

***LA PROBABILIDAD DE REENTRADA EN LOS PROGRAMAS ASISTENCIALES: ¿CÓMO CONTRIBUYE EL PRIMER EPISODIO?***

Luis Ayala Cañón<sup>1</sup>  
Magdalena Rodríguez Coma<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> *Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales, Universidad Rey Juan Carlos, Paseo Artilleros s/n, 28032 Madrid, [layala@fcjs.urjc.es](mailto:layala@fcjs.urjc.es)*

<sup>2</sup> *Instituto de Estudios Fiscales, Cardenal Herrera Oria, 378, 28035 Madrid, [magdalena.rodriguez@ief.minhac.es](mailto:magdalena.rodriguez@ief.minhac.es).*

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

El crecimiento del número de estudios centrados en la dinámica de la participación en los programas de lucha contra la pobreza ha puesto de manifiesto que un elevado porcentaje de los beneficiarios retornan en un intervalo temporal relativamente corto después de una primera estancia. Tal constatación ha dado origen a una importante renovación del estudio de las duraciones en los programas asistenciales y a una creciente preocupación por el diseño de intervenciones públicas más ajustadas a los procesos de dependencia y cronificación. La reconsideración de estos procesos desde un contexto de episodios múltiples resulta crucial para la medición y el diagnóstico. Si se considera cada estancia del mismo hogar o individuo como independiente de las anteriores, se tiene un retrato incompleto de la dinámica de los programas y, con ello, estimaciones de las duraciones sesgadas a la baja.

Desde el ámbito de los decisores públicos, caben pocas dudas de la importancia que cobra una correcta identificación de las características de los hogares que retornan a los programas. Las prestaciones asistenciales juegan en la mayoría de los sistemas de protección social tanto la función de mantenimiento transitorio de rentas para un segmento importante de perceptores como de instrumento permanente de sostenimiento de los ingresos para otro grupo de beneficiarios. La existencia, sin embargo, de un núcleo importante con participación discontinua obliga a redefinir la función-objetivo de los gestores. Si las reincorporaciones alcanzan un volumen suficientemente relevante, el objetivo de los decisores públicos debería reorientarse desde la maximización de las salidas o la minimización del tiempo de estancia en los programas a la minimización de las reentradas o la maximización del tiempo fuera del programa. Tal diferenciación lógicamente remite al debate sobre las necesidades de *targeting* o focalización de las acciones, pareciendo lógica la diversificación de éstas, diferenciando las orientadas a los hogares que sufren procesos de cronificación de las específicamente diseñadas para aquellos con participación intermitente.

La relevancia de las implicaciones de las estancias múltiples en los programas asistenciales contrasta con una amplia gama de límites para su estudio. Una parte importante de estas dificultades son de naturaleza estadística, siendo habitual una incorrecta codificación en las

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen la financiación recibida del Instituto de Estudios Fiscales y el apoyo prestado por la Consejería de Servicios Sociales de la Comunidad de Madrid en la cesión de sus datos. Luis Ayala agradece también la financiación del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del Plan Nacional de Investigación Científica, Desarrollo e Innovación Tecnológica (SEC 2001-0746).

encuestas, o, como señalan Bane y Ellwood (1994), la posibilidad frecuente de que incrementos de renta muy levemente superior a los baremos de los programas den lugar a salidas de éstos, que pueden convertirse rápidamente en retornos si se dan shocks macroeconómicos adversos, aunque no sean especialmente intensos. Destaca también el sesgo de agregación presente en las fuentes con periodicidad anual, que hace recomendable la disponibilidad de datos mensuales o trimestrales para un período suficientemente dilatado, lo que impone requerimientos de información que a menudo resultan difíciles de satisfacer. Son también abundantes los problemas que surgen desde el marco teórico. Los modelos diseñados para el análisis de la participación en los programas asistenciales, que descansan fundamentalmente en el supuesto de independencia entre los distintos episodios, presentan notables problemas para dar cabida a la posibilidad de estancias múltiples. La inclusión de esta nueva realidad también dota de mayor complejidad a los instrumentos econométricos necesarios para el análisis.

Pese a tales restricciones, son varios los interrogantes que suscita el problema de las reincorporaciones que este trabajo pretende abordar. Un primer bloque de cuestiones se refieren a la existencia o no de tipologías nítidamente diferenciadas según la relación con el programa. Se trata de interrogantes del tipo de quiénes son los que salen y vuelven, si existen diferencias palpables entre los hogares que retornan y los que salen para no volver o si las características de los primeros se alejan de las que están en los programas de forma crónica. Un segundo tipo de interrogantes se refieren a cuáles son los principales factores explicativos de la duración del tiempo fuera del programa, que, como se señaló, podría tratarse del objetivo a maximizar en la nueva función-objetivo de los decisores públicos. Son varias las posibilidades y las preguntas abiertas, como el grado en que el tiempo de la primera estancia y el tipo de salida de ésta pueden explicar que se prolongue o acorte la duración fuera del programa, cuáles son las características individuales asociadas a períodos más largos sin cobrar la prestación y en qué medida variables exógenas, como las condiciones macroeconómicas, pueden contribuir también al acortamiento del tiempo fuera del programa.

