación de crisis económica.
- b) Nivel formativo que figura en la demanda de trabajo. Como elemento de control, se introduce en las estimaciones un conjunto de variables ficticias que miden el nivel formativo que consta en la demanda de empleo registrada en la oficina. Se trata de saber cómo afecta la educación, *ceteris paribus*, a la probabilidad de abandonar la situación de desempleo. Sería de esperar que los trabajadores de alta formación, dado el mayor coste de oportunidad de mantenerse en la situación de desempleo, tuvieran más incentivos para abandonar dicha situación. No obstante, también los trabajadores muy poco cualificados y con escasos recursos se ven muy presionados en la búsqueda de empleo. Por ello, es posible que la relación entre la probabilidad de salida del desempleo y el nivel de formación tenga forma de U (la probabilidad de salida sería menor para los niveles formativos intermedios). El nivel de formación del individuo se recoge a través de seis categorías: "estudios primarios o menos", "estudios de bachillerato", "formación profesional", "musicales de grado medio", "estudios universitarios", y "estudios post-universitarios", siendo "primarios o menos" la categoría de referencia.
- c) Dominio de idiomas. También disponemos de información sobre el dominio de idiomas extranjeros, distinguiendo a través de variables ficticias si el desempleado habla como primer idioma extranjero "inglés", "francés", "alemán" u "otro idioma" (la categoría de referencia es "no domina otro idioma"). Se espera que el conocimiento de idiomas aumente la probabilidad de que un individuo abandone la situación de desempleo.

¹³ Obsérvese que el último intervalo se extiende hasta la edad de 64 años. No existen desempleados por encima de esa edad en la muestra de nuevos parados de marzo de 2009.

- d) Experiencia laboral. La experiencia laboral se recoge de una manera parcial. En concreto, la base de datos informa del número de meses de experiencia laboral en las seis ocupaciones para las que el parado puede especificar su demanda de empleo. No mide la experiencia total, pero es una buena aproximación. *A priori*, dado el efecto de la edad, una mayor experiencia laboral debería facilitar la salida del desempleo de un individuo.
- e) Tipo de ocupación solicitada en primer lugar. Los demandantes de empleo deben indicar cuál es el tipo de ocupación que demandan en primer lugar. En este sentido, las demandas se agrupan en las siguientes categorías: "directivo", "técnico", "mando intermedio", "jefe de equipo", "oficial" y "no cualificado", siendo "técnico" la categoría de referencia. Esta variable también recoge ciertos rasgos de la dotación de capital humano específico del individuo, por lo que su interpretación es complementaria a la de las variables de formación.
- f) Sector de actividad. El sector se incluye como elemento de control. Los sectores se agrupan según la CNAE-2009, siendo la categoría de referencia "sin empleo anterior".
- g) Prestaciones. La base de datos permite conocer si el individuo cobra o no prestaciones, el tipo de prestaciones, su duración y su cuantía aproximada. En lo que se refiere al tipo de prestaciones, se distinguirá entre contributivas y asistenciales (subsidios por desempleo). En nuestro caso, nos interesan fundamentalmente su duración y cuantía. En cuanto a lo primero, la base de datos proporciona dos tipos de información. Por un lado, la duración (en días) de la última prestación (contributiva o subsidio) generada por el trabajador antes de iniciar un nuevo periodo de desempleo en marzo de 2009. Llamaremos a esta variable "prestación anterior agotada" y su valor recoge el número de días a los que se tuvo derecho por esa prestación anterior. Por otro lado, tenemos también la duración de la prestación que recibirá desde el día de marzo de 2009 en que se da de alta como desempleado. Esta información permite definir dos variables: "duración de la prestación contributiva" y "duración de la prestación asistencial". En ambos casos se distinguen varios tramos temporales a través de variables ficticias, siendo la categoría de referencia no tener prestación de ese tipo (en otros términos, la duración de la misma sería igual a cero). En lo que se refiere a la cuantía, la fuente informa de la "base reguladora mensual" del trabajador. El importe de la prestación o subsidio que recibe el desempleado guarda una relación de proporcionalidad con la base reguladora. En el caso concreto de los subsidios, la base reguladora coincide, en general, con el valor del IPREM. Por este motivo, a partir de dicha información se construyen dos variables. La primera, es la "base reguladora de la prestación contributiva" que toma un determinado valor positivo cuando el individuo cobra una prestación contributiva y un valor cero en el resto de los casos. La segunda es la "base reguladora del subsidio", que generalmente toma el valor correspondiente al IPREM cuando el individuo percibe un subsidio y un valor cero en todos los demás casos. De esta forma se puede independizar el efecto del cobro de una prestación contributiva por desempleo sobre su duración, del efecto del cobro de un subsidio de carácter asistencial.

En cuanto al efecto esperado de estas variables sobre la duración del paro, como ya se señaló al final de la Sección 2, el análisis económico no es concluyente, dada la diversidad de prestaciones y de cuantías. Es verdad que muchos estudios han observado un alargamiento de los periodos de desempleo ligado al mero hecho de cobrar prestaciones, pero, en nuestro caso, serán los datos quienes den respuesta a esa cuestión. En lo referido al efecto de la base reguladora de la prestación (que sirve como aproximación de la cuantía) sobre la probabilidad de abandonar el desempleo, la respuesta también es *a priori* ambigua. Por un lado, una mayor cuantía de los pagos permitiría una mayor acomodación a la situación de desempleo, con lo que tendería a disminuir la probabilidad de salida. Pero, por otro lado, los que reciben mayores prestaciones son seguramente quienes más pierden estando desempleados (su coste de oportunidad como desempleado es mayor), por lo que tendrían mayores incentivos para abandonar la situación de desempleo, elevando la probabilidad de salida de dicha situación. En el caso concreto de los subsidios, su cuantía es mucho más reducida que la de las prestaciones contributivas, por lo que el efecto desincentivador de la búsqueda de empleo debería ser menor.

Modelo de una sola salida

Tabla 5.6. Modelo de duración de una salida (empleo), de los nuevos demandantes de empleo de marzo de 2009. Modelo de Cox

	Ratio de probabilidad	Desv. Típica
Características personales		
Hombre	1,054	0,030 **
Edad menor de 19 años	1,297	0,097 *
Edad 20-24 años	1,536	0,077 *
Edad 25-29 años	1,410	0,067 *
Edad 30-34 años	1,262	0,060 *
Edad 35-39 años	1,165	0,057 *
Edad 45-49 años	0,990	0,056
Edad 50-54 años	0,788	0,054 *
Edad 55-59 años	0,536	0,049 *
Edad 60-64 años	0,258	0,040 *
Español	1,132	0,062 *
Extranjero de la UE	0,710	0,065 *
Discapacitado	0,844	0,071 **
Nivel formativo de la demanda		
Estudios de bachillerato	1,021	0,040
Formación profesional	1,235	0,045 *
Musicales grado medio	0,614	0,437
Estudios universitarios	0,941	0,046
Post-universitarios	2,885	1,463 *
Dominio de idiomas		
Inglés	0,963	0,033
Alemán	1,002	0,215
Francés	1,001	0,067
Otro idioma	0,895	0,059 **

Continuación Tabla 5.6

Experiencia laboral		
Experiencia laboral	1,001	0,0001 *
Tipo de ocupación solicitada		
Directivo	0,839	0,269
Mando intermedio	1,043	0,150
Jefe de equipo	0,899	0,094
Oficial	1,257	0,050 *
No cualificado	1,045	0,032
Sector de actividad del demandante		
Agricultura	1,241	0,176
Energía y agua	2,226	0,403 *
Industria extractiva	1,545	0,329 *
Industria manufacturera	1,717	0,115 *
Construcción	1,658	0,106 *
Comercio	1,594	0,100 *
Transporte	2,317	0,189 *
Hostelería	1,789	0,115 *
Servicios informáticos	1,426	0,165 *
Actividades financieras	0,967	0,235
Educación	1,654	0,165 *
Sanidad	1,236	0,101 *
Actividades profesionales	1,404	0,108 *
Otros servicios	1,645	0,145 *
Sector público	1,733	0,108 *
Cuantía de las prestaciones		
Base regul. prestac. contributiva	0,9996	0,00004 **
Base reguladora del subsidio	0,9993	0,001
Duración prestaciones contributivas		
1 mes	1,670	0,160 *
2 meses	1,598	0,168 *
3 meses	1,467	0,128 *
De 4 a 6 meses	1,489	0,096 *
De 7 a 9 meses	1,289	0,095 *
De 10 a 12 meses	1,264	0,097 *
De 13 a 18 meses	1,275	0,098 *
De 19 a 24 meses	1,118	0,089
Duración prestaciones asistenciales		
1 mes	1,340	0,673
2 meses	1,001	0,513
3 meses	1,237	0,655
De 4 a 6 meses	1,213	0,552
De 7 a 9 meses	1,267	0,601
Más de 10 meses	1,486	0,704
Prestación anterior agotada		
Número de días de la prestación	1,000	0,000
Log- de verosimilitud	-61.154,828	
Nº de observaciones	9.947	

VARIABLES DE REFERENCIA: Edad 40-44; Extranjero no UE; Estudios primarios o menos; No domina otro idioma; Técnico; Sin empleo anterior; Sin prestación contributiva ni asistencial. SIGNIFICATIVIDAD: * 5 por ciento, **10 por ciento

Los resultados de la estimación del modelo de duración de una sola salida se recogen en la Tabla 5.6. La primera columna de datos muestra el denominado "hazard ratio" (razón de riesgo o ratio de probabilidad), calculado a partir del valor del coeficiente estimado para cada variable. Los valores de este ratio son todos positivos dado el método de construcción, pero en unos casos son mayores que uno y en otros menores. Su interpretación es la siguiente: cuando el valor correspondiente a una variable concreta es mayor que uno y significativo, entonces dicha variable eleva la probabilidad de que el individuo salga de la situación de desempleo; sin embargo, un valor inferior a la unidad y significativo se interpreta como un efecto reductor de dicha probabilidad. La segunda columna muestra la desviación típica, a partir de la cual se puede conocer si los valores estimados son estadísticamente significativos o no.