El estudio toma como referencia los datos correspondientes al programa de renta mínima de la Comunidad de Madrid. Se trata de una de las experiencias más sólidas entre el singular mosaico de esquemas autonómicos españoles, para la que se dispone de los registros administrativos del tiempo transcurrido desde su inicio (último trimestre de 1990) hasta el momento de cierre de la recogida de datos (diciembre de 2001). La ventaja frente a otro tipo de

datos utilizados para el análisis de las reincorporaciones es la mayor amplitud del período temporal y un número de hogares y episodios considerablemente superior al de otros trabajos. La disponibilidad de información desde el nacimiento del programa permite, además, evitar los problemas habituales de censura a la izquierda, propios de los modelos de duración.

Aparte de la mayor riqueza informativa, las novedades del trabajo respecto al actual cuerpo de estudio son varias. Hasta la fecha son escasos los estudios que abordan el análisis de los episodios múltiples de participación en los programas de lucha contra la pobreza en España<sup>2</sup>. En segundo lugar, utilizamos una amplia base de datos, extraída de los registros administrativos, que evita algunos de los sesgos de las encuestas frecuentemente utilizadas para el análisis de la cuestión, así como los problemas de endogeneidad que éstas suelen presentar. Disponemos también de variables a menudo no observadas, como la existencia de una gama muy variada de problemas sociales, que, en la mayoría de los casos, constituyen barreras para el empleo y que son la principal fuente de heterogeneidad no controlable en otros estudios. Por último, además de hacer descansar los factores explicativos en las variables sociodemográficas y los cambios en el ciclo económico, se incorpora también el posible vínculo entre la primera estancia en el programa (duración y tipo de salida) y el siguiente episodio fuera de él a través del diseño de modelos paramétricos de duración.

El trabajo se estructura como sigue. En una primera sección se define el marco general de análisis. En segundo lugar, se analizan las características del programa objeto de estudio y la base de datos utilizada. En tercer lugar, se estudian las diferencias entre las distintas tipologías de beneficiarios de acuerdo a las secuencias de entrada y salida en los programas y la duración de las estancias y se examinan los principales factores determinantes de la probabilidad de reentrada. Seguidamente, se estiman diferentes modelos para tratar de explicar la duración del tiempo fuera del programa, para a partir de ellos simular las duraciones esperadas ante diferentes escenarios alternativos. El trabajo se cierra con una breve relación de conclusiones.

## **1. LA DURACIÓN EN UN CONTEXTO DE ESTANCIAS MÚLTIPLES**

El estudio de la participación múltiple en programas asistenciales se fundamenta en una interpretación ampliada del análisis de esas estancias consideradas de forma independiente. Cuando

---

<sup>2</sup> Existen precedentes en el estudio de la pobreza, como Cantó (2002), y de las prestaciones por desempleo (Arranz y Muro, 2001).

se examinan las duraciones de cada episodio, la cuestión clave es si existen o no problemas de dependencia, interpretada ésta como una participación prolongada en los programas. La variable central es, por tanto, la probabilidad de salida, siendo relevante la posibilidad de que ésta guarde algún tipo de relación de dependencia con el tiempo dentro del programa.

La función de salida del programa viene dada por:

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr\{t < T \leq t + dt \mid T > t\}}{dt} \quad (1)$$

donde el numerador es la probabilidad condicional de que la salida tenga lugar en el intervalo temporal  $(t, t+dt)$ , hecho que no ha ocurrido hasta ese momento, mientras que el denominador recoge la amplitud del intervalo. Existe dependencia positiva de la duración si  $d\lambda(t)/d(t) > 0$  (aumenta la probabilidad de salir a medida que se prolonga la estancia) y negativa si  $d\lambda(t)/d(t) < 0$  (la probabilidad de salir se reduce con la duración). Siendo  $T_{ik}$  la duración de cada estancia individual, con  $i$  y  $k$  representando, respectivamente, cada individuo y cada participación, la función objetivo del decisor público sería  $\min \left\{ \sum_{I=1}^n T_{ik} \right\}$ .

Para minimizar las duraciones, el decisor público necesita una correcta identificación de las características de los hogares participantes. En la mayoría de los casos existen características observables, como la edad, el sexo, el tamaño del hogar o el nivel de estudios, que podrían explicar la mayor prolongación de las estancias. Hay, sin embargo, un componente explicativo relevante de difícil medición, como la motivación para participar, el sentimiento de estigma que ello produce o el esfuerzo en la búsqueda de empleo, que se reparte de manera desigual entre la población beneficiaria sin poder ser observado. Una estimación correcta de la distribución de las duraciones tendría que partir de:

$$F(t, X, \theta) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(u, X_u \mid \theta) du\right) g(\theta) d(\theta) \quad (2)$$

siendo  $F$  la función de distribución del tiempo de permanencia en el programa,  $\theta$  un vector de variables inobservables y  $g(\theta)$  su distribución, y  $X$  un conjunto de variables observables.

Las posibles inferencias sobre los problemas de dependencia a partir del análisis de la duración pueden presentar sesgos importantes, sin embargo, si se ignora la posibilidad de que algunos hogares retornen a los programas poco tiempo después de la primera estancia o que, incluso, los flujos de entrada y salida se repitan varias veces. En una aportación seminal, Ellwood (1986) estimó que un 40% de los beneficiarios del AFDC estadounidense registraban episodios múltiples de participación, retornando un 11% al programa antes de un año. Posteriormente, distintos autores confirmaron con nuevos datos y procedimientos de análisis alternativos la generalización de los episodios múltiples de participación y las distorsiones en las estimaciones de la duración que generaba su no tratamiento [Weeks (1991), Blank y Ruggles (1994), Cao (1996), Meyer y Cancian (1996), Harris (1996), y Sandefur y Cook (1997) con encuestas y Brandon (1995) y Keng *et al.* (2000), con datos administrativos]. Las estimaciones de las tasas de reentrada presentan un amplio rango de variación, oscilando las correspondientes al año posterior a la salida de la primera estancia entre niveles mínimos cercanos al 25% y máximos por encima del 55%<sup>3</sup>.

La existencia de episodios múltiples de participación tiene un encaje relativamente fácil en los modelos convencionales de análisis si se toma como referencia de las duraciones la suma de los tiempos correspondientes al total de episodios dentro del programa<sup>4</sup>. La principal novedad para el análisis del nuevo contexto de episodios múltiples de participación radica en una nueva función objetivo. El objetivo básico, desde la nueva perspectiva, no sería tanto minimizar las duraciones en el programa sino maximizar el tiempo fuera de él. El análisis de la duración remitiría en este caso a una nueva función de riesgo, pero indicativa ahora de la probabilidad de retornar al programa una vez que se ha salido de él:

$$\lambda^*(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr\{t < T^* \leq t + dt \mid T^* > t\}}{dt} \quad (3)$$

donde el numerador es ahora la probabilidad condicional de que la reentrada al programa tenga lugar en el intervalo temporal  $(t, t+dt)$ , siendo  $t$  el momento en que termina la primera estancia, recogiendo el denominador la amplitud del intervalo.

---

<sup>3</sup> Cao (1996) obtiene los porcentajes más altos de reincorporaciones (58%), siendo el trabajo que utiliza un período de análisis más largo (168 meses).

<sup>4</sup> Ver, por ejemplo, Gottschalk y Moffitt (1994).

Para alcanzar el nuevo objetivo, el decisor público necesita interpretar adecuadamente los factores determinantes de la distribución del tiempo fuera del programa. Un factor fundamental podría ser la existencia de algún tipo de correlación con la primera estancia. Se trata de una nueva forma de dependencia de la duración pero ahora entre el tiempo de la primera estancia y la probabilidad de retorno. Cao (1996) desarrolla un modelo de duración que estima simultáneamente los determinantes de la primera estancia y de las reincorporaciones, controlando la heterogeneidad inobservada a través de la estructura de la varianza, para encontrar que existe una correlación negativa entre la duración del primer episodio y el tiempo fuera del programa. A conclusiones similares llegan también Blank y Ruggles (1994) y Keng *et al.* (2000).

La consideración del tiempo de la primera estancia elimina parte de la heterogeneidad en la estimación del tiempo fuera del programa. Existen, además, otras variables relacionadas con el primer episodio que también pueden resultar cruciales, como el tipo de salida. Parece lógico concebir que un individuo u hogar que sale del programa por haber encontrado un empleo tardará más en volver que uno expulsado por otras razones. Blank y Ruggles (1994) y Born *et al.* (1998) encuentran que el tipo de salida es igual o más determinante de las reentradas que las características demográficas. Moffitt (2002) apunta también a la importancia del tipo de salida, aunque de forma indirecta. Frente a la idea de mayores flujos de entrada de los beneficiarios con mayor cualificación que anticipa la teoría convencional, encuentra que las diferencias en las características formativas de cíclicos y crónicos son reducidas. Esto sugeriría que la repetición de tales flujos podría tener su origen en las mayores dificultades de un segmento de beneficiarios para cumplir con las obligaciones administrativas. Miller (2002) encuentra que los que salieron por sanción tienen generalmente menores tasas de empleo, lo que eleva la probabilidad de retornar a los programas. Los resultados de otros trabajos, sin embargo, no confirman que una salida aparentemente exitosa suponga una garantía automática de reducción de la probabilidad de retorno en el corto plazo. Edin (1995) encontró que varias de las titulares del AFDC estadounidense retornaban a los programas desde situaciones de empleo porque los bajos niveles salariales iniciales no se transformaban en mejores remuneraciones en el medio y largo plazo, resultando más rentable el cobro de la prestación que la participación laboral.