Comenzando por el análisis de los efectos de las características personales sobre la probabilidad de abandonar la situación de desempleo, se observa que ser hombre eleva significativamente dicha probabilidad, a igualdad del resto de características del individuo. Es decir, a pesar de que la crisis afectó más al empleo masculino en sus comienzos (dado el colapso de la construcción), su rápida extensión a los servicios ha hecho que la mujer siga teniendo más dificultades que el hombre para conseguir un puesto de trabajo.

En cuanto a la edad, los valores de los coeficientes de los distintos tramos muestran cómo la probabilidad de salida aumenta al principio con la edad (hasta los 20-24 años), para luego disminuir progresivamente. Parece confirmarse que la relación entre la probabilidad de salida del desempleo y la edad tiene forma de U invertida (como observan también, por ejemplo, Arranz y Muro, 2004a) debido probablemente a la menor productividad esperada tanto para los individuos más jóvenes como para los de mayor edad.

Ser español facilita la salida del desempleo y ser extranjero proveniente de la Unión Europea la dificulta frente al hecho de ser extranjero de fuera de la Unión Europea, que es la categoría de referencia. Por su parte, conforme a lo que muestran los estudios previos, padecer algún tipo de discapacidad reduce la probabilidad de salir del desempleo.

Por su parte, demandar trabajos cuyo nivel formativo requerido sea post-universitario o de formación profesional incrementa significativamente la probabilidad de encontrar empleo frente a la categoría de comparación (que requiera sólo estudios primarios o menos). Sin embargo, si el puesto demandando requiere estudios de bachillerato o universitarios, la probabilidad de salir del desempleo no se eleva frente a la categoría de referencia (obsérvese que ninguna de las dos variables es estadísticamente significativa). Esta observación parece poner de manifiesto la existencia de una cierta desconexión entre la oferta formativa reglada y las necesidades del mercado de trabajo asturiano. Tampoco el hecho de hablar un idioma extranjero como el inglés, francés o alemán, afecta significativamente a la probabilidad de salida del desempleo de los individuos.

El aumento de experiencia laboral, que aproxima el capital humano específico adquirido en la empresa (conocido en la literatura como *on-the-job training* o formación en el trabajo) contribuye a elevar la probabilidad de salir del desempleo, como era de esperar. Sin embargo, el tipo de ocupación solicitada (que también representa aspectos ligados a la formación) no es, en general, significativo (solamente el hecho de ser "oficial" permite elevar la probabilidad de salida del desempleo frente a la categoría de referencia).

Las estimaciones también controlan por el sector de actividad. Como la categoría de referencia es "no tener empleo anterior", los valores superiores a la unidad y la significatividad de casi todas las variables de sector muestran que la carencia de experiencia laboral es una de las principales características que limitan la probabilidad de que un desempleado abandone dicha situación (obsérvese que el sector de "actividades financieras", muy castigado por la crisis bancaria, y la "agricultura", son los únicos cuyos coeficientes no resultan significativamente distintos al de la categoría de referencia).

Una vez controladas las características personales y profesionales del individuo, centraremos la atención en el análisis de los efectos de las prestaciones por desempleo sobre la probabilidad de salida. Ya se ha señalado que la influencia de las prestaciones depende fundamentalmente de la cuantía y de la duración de las mismas. Las estimaciones muestran que la base reguladora (que utilizamos para aproximar la cuantía de la prestación, al guardar con ella una relación de proporcionalidad) solo resulta significativa en el caso de las prestaciones contributivas. Además, el valor de la tasa de riesgo para esta variable es inferior a uno, por lo que podemos afirmar que la cuantía de la prestación contributiva ejerce el tradicional efecto negativo sobre la probabilidad de encontrar un empleo; es decir, mayores cuantías disminuyen la probabilidad de salida del desempleo (o, de otro modo, alargan la duración de los periodos de paro). Por su parte, la base reguladora del subsidio no resulta significativa. Es posible que ello se deba a su escasa variabilidad y a su reducida cuantía (lo que hace que el salario de reserva del individuo apenas se vea afectado).

En cuanto a la duración de las prestaciones, la probabilidad de salir de la situación de desempleo se relaciona en ese caso positivamente con la duración de la prestación contributiva (los valores de las tasas de riesgo son significativos y mayores que uno), pero la duración de la prestación asistencial no ejerce ninguna influencia (las tasas de riesgo no son significativas). Además, al observar cómo varían los valores de la tasa de riesgo para los diferentes tramos de duración de la prestación contributiva, se constata el hecho de que el efecto de recibir una prestación de este tipo eleva la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo de forma más intensa en el primer mes, pero este efecto positivo se va haciendo menor conforme avanza el periodo de paro hasta dejar de ser significativo en el tramo final (a partir de los 18 meses).

Hemos de resaltar que el efecto positivo de la duración de los periodos de cobro de prestaciones contributivas sobre la probabilidad de salida del desempleo estimado aquí, contradice la hipótesis generalmente aceptada, según la cual, a mayor duración de los mismos, menor incentivo existe a la

búsqueda de empleo. Quizá la explicación se encuentre en la especial intensidad de la crisis actual. Con un desempleo masivo y tasas de paro por encima del 25 por ciento, los desempleados son muy conscientes de la necesidad de buscar empleo desde el primer momento y, en ese contexto, utilizan la prestación contributiva para financiar el proceso de búsqueda y hacerlo más eficiente. Ello contribuye a favorecer la salida del paro, al poder disponer el individuo de más tiempo y mejor información para buscar, comparar y aceptar un puesto de trabajo adecuado a sus características (Mortensen, 1977; Fredriksson y Holmlund, 2006).

Por último, la duración de la prestación anterior recibida por el desempleado y ya agotada no ejerce ninguna influencia significativa sobre la probabilidad de salida del desempleo. Por tanto, no parece que se observen en este caso efectos de *histéresis*, por los que un trabajador que haya recibido prestaciones durante un periodo largo en el pasado llegue a sufrir una pérdida importante de capital humano y una desmotivación que dificulten su salida del desempleo incluso en periodos posteriores.

En suma, a partir de los datos empleados en esta investigación, correspondientes a desempleados asturianos que han sido seguidos en un periodo de crisis profunda del mercado de trabajo, hemos podido medir dos efectos contrapuestos del sistema de prestaciones contributivas por desempleo sobre la probabilidad de abandonar dicha situación. Mientras que el aumento de la cuantía de las prestaciones contributivas parece generar un efecto desincentivador sobre el proceso de búsqueda de empleo, el aumento de su duración favorece la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo.

A partir de estos efectos contrapuestos, cabe preguntarse si el efecto desincentivador de la cuantía de las prestaciones contributivas variará conforme va creciendo su duración. Hay que recordar que la normativa existente en España hace que la cuantía de la prestación disminuya a partir de una duración determinada del desempleo (véase la sección 4.1). En este sentido, la teoría señala que al final de los periodos de prestación los individuos comienzan a sufrir restricciones de tipo financiero, por lo que incrementan la intensidad de la búsqueda de empleo. En consecuencia, se esperarán picos en las tasas de salida empírica en ese tramo final de las prestaciones (Meyer, 1990)¹⁴.

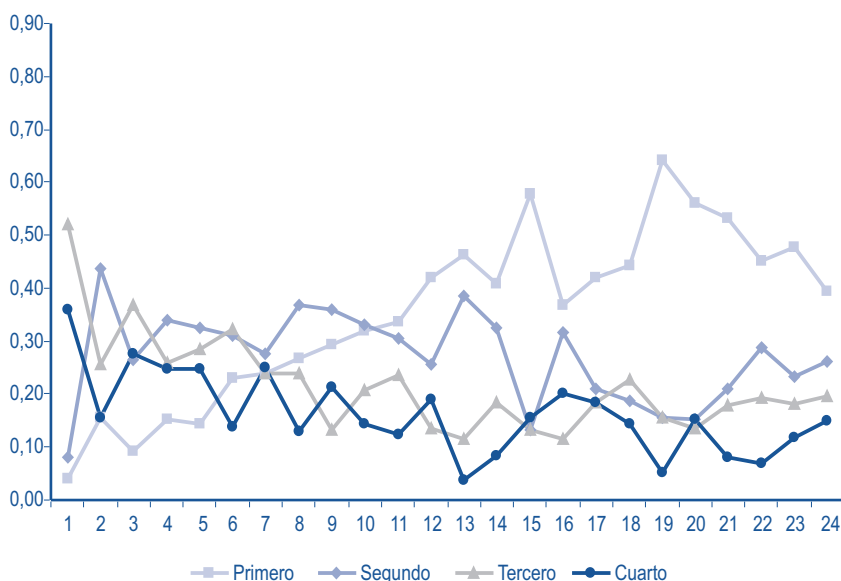
La Figura 5.7 recoge las tasas de salida hacia el empleo en cada cuartil según la duración del periodo de prestación contributiva a que se tiene derecho.¹⁵ Se puede observar que las tasas de salida en el tercer y cuarto cuartil del periodo de prestación solo superan a las del primer y segundo cuartil

¹⁴ Por su parte, Nickell (1979a y b) argumenta que al final de los periodos de prestaciones el individuo deseará salir cuanto antes del desempleo, lo cual hará que el salario de reserva caiga a un nivel tal que el trabajador aceptará la primera oferta que le llegue, por lo que las variaciones en la cuantía de la prestación no tendrán efecto sobre la probabilidad de abandonar el desempleo.

¹⁵ El análisis no se extiende a las prestaciones asistenciales debido a la no significatividad de los efectos tanto de la cuantía como de la duración de la prestación. Así mismo, tal como se ha expuesto en el texto, la cuantía de la prestación asistencial no varía con el paso del tiempo.

para el caso de prestaciones inferiores o iguales a siete meses. Es decir, en periodos de desempleo lo suficientemente cortos como para que se necesite agotar todo el periodo en la búsqueda efectiva de un puesto de trabajo. Además, a medida que aumenta el periodo de prestación, mayor porcentaje de los parados encuentran un empleo durante el primer cuartil del periodo, descendiendo las salidas en el resto de cuartiles, especialmente en el último de ellos.

Figura 5.7. Tasas de salida empíricas hacia el empleo durante el periodo de prestación contributiva (porcentajes), según cuartiles
(En el eje horizontal se representa el número de meses de prestación a que se tiene derecho)



Para estimar correctamente el efecto conjunto de la cuantía de las prestaciones y su duración, se incluyen en el modelo a estimar unas variables de interacción entre las *dummies* de duración de la prestación contributiva y la base reguladora de la misma¹⁶. La Tabla 5.7 recoge el resultado de estas estimaciones. Para facilitar la exposición, se omiten los coeficientes del resto de variables, en los que no se producen cambios significativos. Se observa que el término de interacción es significativo y mayor que uno en todos los casos (excepto para el tramo final de 19 a 24 meses). También se observa que su valor disminuye para los periodos de prestación más largos, por lo que se puede concluir que el efecto del sistema de prestaciones sobre la probabilidad de salida del desempleo es positivo pero decreciente con la duración.

¹⁶ En el caso de las prestaciones asistenciales, no existe razón para llevar a cabo la interacción entre la cuantía de las prestaciones y su duración por los motivos señalados en la nota anterior.

Tabla 5.7. Modelo de duración de una salida (empleo), de los nuevos demandantes de empleo de marzo de 2009 con términos de interacción. Modelo de Cox

	Ratio de probabilidad	Desv. Típica
Interacción base reguladora prestación contributiva y su duración		
1 mes	1,000245	0,0001 *
2 meses	1,000126	0,0001 *
3 meses	1,000158	0,0001 *
De 4 a 6 meses	1,000180	0,0000 *
De 7 a 9 meses	1,000094	0,0000 *
De 10 a 12 meses	1,000068	0,0000 **
De 13 a 18 meses	1,000072	0,0000 *
De 19 a 24 meses	0,999969	0,0000
Cuantía de las prestaciones asistenciales		
Base reguladora del subsidio	0,9996	0,0009
Duración prestaciones asistenciales		
1 mes	1,352	0,6791
2 meses	1,013	0,5188
3 meses	1,246	0,6599
De 4 a 6 meses	1,218	0,5550
De 7 a 9 meses	1,275	0,6043
Más de 10 meses	1,492	0,7064
Log- de verosimilitud		-61.170
Nº de observaciones		9.947

La estimación incluye las variables sobre características personales, nivel formativo de la demanda, dominio de idiomas, experiencia laboral, tipo de ocupación solicitada, sector de actividad del demandante y prestación anterior agotada, recogidas en la Tabla 5.6. Significatividad: * 5 por ciento, **10 por ciento

Modelo de múltiples salidas

Una de las características del mercado de trabajo español que le diferencia de los países de nuestro entorno es su elevada tasa de temporalidad. Esta tasa se situó alrededor del 33 por ciento durante los años anteriores a la crisis, pero la fuerte destrucción de empleo temporal producida a finales de 2008 y comienzos de 2009 redujo el valor de la proporción de temporales al 25 por ciento del total de ocupados, estabilizándose desde entonces esa cifra en torno a dicho valor. Pese a ello, el uso de los contratos temporales sigue siendo la opción más frecuente para los empresarios en las nuevas contrataciones. Durante años se ha discutido si esa dualidad en la contratación suponía una segmentación del mercado de trabajo, según la cual existiría una especie de mercado primario (el de los trabajadores con contrato indefinido, de elevada productividad y altos costes de despido) y otro secundario (el de los temporales, con menor productividad y bajos costes de despido) (véase

Hernández, 2003 y Toharía y Cebrián, 2007). La última reforma laboral ha acercado los costes de despido de los dos tipos de trabajadores y ha unificado bastante las condiciones laborales de todos (aproximándolas a las de los temporales). En todo caso, dado que el derecho a la prestación por desempleo es función del número de meses cotizados con anterioridad por el trabajador, sí que es cierto que los trabajadores indefinidos, al haber acumulado más experiencia en el empleo anterior, generan normalmente prestaciones por desempleo de mayor duración.

En nuestro caso, a través del análisis descriptivo de la duración del desempleo, se ha podido comprobar que existe un comportamiento distinto de la duración de los periodos de desempleo según el tipo de contrato al que acceden los parados. Por lo tanto, se ha procedido a estimar un modelo de riesgo en competencia, donde el desempleado ahora se enfrenta a dos opciones de salida mutuamente excluyentes: conseguir un contrato indefinido o bien un contrato temporal¹⁷. Con ello se pretende contrastar si el efecto de las prestaciones por desempleo, una vez controladas las características de los individuos, es independiente de la duración del contrato, o bien, si las diferencias en el funcionamiento de ambos "segmentos" del mercado condicionan de alguna forma el efecto que puedan tener las prestaciones por desempleo.

En la Tabla 5.8 se muestran los resultados de las estimaciones en función de si el desempleado logra un puesto de trabajo indefinido o temporal¹⁸. Se observa que existen diferencias importantes dependiendo del tipo de contrato firmado. En concreto, tanto la cuantía como la duración de las prestaciones contributivas son elementos significativos sólo en el caso de los individuos que consiguen un contrato temporal. Para los que firman un contrato indefinido, ni la cuantía y ni la duración de las prestaciones por desempleo afectan a la duración del mismo. Este resultado es similar al obtenido por Cantó y Toharía (2003) y Arranz *et al.* (2010) utilizando datos de la EPA. Por otro lado, en el caso de los temporales los efectos obtenidos son iguales a los del modelo anterior (Tabla 5.6). Finalmente, las prestaciones asistenciales no ejercen efecto alguno, tanto en lo que se refiere a su cuantía como a su duración.

¹⁷ Para un mayor conocimiento de los modelos de riesgo en competencia, véase el apéndice metodológico.

¹⁸ Obsérvese que el conjunto de variables que representan los niveles formativos es ligeramente diferente, debido a que al segmentar la muestra total, en algunos grupos no existían observaciones para algunas variables. Por ello, se han agrupado los trabajadores que demandan empleos de formación post-universitaria con el resto de universitarios, y los estudios musicales con los de formación profesional. La categoría de referencia sigue siendo la misma (estudios primarios o menos).

Tabla 5.8. Modelo de duración de riesgo en competencia de los nuevos demandantes de empleo de marzo de 2009. Modelos de Cox