Existen también factores exógenos que pueden condicionar las decisiones de participación y alterar las duraciones dentro y fuera del programa. Una larga tradición de estudios ha tratado de diferenciar la contribución de los cambios en las condiciones macroeconómicas, las reformas en los

parámetros de los programas –como las cuantías, las condiciones de acceso o la imposición de límites temporales– y las modificaciones en la estructura demográfica de la población<sup>5</sup>. Existen evidencias recientes, de hecho, de las interacciones entre las decisiones microeconómicas individuales y los cambios en el entorno macroeconómico como principales determinantes de los flujos de entrada y salida en los programas (Moffitt y Stevens, 2001). No obstante, la evidencia que se desprende de algunos trabajos que incluyen las condiciones macroeconómicas como posibles determinantes de las reincorporaciones no siempre refleja la existencia de una relación lineal entre el aumento del desempleo y las reentradas (Keng *et al.*, 2000).

A partir de esta revisión de argumentos, la variable clave en el análisis de las reincorporaciones en los programas asistenciales va a ser una nueva función de riesgo, en la que la probabilidad de reentrada en el programa puede expresarse como:

$$\lambda^*(t, X) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr\{t < T \leq t + dt \mid T > t, (X, T^{1E}, Z, U)\}}{dt} \quad (4)$$

siendo  $X$  las características sociodemográficas de cada hogar,  $T^{1E}$  el tiempo de la primera estancia,  $Z$  el tipo de salida de ese primer episodio y  $U$  los cambios en las condiciones macroeconómicas.

## 2. DATOS

El programa de prestaciones de lucha contra la pobreza utilizado para el análisis empírico es el de renta mínima de la Comunidad de Madrid (IMI). El hecho de escoger un programa regional obedece a la completa descentralización de estos programas en la realidad española, resultando obligada la selección de alguna experiencia destacada entre el conjunto de sistemas. Las ventajas del uso del IMI sobre otras opciones son la presentación de valores cercanos a la media nacional en sus parámetros básicos –gasto por habitante o incidencia relativa– y la disponibilidad de un sistema de información más completo que el de otros programas autonómicos.

El programa IMI entró en funcionamiento en el último trimestre de 1990. Siguiendo la estela del *Revenu minimum d'insertion* francés y en línea con los desarrollos de otras Comunidades

---

<sup>5</sup> Son varios los estudios sintéticos de la cuestión. Cabe citar, entre otros, Moffit (1992), Stapleton et al. (1997), Mayer (2000), Bell (2001) y Blank (2002).



Autónomas españolas, se intentó combinar en un mismo instrumento de protección social la función de última red de seguridad económica con el desarrollo de medidas de inserción que favorecieran un tránsito más rápido hacia el empleo que el de los programas asistenciales de corte tradicional. En línea con las reformas que apuestan por la conversión de estos sistemas en instrumentos activos de protección, la prestación económica asistencial es sólo una de las vertientes de la actuación del sector público, jugando un papel igual o más importante las medidas de integración social, desarrolladas en los respectivos centros de servicios sociales que gestionan el programa. Mientras que la prestación tiene como principal objetivo la función de mantenimiento o sustitución de rentas, las medidas que tratan de promover la inclusión social intentan remover algunas de las dificultades estructurales que limitan el acceso de los beneficiarios al mercado de trabajo.

A diferencia de los programas estadounidenses, que han nutrido la mayor parte de la literatura económica sobre prestaciones asistenciales, se trata de un sistema de carácter casi universal, en el que la renta mínima sirve como último refugio para cualquier tipo de hogar y no sólo para familias con hijos u hogares monoparentales. Las condiciones de acceso son similares a las de otros programas europeos, si bien existen límites para el acceso de determinados grupos. Se trata, fundamentalmente, de topes mínimos –25 años– y máximos –65 años– de edad, que tratan de evitar la generación de cadenas de dependencia desde edades tempranas, aunque se permite el acceso si existen cargas familiares, y favorecer el trasvase desde el sistema autonómico al nacional de pensiones no contributivas de la Seguridad Social. No existen límites en el caso de la nacionalidad, siempre que se acredite la situación legal de residencia, pero sí de empadronamiento, aunque el requisito se limita a un año de residencia anterior a la solicitud.

La entrada al programa se realiza a través de los centros de servicios sociales territoriales, que constituyen el ente administrativo básico en la gestión. Estos centros asumen la responsabilidad directa de dar publicidad al programa, atender las solicitudes y promover las medidas de inserción socioeconómica. El proceso empieza con una primera entrevista, en la que el titular del hogar formaliza la solicitud de entrada en el programa. Los formularios que rellenan los hogares para solicitar la participación en el IMI recogen una serie de características básicas de la unidad beneficiaria y de cada uno de los miembros que la integran. A la vez que se firma la solicitud de cobro periódico de la prestación, los demandantes firman también un contrato de

integración que trata de favorecer su autonomía y evitar la formación de cadenas de dependencia a largo plazo.