	Hacia un contrato indefinido		Hacia un contrato temporal	
	Ratio de probab.	Desv. Típica	Ratio de probab.	Desv. Típica
Características personales				
Hombre	1,187	0,137	1,041	0,031
Edad menor de 19 años	1,134	0,394	1,305	0,100 *
Edad 20-24 años	1,959	0,438 *	1,514	0,078 *
Edad 25-29 años	2,006	0,419 **	1,379	0,067 *
Edad 30-34 años	1,430	0,308 **	1,254	0,061 *
Edad 35-39 años	1,434	0,310	1,152	0,058 *
Edad 45-49 años	1,428	0,337	0,973	0,056
Edad 50-54 años	1,054	0,294	0,775	0,055 *
Edad 55-59 años	0,657	0,226	0,528	0,051 *
Edad 60-64 años	0,514	0,221	0,237	0,039 *
Español	1,431	0,372	1,120	0,062 *
Extranjero de la UE	1,168	0,437	0,689	0,065 *
Discapacitado	0,308	0,180 *	0,874	0,074
Nivel formativo de la demanda				
Estudios de bachillerato	1,378	0,203 *	1,000	0,041
Formación profesional y música	1,124	0,183	1,239	0,046 *
Estudios universitarios	1,375	0,260 **	0,921	0,047 *
Dominio de idiomas				
Inglés	0,865	0,123	0,969	0,035
Alemán	1,242	0,895	0,982	0,221
Francés	0,732	0,216	1,020	0,070
Otro idioma	0,892	0,242	0,895	0,060 *
Experiencia laboral				
Experiencia laboral	1,001	0,0004 *	1,001	0,000 *
Tipo de ocupación solicitada				
Directivo	2,520	1,531	0,667	0,255
Mando intermedio	2,599	0,856 *	0,891	0,144
Jefe de Equipo	1,363	0,444	0,856	0,095
Oficial	1,148	0,193	1,267	0,051 *
No cualificado	1,095	0,140	1,043	0,033
Sector de actividad del demandante				
Agricultura	1,386	0,624	1,234	0,184
Industria extractiva y energía	0,870	0,534	2,003	0,296 *
Industria manufacturera	0,733	0,188	1,822	0,127 *
Construcción	0,737	0,176	1,760	0,117 *
Comercio	1,400	0,302	1,613	0,106 *
Transporte	1,227	0,390	2,440	0,206 *
Hostelería	1,536	0,346 *	1,822	0,122 *
Servicios informáticos	0,925	0,394	1,471	0,177 *
Actividades financieras	0,348	0,355	1,020	0,255
Educación	0,545	0,265	1,794	0,183
Sanidad	0,436	0,164 *	1,316	0,111
Actividades profesionales	0,952	0,263	1,447	0,116 *
Otros servicios	1,433	0,456	1,670	0,153 *
Sector público	0,822	0,196	1,824	0,118 *

Continuación Tabla 5.8

Cuantía de las prestaciones				
Base regul. prestac. contributiva	1,000	0,000	0,999	0,0004 *
Base reguladora del subsidio	0,892	0,070	0,998	0,001
Duración prestaciones contributivas				
1 mes	0,712	0,351	1,759	0,173 *
2 meses	0,498	0,308	1,698	0,182 *
3 meses	0,980	0,354	1,520	0,137 *
De 4 a 6 meses	0,931	0,238	1,546	0,103 *
De 7 a 9 meses	0,835	0,251	1,339	0,102 *
De 10 a 12 meses	1,368	0,378	1,264	0,101 *
De 13 a 18 meses	1,010	0,296	1,309	0,105 *
De 19 a 24 meses	1,138	0,332	1,116	0,092
Duración prestaciones asistenciales				
De 1 a tres meses	0,000	0,000	1,124	0,531
De 4 a 6 meses	0,000	0,000	1,140	0,519
De 7 a 9 meses	0,000	0,000	1,212	0,575
Más de 10 meses	0,000	0,000	1,421	0,673
Prestación anterior agotada				
Número de días de la prestación	0,999	0,000	1,000	0,0008
Log- de verosimilitud	-3.469,137		-57.619,371	
Nº de observaciones			9.947	

Variables de referencia: Edad 40-44; Extranjero no UE; Estudios primarios o menos; No domina otro idioma; Técnico; Sin empleo anterior; Sin prestación contributiva ni asistencial. Significatividad: * 5 por ciento, **10 por ciento

Al igual que en la estimación conjunta (que no tiene en cuenta el tipo de contrato firmado al encontrar un empleo), se ha querido comprobar si la estimación por separado de los efectos de duración y cuantía de las prestaciones contributivas pudiera hacer que se interpretaran de forma errónea estos efectos (debido a la variación que se produce en la cuantía de dichas prestaciones a lo largo del periodo de derecho a las mismas). En las Figuras 5.8 y 5.9 se recogen las tasas de salida hacia el empleo en cada cuartil del periodo de prestación contributiva. En el caso de las prestaciones contributivas de los desempleados que transitan hacia un contrato fijo, al contrario de lo que se observaba en la Figura 5.7, no se puede obtener ninguna conclusión a la vista de la serie de datos, quizá debido al reducido tamaño de la muestra. Por el contrario, la Figura 5.9, referida a los desempleados que transitan hacia un contrato temporal, refleja un comportamiento muy similar de las tasas de salida al recogido en la Figura 5.7, con un crecimiento de las tasas de salida en el primer cuartil conforme aumenta el periodo de prestación, y unas tasas de salida en el primer y segundo cuartil superiores a las del tercer y cuarto cuartil para las prestaciones iguales o superiores a siete meses.

Figura 5.8. Tasas de salida empíricas hacia el empleo durante el periodo de prestación contributiva (porcentajes), según cuartiles. Desempleados que consiguen un contrato fijo
(En el eje horizontal se representa el número de meses de prestación a que se tiene derecho)

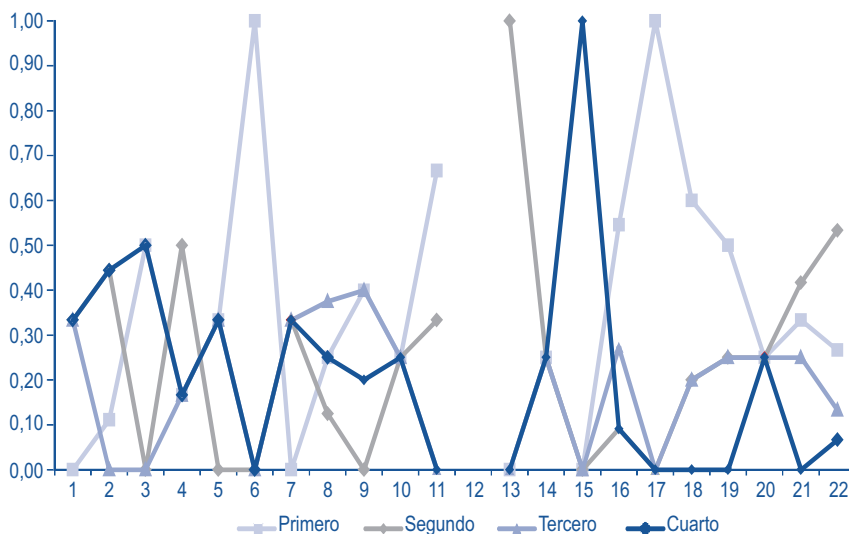
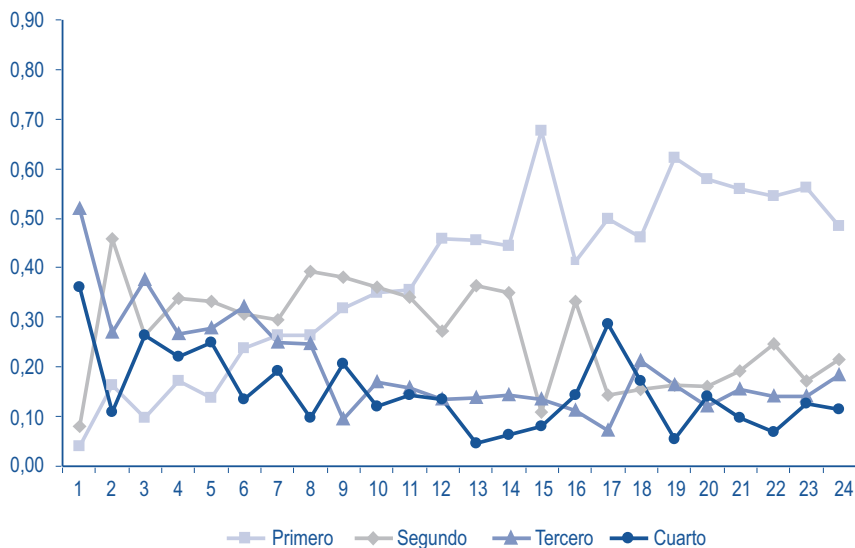


Figura 5.9. Tasas de salida empíricas hacia el empleo durante el periodo de prestación contributiva (porcentajes), según cuartiles. Desempleados que consiguen un contrato temporal
(En el eje horizontal se representa el número de meses de prestación a que se tiene derecho)



Como se hizo en el caso de la muestra conjunta, se ha procedido a repetir la estimación incluyendo los términos de interacción entre la base reguladora de la prestación contributiva y su duración (Tabla 5.9). Al contrario de lo observado en la estimación de la Tabla 5.8 para la submuestra de trabajadores indefinidos, ahora las variables que recogen los términos de interacción se muestran significativas en los tramos finales de las prestaciones (mientras que en el caso de los trabajadores temporales el efecto es significativo en todos los tramos iniciales, pero dos de los tramos finales no resultan significativos).