Al término del procedimiento administrativo en el que se formaliza la solicitud, los trabajadores de los centros de servicios sociales envían la documentación del hogar demandante de la prestación a la Consejería de Servicios Sociales del gobierno regional, con objeto de que ésta verifique si cumplen las condiciones de acceso y determine si tiene derecho al cobro de la prestación. A dicha comunicación le acompaña la valoración que emite el centro sobre si el hogar cumple o no los requisitos que establece la ley para acceder al programa. Una vez que la Administración verifica los datos de los demandantes y contrasta si su nivel de ingresos se sitúa por debajo de los baremos establecidos en el programa comunica a los centros de servicios sociales la decisión referente a la concesión o denegación de la prestación. Si la resolución es positiva, se establece un doble compromiso. Los beneficiarios se comprometen a cumplir las obligaciones fijadas por la Administración y los profesionales de los centros de servicios sociales a fomentar la inserción sociolaboral de los aquellos a través de distintos tipos de intervención.

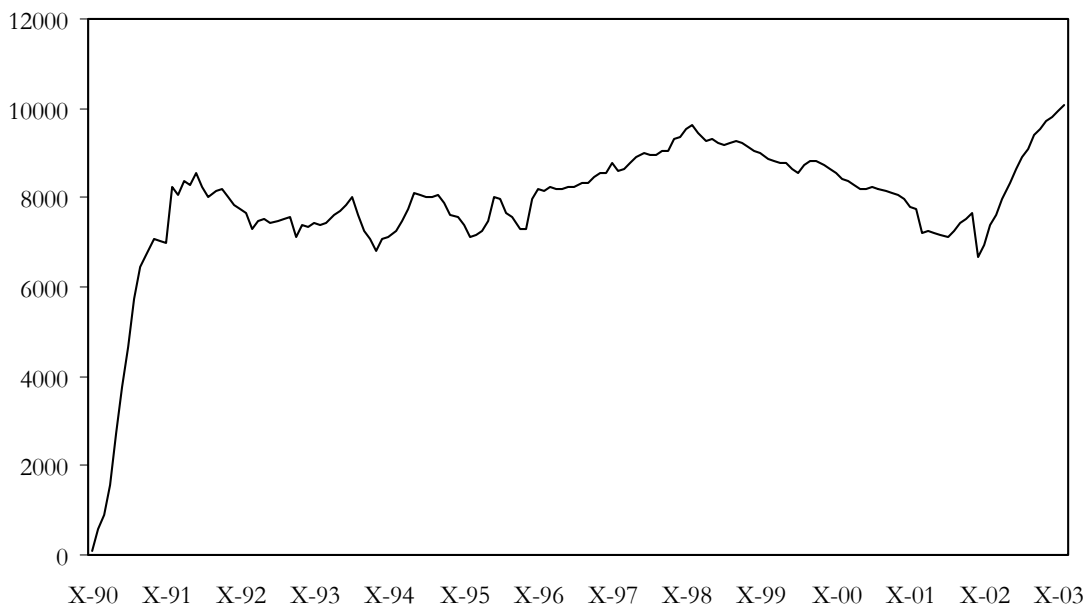
La renovación es automática salvo que se alteren las circunstancias que concurrían cuando se aceptó la solicitud. Los trabajadores sociales realizan un seguimiento continuo –al menos una vez por semestre– para verificar la situación del hogar y los resultados de las actividades de inserción. De ese seguimiento puede resultar la extinción de los expedientes si se dan determinadas circunstancias. La fundamental, de carácter exitoso, es la superación del baremo de ingresos si el hogar respectivo consigue una mejora en su situación laboral y un aumento en las rentas del trabajo. Puede darse también que los hogares sean expulsados del programa por haber cometido fraude tanto por la no comunicación de las variaciones en su situación económica como por el incumplimiento de las obligaciones asumidas en el contrato de inserción. En otros casos, las salidas se producen debido a la concurrencia de distintos procesos de carácter administrativo, como el citado tránsito hacia el sistema de pensiones no contributivas, la pérdida de nacionalidad, el encarcelamiento del titular o su fallecimiento.

La salida de los programas en un momento determinado no elimina la posibilidad de retorno. Los hogares pueden volver a solicitar la prestación y si los trabajadores sociales verifican que cumplen las condiciones legales las reincorporaciones pueden tener lugar. Tampoco existen

límites para que haya más de una reincorporación, encontrando hogares con más de cuatro episodios de entrada desde que el IMI se inició a comienzos de los años noventa.