Tabla 5.9. Modelo de duración de riesgo en competencia de los nuevos demandantes de empleo de marzo de 2009, con términos de interacción. Modelos de Cox

	Hacia un contrato indefinido		Hacia un contrato temporal	
	Ratio de probab.	Desv. Típica	Ratio de probab.	Desv. Típica
Interacción base reguladora prestación contributiva y su duración				
1 mes	1,000110	0,0003	1,000251	0,0001 *
2 meses	0,999547	0,0005	1,000144	0,0001 *
3 meses	1,000219	0,0002	1,000154	0,0001 *
De 4 a 6 meses	1,000164	0,0001	1,000179	0,0000 *
De 7 a 9 meses	1,000009	0,0002	1,000098	0,0000 *
De 10 a 12 meses	1,000429	0,0001 *	1,000040	0,0000
De 13 a 18 meses	1,000251	0,0001 *	1,000059	0,0000 **
De 19 a 24 meses	1,000261	0,0001 *	0,999939	0,0000
Cuantía de las prestaciones asistenciales				
Base reguladora del subsidio	0,922	0,075	1,000	0,001
Duración prestaciones asistenciales				
1 mes	0,000	0,000	1,262	0,636
2 meses	0,154	0,000	0,987	0,505
3 meses	0,166	0,000	1,223	0,647
De 4 a 6 meses	0,000	0,000	1,144	0,521
De 7 a 9 meses	0,000	0,000	1,226	0,581
Más de 10 meses	0,000	0,000	1,434	0,679
Log- de verosimilitud		-3.464,517		-57.631,863
Nº de observaciones			9.947	

La estimación incluye las variables sobre características personales, nivel formativo de la demanda, dominio de idiomas, experiencia laboral, tipo de ocupación solicitada, sector de actividad del demandante y prestación anterior agotada, recogidas en la Tabla 5.8. Significatividad: * 5 por ciento, **10 por ciento

Por último, con el fin de facilitar la interpretación de los efectos de las variables de interacción que figuran en las Tablas 5.7 y 5.9, se ha procedido a calcular dichos efectos en términos de elasticidades (véase la Tabla 5.10). Estas elasticidades se interpretan en cada caso como la diferencia porcentual en la probabilidad de salida del desempleo de un tramo de prestación con respecto al resto de los tramos. En el caso de los trabajadores que firman un contrato temporal, las elasticidades más altas se sitúan en los tramos de prestación contributiva más cortos, correspondiendo el mayor valor

al periodo entre 4 y 6 meses, para el que la probabilidad de salir del paro es un 2,28 por ciento más alta que en el resto de los periodos de duración de las prestaciones. Por el contrario, los parados que transitan hacia un contrato indefinido presentan las elasticidades más altas en los periodos más largos de prestación, especialmente en el más largo de todos. En concreto, se observa que los individuos con periodos de prestación entre 19 a 24 meses tienen una probabilidad de salir del paro un 3,29 por ciento más elevada que aquéllos que tienen cualquier otro periodo de prestación. Por último, para el conjunto de la muestra, la elasticidad más alta corresponde al periodo de 4 a 6 meses de prestación, debido al elevado peso que tienen en la muestra los parados que acaban consiguiendo un contrato temporal.

Tabla 5.10. Elasticidades correspondientes a las variables de interacción para las prestaciones contributivas

	Toda la muestra	Hacia un contrato indefinido	Hacia un contrato temporal
1 mes	0,66 *	0,29	0,67 *
2 meses	0,28 *	-1,01	0,32 *
3 meses	0,55 *	0,76	0,53 *
De 4 a 6 meses	2,29 *	2,09	2,28 *
De 7 a 9 meses	0,64 *	0,06	0,67 *
De 10 a 12 meses	0,44 **	2,75 *	0,26
De 13 a 18 meses	0,56 *	1,98 *	0,47 **
De 19 a 24 meses	-0,39	3,29 *	-0,77

6. CONCLUSIONES

La crisis económica actual ha generado un gran aumento de la cifra de desempleados y un alargamiento de los periodos de desempleo. En este contexto de recesión económica, la cuestión del papel que desempeña el sistema de prestaciones por desempleo como determinante de la búsqueda de trabajo ha vuelto a instalarse en el centro del debate sobre la regulación del mercado laboral. Tal es así, que la reforma de 2012 ha incidido en aspectos relacionados con la cuantía de las prestaciones y, en algún caso, incluso en su duración. Por todo ello, en este contexto parece apropiado tratar de responder a la pregunta de si el modelo español de prestaciones por desempleo puede haber contribuido a agravar el aumento del paro en los años de crisis económica o, por el contrario, ha sido neutral en términos de destrucción de empleo.

En la mayoría de los países, el Estado lleva a cabo la función de asegurar a los trabajadores frente a situaciones de desempleo, dados los problemas de asimetría en la información y de riesgo moral que dificultan la aparición de un mercado privado de seguros frente a esta contingencia. Ello confiere al trabajador una protección económica, cuya cuantía y duración varía mucho según países. Los efectos de este mecanismo de protección sobre el desempleo constituyen uno de los aspectos más debatidos en la literatura económica sobre mercado de trabajo. Por un lado, se sostiene que las prestaciones elevan el salario de reserva del trabajador (el ingreso alternativo en caso de pérdida del empleo) contribuyendo a alargar los periodos de búsqueda de trabajo al reducir su intensidad y también la probabilidad de aceptar una oferta de trabajo. Pero, a su vez, las prestaciones contribuyen a disminuir los costes de búsqueda, de modo que el parado puede dedicar más tiempo a esta tarea, mejorando el proceso de selección de puestos, garantizando un mejor ajuste entre oferta y demanda de trabajo y, por tanto, logrando una mayor adecuación de las características del individuo al puesto de trabajo, lo que en el futuro redundará en una mayor estabilidad en el empleo y en una productividad del trabajo más alta.

Por tanto, el análisis económico no es del todo concluyente en cuanto a los efectos de las prestaciones por desempleo sobre los niveles de paro y su duración. Las predicciones se complican en la práctica por la diversidad de situaciones reales, de tipos de prestaciones y de cuantías. Así, aunque la evidencia empírica apunta generalmente a que el hecho de recibir una prestación por desempleo disminuye la probabilidad de encontrar un trabajo, también existen numerosos estudios que no encuentran una relación significativa entre ambos fenómenos o incluso observan una relación contraria a la apuntada más arriba.

En el caso español, diversos estudios que han abordado la cuestión en los años previos a la crisis, concluyen que el efecto negativo de la percepción de prestaciones sobre la duración del desempleo parece observarse a muy corto plazo, pero tiende a desaparecer con el tiempo. Es posible que la explicación se encuentre en las elevadas tasas de rotación que presentaba el mercado de trabajo español debido al elevado peso de la contratación temporal. Los trabajadores atrapados en la temporalidad tienen periodos de cotización cortos, por lo que generan prestaciones de menor duración y cuantía. Estos trabajadores presentan una salida rápida hacia el empleo, pero también una vuelta rápida al desempleo. Por su parte, el colectivo de trabajadores indefinidos (con mejores prestaciones) presenta salidas hacia el desempleo más lentas, pero una vez alcanzado el puesto de trabajo, permanecen más tiempo en él. Por ello, a largo plazo, la situación de ambos colectivos tiende a igualarse, desapareciendo el efecto negativo de las prestaciones sobre la probabilidad de salida del desempleo que se da a corto plazo.

¿Cómo cambia este comportamiento, observado durante la fase de expansión económica, con la crisis actual? ¿Qué podemos decir en el caso específico de los desempleados asturianos? Estas son las principales preguntas a las que tratamos de dar respuesta en la presente investigación. Con este fin, se utiliza una base de datos que contiene información individualizada sobre demandantes de empleo y contratos registrados a lo largo del periodo 2009-2012, facilitada por el Servicio Público de Empleo del Principado de Asturias. En concreto, la muestra utilizada se compone de 9.947 individuos, todos ellos parados registrados en las oficinas de empleo del Servicio Público de Empleo de Asturias, que presentaron una nueva demanda de empleo en marzo de 2009 y que fueron seguidos todos los meses hasta octubre de 2012.

El análisis meramente descriptivo de los datos permite encontrar algunas evidencias interesantes. Por un lado, tal y como se esperaba, la duración media de los periodos de desempleo ha aumentado durante la crisis. Por otro lado, el ritmo de salida del desempleo varía en función del tiempo que el individuo lleva en esa situación y del hecho de recibir o no prestaciones por desempleo. En concreto, los parados que no reciben prestaciones tiene un ritmo de salida más rápido durante los primeros nueve meses en situación de desempleo, pero pasan a tenerlo más lento a partir de entonces. No obstante, en promedio, los parados que reciben prestaciones experimentan periodos de paro más cortos que los que no las reciben. También se observa que la duración media de los periodos de desempleo es superior para aquellos individuos que acceden a un trabajo fijo que para los que acceden a un trabajo temporal.

Una vez analizada la muestra y encontrada cierta evidencia empírica de que en este contexto de crisis la duración de las prestaciones por desempleo no parece estar asociada a periodos de desempleo más largos, se procede a cuantificar estos efectos utilizando los llamados modelos de duración o supervivencia. Estos modelos estiman la probabilidad de que un individuo encuentre un puesto de trabajo, condicionada al tiempo que lleva buscando un empleo, y permiten conocer cómo afecta a dicha probabilidad un factor concreto (por ejemplo, la cuantía o la duración de las prestaciones), una vez que son tenidos en cuenta los efectos del resto de variables que determinan dicha probabilidad (características personales, formación del desempleado, etc.).

En lo que se refiere a las prestaciones, se distingue entre contributivas y asistenciales. Para cada una de ellas se dispone, además, de información sobre su duración. En lo referido a la cuantía, aunque no se conoce esa información exacta, sí se dispone de la "base reguladora mensual" del trabajador, que es una aproximación útil a la cuantía, dado que en nuestra legislación el importe de la prestación que recibe el desempleado guarda una relación de proporcionalidad con la base reguladora.

Los resultados de las estimaciones realizadas muestran que la cuantía de la prestación contributiva ejerce el tradicional efecto negativo sobre la probabilidad de encontrar un empleo (mayores cuantías disminuyen la probabilidad de salida del desempleo o, de otro modo, alargan la duración de los periodos de paro). Sin embargo, al mismo tiempo se observa que la probabilidad de salir de la situación de desempleo se relaciona positivamente con la duración de la prestación contributiva a que se tiene derecho (a mayor duración, mayor probabilidad de salida). Por su parte, la duración de la prestación asistencial no ejerce ninguna influencia significativa.

El hecho de que la cuantía de las prestaciones contributivas, por una parte, y su duración, por otra, ejerzan efectos contrapuestos, hace necesario contrastar si el efecto de la cuantía de las prestaciones puede variar con la duración de las mismas, dado que la legislación española al respecto establece que la cuantía de la prestación disminuye a partir de una duración determinada del desempleo. En este sentido, el análisis descriptivo de los datos revela que los parados no tienden a agotar las prestaciones antes de encontrar un empleo, y que solo salen en la última parte del periodo de prestación aquellos parados cuyas periodos de prestación son más cortos (por lo que tienden a consumir gran parte de ese reducido periodo de prestación en la búsqueda de un empleo). La estimación del efecto combinado de la cuantía y la duración de las prestaciones contributivas confirma esta relación, al observarse un mayor impacto de las prestaciones sobre la probabilidad de encontrar un empleo en los periodos de prestación más cortos.

Por otro lado, como el análisis descriptivo de los datos mostraba la existencia de un comportamiento distinto de la duración de los periodos de desempleo según el tipo de contrato al que acceden los parados, se ha procedido a estimar un modelo de riesgo en competencia, donde el desempleado se enfrenta a dos opciones de salida que son excluyentes: conseguir un contrato indefinido o bien un contrato temporal. Los resultados de este modelo muestran que existen notables diferencias dependiendo del tipo de contrato firmado. En primer lugar, la cuantía y la duración de las prestaciones contributivas resultan elementos significativos en la explicación de la probabilidad de salida del desempleo para los individuos que consiguen un contrato temporal. En este caso, los efectos obtenidos son similares a los apuntados anteriormente para el conjunto de la muestra. En segundo lugar, para los que firman un contrato indefinido, ni la cuantía y ni la duración de las prestaciones por desempleo afectan significativamente a la probabilidad de salida.

En suma, a partir de los datos empleados en esta investigación se han medido dos efectos contrapuestos del sistema de prestaciones contributivas por desempleo sobre la probabilidad de abandonar el paro. Mientras que el aumento de la cuantía de las prestaciones contributivas parece generar

un efecto desincentivador de la búsqueda de empleo, el aumento de su duración eleva la probabilidad de encontrar un puesto de trabajo. Este último efecto parece contradecir la hipótesis generalmente aceptada, según la cual a mayor duración de las prestaciones menor incentivo existe a la búsqueda de empleo. Quizá la explicación de este hecho se encuentre en la especial intensidad de la crisis actual. Con unas tasas de paro situadas por encima del 25 por ciento, los parados son plenamente conscientes de que deben buscar trabajo desde el primer momento. En este contexto, utilizan la prestación contributiva para financiar el proceso de búsqueda y hacerlo más eficiente. Todo ello contribuirá a favorecer su salida de la situación de desempleo, al disponer de más tiempo y mejor información para buscar, comparar y aceptar un puesto de trabajo apropiado a sus características. En cuanto a la aplicabilidad de estas conclusiones en términos de Política Económica, cabe decir que no se puede sostener, desde una base empírica sólida, que el recorte del sistema de prestaciones por desempleo sea un elemento central en la lucha contra el paro en nuestro país. La configuración del propio sistema y el contexto económico actual no parecen favorecer conductas socialmente "ineficientes" de los desempleados.

APÉNDICE METODOLÓGICO

Modelo de riesgo con un único "fallo" o salida

Los resultados de la Tabla 5.6 se han obtenido a partir de la estimación de un modelo de riesgos proporcionales, conocido como modelo de Cox (Cox, 1972). Este es uno de los más utilizados en el trabajo empírico debido a que sus resultados se aproximan, en gran medida, a los del modelo paramétrico ajustado a los datos, garantizando en muchos casos la robustez del modelo. Dado que la duración se mide en días, esta variable puede ser considerada continua y, por lo tanto, la metodología de estimación corresponderá a la de los modelos de tiempo continuo.

Entre otras peculiaridades, el modelo de regresión de Cox no requiere la elección de una distribución de probabilidad específica para el comportamiento del tiempo de supervivencia. Además, su utilización es apropiada cuando se tienen modelos de competencia en riesgo o modelos de evento repetido, que es uno de los escenarios de análisis de la presente investigación (véase, Hosmer y Lemeshow, 1999)¹⁹.

Sea T la variable aleatoria tiempo de "fallo" (en la presente investigación, la "supervivencia" supone que el individuo no sale del desempleo, y el "fallo", que transita hacia otro estado, como pueden ser el empleo o la inactividad), y $X = (X_1, \dots, X_p)$ un vector p -dimensional de variables explicativas. El modelo básico supone que la función razón de riesgo (o tasa de probabilidad) del tiempo de fallo de un sistema con vector de variables dadas por X viene expresada por la relación,

$$\lambda(t; X) = \lambda_0(t)e^{\beta X} \quad (1)$$

donde $\lambda(t; X)$ expresa la tasa de riesgo de una observación como función del conjunto de variables explicativas $X = (X_1, \dots, X_p)$, en el momento t , es decir, representa el riesgo de que se produzca el evento en el momento t , para aquellas observaciones en las que los regresores toman unos determinados valores. El modelo está compuesto por dos términos. El primero de ellos es la función de

¹⁹ Según Kleinbaum (1996), es preferible utilizar un modelo paramétrico cuando se está seguro del modelo correcto. Sin embargo, Lee (1992) señala que, si bien existen varios métodos para valorar la bondad del ajuste del modelo paramétrico, no se puede estar completamente seguro de que dicha aproximación paramétrica sea la apropiada. El no suponer una forma funcional *a priori* para la función de riesgo de referencia permite eliminar la posibilidad de estimar los parámetros mediante una especificación incorrecta de la función.

riesgo no especificado común a todas las observaciones, $\lambda_0(t)$, denominada *riesgo base* porque no se impone restricción alguna, depende exclusivamente del tiempo y representa la parte no paramétrica del modelo. El segundo término, $e^{\beta X}$ (donde $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ es un vector de parámetros p -dimensional) es una función que depende únicamente de las variables explicativas o deterministas y representa la parte paramétrica del modelo, por lo que el impacto de las variables explicativas sobre el tiempo de fallo actúa multiplicativamente en la función de riesgo. Dado que la función de riesgo contiene un componente paramétrico y otro no paramétrico, al modelo de Cox se le denomina semiparamétrico. La estimación de los parámetros en el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox se obtiene mediante el método de máxima verosimilitud parcial propuesto por Cox (1972).

Al ser un modelo de riesgo proporcional, se asume que existe una relación proporcional entre las funciones de riesgo correspondientes a diferentes elementos, es decir, los riesgos para dos conjuntos diferentes de valores de las variables explicativas conservan la misma proporción a lo largo del tiempo. Para dos valores i y j de una variable k cualquiera, tendríamos,

$$\frac{\lambda(t; X_i)}{\lambda(t; X_j)} = e^{\beta_k (X_{ki} - X_{kj})} \quad (2)$$

Si además suponemos, por ejemplo, que $X_{ki} - X_{kj} = 1$, es decir, si la variable es continua y experimenta un *cambio absoluto* unitario, entonces se obtiene,

$$\frac{\lambda(t; X_i)}{\lambda(t; X_j)} = e^{\beta_k} \quad (3)$$

A la parte derecha de la expresión se le denomina razón de riesgo o ratio de probabilidad (*hazard ratio*). Para interpretar el valor del coeficiente obtenido en las estimaciones ha de tenerse en cuenta que otra condición que debe cumplir el modelo de Cox es que la relación entre la tasa de riesgo y las variables explicativas debe ser log-lineal (Jenkins, 2005). Si tomamos logaritmos neperianos en ambos lados de la igualdad de la expresión (1) obtenemos,

$$\log \lambda(t; X) = \log \lambda_0(t) + \beta X \quad (4)$$

donde se puede comprobar que los valores positivos de β implican un riesgo mayor que el riesgo de referencia, mientras que los valores negativos indican un menor riesgo de fallo. Si derivamos en (4) respecto a X , se obtiene que,

$$\frac{\partial \log \lambda(t, X)}{\partial X_k} = \beta_k \quad (5)$$

De esta manera los coeficientes β_k tienen la interpretación de semielasticidades de la función de riesgo con respecto a las variables explicativas, es decir, ofrecen el cambio proporcional en la función de riesgo que resulta de un cambio marginal *absoluto* en la k -ésima variable explicativa.