La evolución de las cifras de beneficiarios del programa ha estado marcada por la triple influencia de los cambios en las condiciones macroeconómicas, las reformas en sus principales parámetros y las modificaciones en el sistema nacional de protección del desempleo, red anterior a la renta mínima<sup>6</sup>. Así, la expansión lógica inicial por la creación del programa en la primera mitad de los noventa coincidió con un acusado rebrote de la tasa regional de desempleo y las reformas restrictivas implementadas en el sistema de protección de los desempleados. En el último tercio de los años noventa, las cifras tendieron a la baja, lo que estuvo motivado, fundamentalmente, por la reactivación de la creación de empleo. En el año 2002 tuvo lugar la principal reforma en la historia del programa, convirtiendo la renta mínima en un derecho subjetivo y ampliando su marco de cobertura, lo que dio lugar a un importante crecimiento de las cifras.

**Gráfico 1**  
**Evolución del número de beneficiarios**



<sup>6</sup> De todos estos factores, el que mayor peso ha tenido ha sido la reforma del sistema de protección al desempleo, que hizo que en determinados momentos desembocara en el programa un número mayor de demandantes que los previstos en las estimaciones iniciales (Ayala y Pérez, 2003).

El seguimiento de los flujos de entrada y salida del programa es posible gracias a una amplia base de registros administrativos. Su depuración permite contar con información sobre más de 50.000 episodios de participación en el programa, que corresponden a algo más de 39.200 hogares, de los cuales 8.500 han salido y han vuelto al menos una vez. Las ventajas de contar con datos administrativos para el estudio de las reincorporaciones son abundantes e incluyen el elevado grado de detalle y exactitud de los datos, un número de observaciones superior a los de las encuestas, menores sesgos que en éstas y costes de obtención muy bajos.

La base de datos del IMI ofrece, además, una información muy amplia sobre las características particulares de cada hogar, incluyendo algunas de las variables señaladas por diversos estudios como óptimas para el análisis de las poblaciones participantes en programas asistenciales (Mainieri y Danziger, 2001 y Goerge y Boo Lee, 2001), como la existencia de problemas estructurales –aislamiento social, adicción al alcohol o las drogas– o el desarrollo de comportamientos asociados a situaciones de marginalidad, como la prostitución o la mendicidad. Para observar el efecto de las variaciones en el tiempo de las condiciones macroeconómicas hemos añadido, además, como variable las tasas de paro de la Encuesta de Población Activa. Otros puntos fuertes de la base de datos son la longitud del período temporal observado (135 meses), superior a la mayoría de los estudios, y el hecho ya citado de contar con información para toda la historia del programa, lo que elimina los problemas de censura a la izquierda.

Las características citadas hacen que la base del IMI presente algunas ventajas frente a las fuentes de datos utilizadas en otros trabajos que han tratado de analizar la existencia de episodios múltiples de participación en los programas asistenciales. Ellwood (1986) utilizó datos anuales del Panel Study of Income Dynamics (PSID) para estudiar el alcance de las reincorporaciones sobre el total de episodios de participación en el AFDC estadounidense. Además de tratarse de datos de encuestas, el hecho de tomar como unidad temporal el año daba origen a un importante sesgo de agregación. Blank y Ruggles (1994) evitaron ese problema utilizando datos mensuales de un panel bianual del Survey of Income and Program Participation (SIPP). No obstante, existe un posible problema de endogeneidad en determinadas variables, al ignorar posibles episodios de participación en los programas antes del momento de observación, lo que podría haber afectado a algunas características socioeconómicas individuales. Born *et al.* (1998) y Keng *et al.* (2000) utilizan datos administrativos y mensuales de determinados Estados de EE.UU, pero limitados a un período de observación excesivamente corto. Cao (1996) utiliza la fuente más completa, al contar

con datos mensuales de 1978 a 1991 –la serie más larga de todas las estimaciones– del National Longitudinal Survey of Youth (NLSY). La muestra, sin embargo, se limita a 1478 episodios múltiples a partir de 820 episodios iniciales.

A pesar de las virtudes citadas, los registros del IMI presentan algunos problemas, que nacen tanto de la propia naturaleza de las fuentes administrativas como de algunas singularidades de los datos. Al primer ámbito pertenecen las conocidas dificultades que surgen por tratarse de información diseñada para la gestión, lo que necesariamente obliga a la realización de depuraciones y a la reorganización de los datos originales. Para contar con ficheros adecuados para el análisis de la duración en los programas en un contexto de episodios múltiples también ha sido necesaria la realización de imputaciones para eliminar algunas inconsistencias y para recuperar datos sobre las características invariables de los hogares cuando tal información aparecía perdida en el primer episodio pero estaba presente en los siguientes.

### **3. FACTORES DETERMINANTES DE LA PROBABILIDAD DE REENTRADA**

La posibilidad de que se registren múltiples episodios de participación en los programas asistenciales suscita una amplia variedad de interrogantes. Los más inmediatos son, sin duda, cuál es la extensión real de las reincorporaciones y cuáles son las características de los beneficiarios que determinan una mayor probabilidad de retornar a los programas. La contestación a la primera pregunta remite a la verificación de si existen o no diferentes tipologías de beneficiarios de acuerdo a la duración y la intermitencia de la participación en los programas. Algunos trabajos, como el de Miller (2002), han tratado de definir una triple tipología de *stayers* (hogares o individuos que permanecen en el programa de forma persistente), *leavers* (hogares o individuos que salen de los programas y se mantienen en esa situación al menos durante un período mínimo<sup>7</sup>) y *cyclers* (hogares o individuos que entran y salen de forma recurrente).

Para este trabajo adoptamos una clasificación parecida, distinguiendo tres tipos de grupos de acuerdo a los datos del IMI: los *cíclicos* son aquellos que están más de una vez con información en el programa, incluyendo los censurados en el momento de cierre de la recogida de datos, los

---

<sup>7</sup> Las definiciones de los *leavers* varían considerablemente en los diferentes estudios que han tratado la cuestión. Así, se pasa de considerar como tales a los que salen de los programas y se mantienen en esa situación durante al menos un año (Moffitt y Roff, 2000) a incluir en esa categoría a los beneficiarios que abandonan los programas al menos durante dos meses consecutivos durante un intervalo dado (Miller, 2002).

*temporales* son los que estuvieron sólo una vez, salieron y su estancia no llegó a 24 meses, y los *crónicos* son los que están sólo una vez y su estancia se prolonga durante 24 meses o más (pueden ser censurados, pero siempre con 24 meses de estancia previa como mínimo). Existiría un último grupo, correspondiente a las observaciones censuradas que no pueden ser clasificadas como hogares cíclicos o crónicos.

**Cuadro 1**  
**Distribución de los beneficiarios del programa**

<i>Tipo de beneficiarios</i>	Frecuencia	Porcentaje
Crónicos	14725	37,5
Temporales	13868	35,3
Cíclicos	8517	21,7
Otros	2128	5,4
<b>TOTAL</b>	<b>39238</b>	<b>100,0</b>

Tal como puede apreciarse en el Cuadro 1, el porcentaje de hogares que retorna a los programas es algo superior a una quinta parte del total. La incidencia de las reincorporaciones es, por tanto, inferior a la obtenida por los estudios citados anteriormente. Más de un tercio de los hogares que entraron en el IMI salieron de él para no volver, al menos en el período de observación. Para estos hogares, el programa sirvió como un medio de sustitución de rentas durante un período transitorio de insuficiencia de ingresos. Un porcentaje parecido experimentó estancias de larga duración, concentrándose buena parte del gasto del programa en este colectivo.

En el caso de las reincorporaciones puede trazarse también otra tipología, atendiendo a las secuencias de la intermitencia de la participación (Cuadro 2). De los más de ocho mil quinientos beneficiarios que tienen más de un episodio de participación sólo una quinta parte estuvo en el programa más de dos episodios (19,2%). En el resto de los casos se trata de hogares que salieron de los programas y retornaron una sola vez. La diferencia es que algunos salieron definitivamente después de este primer episodio, mientras que el resto volvió para quedarse<sup>8</sup>. Estos dos tipos de beneficiarios con dos episodios de participación concentran una proporción muy parecida del total de los cíclicos (41,0 y 39,8%, respectivamente).

<sup>8</sup> Los hogares “cíclicos” con una sola reincorporación y que no han vuelto a salir del programa constituyen observaciones censuradas. Podría darse el caso, lógicamente, de que un hogar de este tipo acabara de retornar al programa poco antes del final de la recogida de la información y que saliera poco después.

**Cuadro 2**  
**Tipología de los beneficiarios cíclicos**

<i>Tipo de beneficiarios</i>	Frecuencia	Porcentaje
Una sola reincorporación y salida definitiva	3494	41,0
Una sola reincorporación sin salida posterior	3390	39,8
Varias reincorporaciones	1633	19,2
<b>TOTAL</b>	<b>8517</b>	<b>100,0</b>

La pregunta inmediata es si existen algunas características diferenciales de los hogares que retornan a los programas. Una respuesta, aunque general, a tal interrogante puede proceder del análisis de las respectivas distribuciones de frecuencias (Cuadro 3). La base de datos del IMI permite contar con un amplio vector de características de los hogares. Una primera diferencia radica en el desigual reparto de los beneficiarios por grupos de edad, presentando los hogares que vuelven a los programas una mayor concentración en los estratos intermedios y más jóvenes. Tal como se desprende de Ayala y Rodríguez (2003), esta diferenciación podría tener su origen en la asociación estadística encontrada entre una mayor edad y una salida definitiva de los programas por vías administrativas. Se trataría del citado tránsito hacia otros sistemas de transferencia de rentas de mayor cuantía y estabilidad, como las pensiones no contributivas de la Seguridad Social. No existen diferencias apreciables en la distribución por sexos, compartiendo los cíclicos y el resto de beneficiarios una proporción algo superior al 60% de mujeres titulares de la prestación.