Por ejemplo, si X es una variable explicativa dummy donde $X_i=0$ y $X_j=1$, si calculamos el cociente de las tasas de riesgo, obtenemos que,

$$\frac{\lambda(t; X_j = 1)}{\lambda(t; X_i = 0)} = \frac{\lambda_0(t)e^\beta}{\lambda_0(t)e^0} = e^\beta \quad (6)$$

donde e^β representa el riesgo de las observaciones pertenecientes al tipo de comportamiento j frente a las del tipo de comportamiento i . Así, cuando e^β es menor que uno, el riesgo del grupo j es menor que el riesgo del grupo i . Por el contrario, cuando e^β es mayor que uno el riesgo del grupo j es mayor que el riesgo del grupo i .

Si lo que se quiere es analizar el efecto de un cambio *relativo* en el valor de una de las variables explicativas, se puede estimar el valor de la elasticidad del riesgo respecto a esa variable (efecto proporcional sobre la probabilidad de fallo ante un cambio relativo de la variable correspondiente). La expresión de la elasticidad en el caso de la variable X_k sería,

$$X_k \frac{\partial \log \lambda(t, X)}{\partial X_k} = \beta_k X_k \quad (7)$$

Es decir, para hallar la elasticidad lo único que deberemos hacer es multiplicar el valor del coeficiente estimado por el valor muestral de la variable (la media, en el caso de obtener una elasticidad media para el conjunto de la muestra). Si la variable estuviera expresada en logaritmos, $X_k = \log(Z_k)$, entonces la expresión (5) nos daría directamente el valor de la elasticidad respecto a Z_k .

Dado el vector de variables explicativas X , la función de densidad correspondiente a la expresión anteriormente analizada viene dada por,

$$f(t; X) = \lambda_0(t) e^{\beta \cdot X} e^{-e^{\beta \cdot X} \int_0^t \lambda_0(u) du} \quad (8)$$

De la misma forma, la expresión de la función de supervivencia quedaría definida como,

$$S(t; X) = [S_0(t)]^{e^{\beta \cdot X}} \quad (9)$$

donde S_0 representa la función de supervivencia de referencia que adoptará la siguiente forma:

$$S_0(t) = e^{-\int_0^t \lambda_0(u) du} \quad (10)$$

Por otro lado, la tasa de riesgo acumulado $H(t; X)$ representa el riesgo de producirse el evento desde el tiempo t_0 hasta un determinado momento de tiempo t ,

$$H(t; X) = H_0(t) e^{\beta X} \quad (11)$$

Por último, el no control de la heterogeneidad inobservable llevaría a un sesgo en la inferencia acerca de las relaciones de dependencia²⁰. La estimación del modelo de una sola salida incluyendo dicho control suponiendo una distribución *gamma* para los factores no observables, permite concluir que la presencia de heterogeneidad inobservable no constituye un problema para el presente análisis.

Modelo de múltiples salidas o de riesgo en competencia

En la Tabla 5.8 se presentan los resultados obtenidos al estimar un modelo de riesgo en competencia, que se utiliza cuando el evento de interés puede ser de distintos tipos o deberse a distintas causas²¹. En el caso de la presente investigación, el parado puede encontrar un puesto de trabajo (indefinido o temporal) o pasar a la inactividad, siendo las opciones mutuamente excluyentes. Por ello, puede ser deseable distinguir esos diferentes tipos de eventos y tratarlos de forma separada en el análisis.

Una de las características de este tipo de modelos es que el hecho de que suceda para una observación muestral un tipo de evento elimina la posibilidad de riesgo de los otros tipos de evento. Así, en el estudio de las distintas causas de salida del empleo, el individuo que logra un puesto de trabajo lo hace bajo la contratación indefinida o temporal, excluyendo una a la otra.

La única diferencia con el modelo anterior es que, junto con la variable aleatoria T que recoge el tiempo de fallo, aparecerá ahora otra variable $j=1,2,\dots,C$ que indica el tipo de fallo. Ahora, la función de riesgo acumulada vendrá dada por la siguiente expresión,

$$H_j(t; X) = \int_0^t \lambda_j(u) du \quad (12)$$

La función de supervivencia asociada vendría dada por,

$$S_j(t) = e^{-H_j(t)} \quad (13)$$

Debido a que el conjunto formado por los C tipos de fallos está delimitado completamente, el riesgo total de fallar es en realidad la suma de todos los tipos de fallo específicos de riesgo, obtenida mediante la siguiente expresión:

$$\lambda(t) = \sum_{j=1}^C \lambda_j(t) \quad (14)$$

²⁰ Véase, Lancaster (1979) para una explicación detallada de las causas y efectos de la heterogeneidad inobservable.

²¹ Véanse, Pintilie (2006) y Putter *et al.* (2007) para un completo análisis de este tipo de modelos.

De la misma forma, el riesgo total acumulado de los C tipos de fallos sería,

$$\Omega(t) = \sum_{j=1}^C H_j(t) \tag{15}$$

De las expresiones (13) y (15) se obtendría también que

$$S(t) = e^{\left[-\sum_{j=1}^C H_j(t) \right]} \tag{16}$$

En el caso de que las causas de fallo actúen de forma independiente, la expresión anterior permite asociar probabilidades a las funciones S_j , debido a que cada una de ellas representa la probabilidad de que un determinado fallo de un tipo concreto ocurra en un momento superior a t , incluso en presencia de otros tipos de riesgos.

Para los modelos continuos, tal como señala Jenkins (2005, páginas 91-93), la función de verosimilitud para un modelo con múltiples fallos se convierte en separable, pudiendo dividirse en la suma de subcontribuciones, cada una de las cuales correspondería a una función de riesgo de un fallo específica. Esta propiedad de separabilidad significa que se puede estimar un modelo de múltiples fallos mediante la estimación por separado de un modelo para cada tipo de fallo.

Un ejemplo aplicado lo tenemos en Cebrián y Toharia (2008). Siguiendo a estos autores, si las dos posibles salidas se denominan, por ejemplo, I (contrato indefinido) y T (contrato temporal), δ^I y δ^T son los indicadores binarios de salida, iguales a 1 si se produce la salida e iguales a 0 en caso de censura (en este caso la censura es todo evento que no sea el fallo correspondiente); λ^I y λ^T son las tasas de salida de riesgo hacia cada uno de los dos destinos posibles; S^I y S^T son las funciones de supervivencia correspondientes a cada uno de los dos destinos de salida y t es el tiempo transcurrido hasta la salida (o hasta la censura). El logaritmo de la aportación de un individuo de la muestra a la función de verosimilitud puede expresarse de la forma siguiente:

$$\ln V = \left\{ \delta^I \ln \lambda_I(t) + \ln S_I(t) \right\} + \left[\delta^T \ln \lambda_T(t) + \ln S_T(t) \right] \tag{17}$$

Según Cebrián y Toharia (2008), si efectivamente la presencia de la heterogeneidad inobservable en las tasas de salida estudiadas no es relevante, lo cual también se ha comprobado en las estimaciones para los contratos indefinidos y temporales, se puede demostrar que la función de verosimilitud puede separarse en distintos componentes para cada fallo y para cada duración. Por consiguiente, la estimación puede realizarse mediante modelos de salida única para cada uno de los dos destinos, siendo la función de verosimilitud del modelo conjunto la suma de las funciones de cada uno de sus componentes.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Ahn, N. y Ugidos, A. (1995). Duration of unemployment in Spain: relative effects of unemployment benefit and family characteristics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 249-264.

Alba, A. y Freeman, R. (1990). Jobfinding and wages when longrun unemployment is really long: the case of Spain, *Working Paper No. 3409*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Alba, A. (1999). Explaining the transitions out of unemployment in Spain: the effect of unemployment insurance, *Applied Economics*, 31, 183-93.

Alba, A., Arranz, J. M. y Muñoz, F. (2007). Exits from unemployment: recall or new job, *Labour Economics*, 14, 788-810.

Arranz, J.M. y García Serrano, C. (2004). The influence of previous labour market experiences on subsequent job tenure, *Hacienda Pública Española*, 168(1), 47-68.

Arranz, J. M. y Muro, J. (2004a). Recurrent unemployment, welfare benefits and heterogeneity, *International Review of Applied Economics*, 18, 423-41.

Arranz, J. M. y Muro, J. (2004b). An extra time duration model with application to unemployment duration under benefits in Spain, *Hacienda Pública Española*, 171(4), 133-156.

Arranz, J. M. y Muro, J. (2007). Duration data models, unemployment benefits and bias, *Applied Economics Letters*, 14, 1119-22.

Arranz, J. M., Muñoz, F. y Muro, J. (2009). Do unemployment benefit legislative changes affect job finding?, *Moneda y Crédito*, 228, 7-44.

Arranz, J.M., García Serrano, C. y Luis Toharia. (2010). The influence of temporary employment on unemployment exits in a competing risks framework, *Journal of Labor Research*, 31(1), 67-90.

Arranz, J.M. y García Serrano, C. (2011). Tie me up, tie me down! The interplay of the Unemployment Compensation System, fixed-term contracts and rehiring, Documento de Trabajo de la Fundación de las Cajas de Ahorros (FUNCAS), nº 586.

Arranz, J. M. y García Serrano, C. (2013). The 'effective' measure of unemployment benefit duration: data on spells or individuals?, *Applied Economics Letters*, 20(14), 1328-1332.

Ashenfelter, O., Ashmore, D. y Deschênes, O. (2005). Do Unemployment Insurance Recipients Actively Seek Work? Randomized Trials in Four U.S. States, *Journal of Econometrics*, 125, 53-75.

Atkinson, A. B. y J. Micklewright (1991). Unemployment compensation and labour market transitions: A critical review, *Journal of Economic Literature*, 29, 1679-1727.

Blanchard, O., Amighini, A. y Giavazzi, F. (2012). *Macroeconomía*. Editorial Pearson. Madrid, España.

Boone, J. y Van Ours, J. (2006). Modeling Financial Incentives to Get Unemployed Back to Work, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 162(2), 227-252.

Boone, J., Sadrieh, A. y Van Ours, J. (2009). Experiments on Unemployment Benefit Sanctions and Job Search Behavior, *European Economic Review*, 53(8), 937-951.

Bover, O., Arellano, M. y Bentolila, S. (2002). Unemployment duration, benefit duration, and the business cycle, *Economic Journal*, 112, 1-43.

Bratberg, E. y Vaage, K. (2000). Spells durations with long unemployment insurance periods, *Labour Economics*, 7, 153-80.

Caliendo, M., Tatsiramos, K. y Uhlenhorff, A. (2009). Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Match Quality: A Regression-Discontinuity Approach, *Iza Discussion Papers* nº 4670.

Cantó, O. y Toharia, L. (2003). Las prestaciones por desempleo en España: eficiencia y equidad, *Hacienda Pública Española, Monográfico*, 125-156.

Card, D., Chetty, R. y Weber, A. (2007). The spike at benefit exhaustion: leaving the unemployment system or starting a new job?, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 97, 113-18.

Carling, K., Edin, P. A., Harkman, A. y Holmund, B. (1996). Unemployment duration, unemployment benefits, and labour market programs in Sweden, *Journal of Public Economics*, 59, 313-334.

Cebrián, I., García Serrano, C., Muro, J., Toharia, L. y Villagómez, E. (1995). Prestaciones por desempleo, duración y recurrencia del paro, 155-193. En J.J. Dolado y J.F. Jimeno (comps.), *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, Colección de Estudios, 13. Fedea, Madrid.

- Cebrián, I., García Serrano, C., Muro, J., Toharia, L. y Villagómez, E. (1996). *Protección social y acceso al empleo*, Colección Estudios, 34. Consejo Económico y Social, Madrid.
- Cebrián, I. y Toharia, L. (2008). La entrada en el mercado de trabajo. Un análisis basado en la MCVL. *Revista de economía aplicada*, E-1 (16), 137-172.
- Cox, D. (1972). Regression Models and Life Tables, *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 34, 187-220.
- Deroyon, T. y Le Barbanchon, T. (2012). The effect of potential unemployment benefits duration on unemployment exits to work and on job quality. CREST, nº 2012-21.
- Fallick, B. C. (1991). Unemployment insurance and the rate of re-employment of displaced workers, *Review of Economics and Statistics*, 73, 228-235.
- Fitzenberger, B. y Wilke, R. A. (2004). Unemployment durations in West-Germany before and after the reform of the unemployment compensation system during the 1980s, *Discussion Paper No. 04-24*, ZEW, Mannheim, Germany.
- Fredriksson, P. y Holmlund, B. (2006). Improving Incentives in Unemployment Insurance: A Review of Recent Research, *Journal of Economic Surveys*, 20(3), 357-386.
- García, I. y Toharia, L. (2000). Prestaciones por desempleo y búsqueda de empleo, *Revista de Economía Aplicada*, 23, 5-33.
- García Serrano, C., Arranz, J. M., Cantó, O. y Malo, M. (2012). *El sistema de protección por desempleo y la duración efectiva de los episodios de paro*, Ministerio de Empleo y Seguridad Social.
- Garrido, L. y Toharia, L. (2004). What does it take to be (counted as) unemployed? The case of Spain, *Labour Economics*, 11(4), 507-523.
- Gonzalo, M. T. (2002). A new look at the UI effect on transitions from unemployment into wage employment in Spain: the limited duration of the UI benefits entitlement, *Applied Economics*, 34, 2177-87.
- Gradín, C., Cantó, O. y del Río, C. (2012). "Unemployment and spell duration during the Great Recession in the EU", *Documentos de Trabajo WP1205*, Departamento de Economía Aplicada, Universidade de Vigo.
- Groot, W. (1990). The effects of benefits and duration dependence on re-employment probabilities, *Economics Letters*, 32, 371-376.

- Grubb, D. (2000). Eligibility Criteria for Unemployment Benefits, OECD *Economic Studies No. 31*, Paris, OECD.
- Ham, J. y Rea, S. (1987). Unemployment insurance and male unemployment duration in Canada, *Journal of Labor Economics*, 5, 325-353.
- Hernández, V. (2003). *El trabajo temporal y la segmentación*. Consejo Económico y Social, Colección Estudios. Madrid, España.
- Hosmer, D. y Lemeshow, S. (1999). *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of the to Event Data*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Hujer, R. y H. Schneider (1989). The analysis of labour market mobility using panel data, *European Economic Review*, 33, 530-536.
- Jenkins, S. P. (2005). *Lessons*. Institute for Social and Economic Research. Universidad de Essex.
- Jenkins, S. P. y García-Serrano, C. (2004). The relationship between unemployment benefits and re-employment probabilities: evidence from Spain, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, 239-60.
- Jurajda, S. (2003). Unemployment insurance and the timing of layoffs and recalls, *Labour*, 17, 383-9.
- Katz, L. F. y Meyer, B. D. (1990). The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment, *Journal of Public Economics*, 41, 45-72.
- Kleinbaun, D. G. (1996). *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Nueva York: Springer-Verlag.
- Klepinger, D, Johnson, T. y Jutta, M. (2002). Effects of Unemployment Insurance Work-Search Requirements: The Maryland Experiment, *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (1), 3-22.
- Lalive, R. (2007). Unemployment Benefits, Unemployment Duration, and Post-Unemployment Jobs: A Regression Discontinuity Approach, *American Economic Review*, 91(2), 108-112.
- Lalive, R. (2008). How do extended benefits affect unemployment duration: A regression discontinuity approach, *Journal of Econometrics*, 142(2), 785-806.
- Lancaster, T. (1979). Econometric Methods for the Duration of Unemployment, *Econometrica*, 47(4), 939-956.

- Lee, E. T. (1992). *Statistical methods for survival data analysis*, Nueva York: John Wiley & Sons.
- Meyer, B. D. (1990). Unemployment insurance and unemployment spells, *Econometrica*, 57, 123-176.
- Mortensen, D. T. (1977). Unemployment insurance and job search decisions, *Industrial and Labor Relations Review*, 30, 505-17.
- Narendranathan, W. y Stewart, M. (1993). How does the benefit effect vary as unemployment spells lengthen?, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 361-81.
- Nickell, S. J (1979a). Estimating the Probability of Leaving Unemployment, *Econometrica*, 47(5), 1249-66.
- Nickell, S. J (1979b). The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment, *Economic Journal*, 89(353), 34-49.
- Pintilie, M. (2006). *Competing Risks: A Practical Perspective*. Chichester, GB: John Wiley & Sons.
- Putter, H., Fiocco, M. y Geskus, R. B. (2007). Tutorial in biostatistics: competing risks and multi-state models. *Statistics in Medicine*, 26, 2389-2430.
- Shorrocks, A. (2009). Spell incidence, spell duration and the measurement of unemployment, *Journal of Economic Inequality*, 7(3), 295-310.
- Stancanelli, E. (1999). Unemployment duration and the duration of entitlement to unemployment benefits: an empirical study for Britain, *Applied Economics*, 31, 1043-51.
- Toharia, L. (1998) *El mercado de trabajo en España*, McGraw-Hill, Madrid.
- Toharia, L., Pérez Infante, J. I, y Prudencio, C.A. (2006). *La ocupabilidad de los parados registrados y la tasa de cobertura de las prestaciones por desempleo*, Informe para el Servicio Público de Empleo Estatal.
- Toharia, L. y Cebrián, I. (2007). *La temporalidad en el empleo: atrapamiento y trayectorias*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Colección Informes y Estudios (serie empleo). Madrid, España.
- Toharia, L. y Cebrián, I. (2008). La entrada en el mercado de trabajo. Un análisis basado en la MCVL, *Revista de Economía Aplicada Número*, 16, 137-172.

Toharia, L., Arranz, J. M., García Serrano, C. y Hernanz, V. (2009). *El sistema español de protección por desempleo: eficiencia, equidad y perspectivas*, Ministerio de Trabajo e Inmigración.

Toharia, L., Arranz, J. M., García Serrano, C. y Hernanz, V. (2010). El sistema de protección por desempleo y la salida del paro, *Papeles de Economía Española*, 124, 230-246.

Van den Berg, G. J. (1990). Search behaviour, transitions to non-participation and the duration of unemployment, *Economic Journal*, 100, 842-865.

Van Ours, J. y Vodopivec, M. (2006). How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment, *Journal of Labor Economics*, 24(2), 351-350.

Van Ours, J. y Vodopivec, M. (2008). Does Reducing Unemployment Insurance Generosity reduce Job Match Quality?, *Journal of Public Economics*, 92, 684-695.

Wadsworth, J. (1991). Unemployment benefits and search effort in the UK labour market, *Economica*, 58, 17-34.