Las diferencias son considerablemente más visibles en el tamaño y el tipo de hogar. El primero es considerablemente mayor en los hogares que retornan a los programas. Mientras que algo más de un tercio están formados por dos o menos personas, el porcentaje correspondiente a dicho estrato se eleva a más de la mitad del total en el resto de beneficiarios. Esta diferencia procede, básicamente, de la presencia de un mayor número de menores en los hogares con participación recurrente. En más de un tercio hay dos o más menores, lo que contrasta con un porcentaje de cerca del 53% de hogares sin menores de edad en el resto de beneficiarios. Tales diferencias cristalizan, consecuentemente, en tipologías muy distintas de acuerdo a la composición del hogar. Los dos rasgos diferenciales de los hogares cíclicos respecto al resto son la presencia considerablemente mayor de las parejas con hijos, en contraste con el mayor peso de las personas solas en el resto.

**Cuadro 3**  
**Características socioeconómicas de los beneficiarios cíclicos**  
*(distribución de frecuencias)*

	<i>Cíclicos</i>	<i>No cíclicos</i>
<i>Edad</i>		
<26	8,2	7,9
26-35	34,6	30,1
36-45	30,3	27,3
46-55	16,7	18,3
56-65	10,2	16,4
<i>Sexo</i>		
Varón	38,8	39,1
Mujer	61,2	60,9
<i>Tamaño del hogar</i>		
1 persona	20,6	30,8
2 personas	16,9	23,0
3 personas	20,4	20,4
4 personas	17,4	13,5
5 personas	11,3	6,9
6 personas	6,6	3,1
7 personas	3,7	1,3
8 ó más personas	3,2	1,1
<i>Número de menores</i>		
0	42,2	52,8
1	22,9	22,8
2	19,4	15,3
3	9,5	6,0
4	3,9	2,1
5 ó más	2,0	1,0
<i>Tipo de hogar</i>		
Persona sola	20,6	30,8
Hogar monoparental	32,7	31,6
Otros hogares con menores	25,0	15,5
Otros hogares sin menores	21,7	22,1
<i>Nivel de estudios</i>		
No lee ni escribe	15,9	8,1
Sin estudios (sólo lee y escribe)	24,9	17,8
Bajo	34,8	37,7
Medio	21,6	30,8
Alto	2,9	5,6
<i>Empleabilidad</i>		
Incapacidad absoluta para el empleo normalizado	5,7	11,1
Necesita de un proceso de recuperación social/de salud previo	25,3	25,9
Parado/a que necesita formación/educación	24,9	19,7
Podría acceder ya a un empleo	26,6	32,2
Desarrolla un empleo sumergido actividad equivalente	12,7	4,9
Desarrolla un empleo normal o actividad equivalente	3,6	4,5



**Cuadro 3 (continuación)**

<i>Problemas sociales<sup>d</sup></i>		
Dependencia / abuso de drogas	7,9	6,2
Dependencia / abuso del alcohol	6,7	6,0
Otros problemas de salud mental	11,2	12,4
Otros problemas graves de salud	16,6	21,8
Impagos de vivienda, desahucio	8,6	8,0
Mendicidad	1,5	1,0
Prostitución	0,7	0,6
Aislamiento, desestructuración personal	13,2	16,2
Minoría étnica	26,4	10,4
<i>Número de problemas sociales</i>		
0	29,2	35,2
1	45,8	42,4
2	17,8	16,6
3	5,5	4,6
4 ó más	1,8	1,3
<i>Tipo de salida de la primera estancia</i>		
Administrativa	4,7	14,0
Fraudulenta	56,9	42,7
Exitosa	38,4	43,4
<i>Tiempo total en el programa</i>		
< 2 años	11,4	65,1
2-4 años	37,5	24,1
5-6 años	26,1	6,8
7-8 años	15,1	2,4
> 8 años	9,9	1,6
TOTAL	100,0	100,0

<sup>d</sup>Las categorías que aparecen en problemas sociales son variables dicotómicas no excluyentes, por lo que un hogar puede presentar más de un problema. Las cifras indican porcentajes de beneficiarios afectados por cada problema

La distribución de frecuencias correspondiente a las características relativas a la formación y la empleabilidad<sup>9</sup> revelan que el nivel de estudios es inferior en los hogares con episodios múltiples de participación. Esto, sin embargo, no parece traducirse en diferencias muy marcadas en la empleabilidad de los beneficiarios, destacando únicamente el peso mayor entre los beneficiarios no cíclicos de aquellos con incapacidad absoluta para el empleo normalizado. Los datos relativos a estas variables deben interpretarse, en cualquier caso, teniendo en cuenta que la comparación se establece entre los hogares cíclicos y el resto, agregando, por tanto, en este último grupo a los beneficiarios crónicos y a aquellos con estancias cortas que no volvieron a los programas. Mientras los primeros agrupan buena parte de los titulares con mayores dificultades para el empleo, en los segundos sucede lo contrario.

<sup>9</sup> La empleabilidad es una variable que definen subjetivamente los trabajadores sociales al evaluar la solicitud.

El número de problemas sociales es algo superior en los hogares cíclicos (un 29% no presenta problemática alguna, frente al 35% del resto de beneficiarios). No existen grandes diferencias, sin embargo, en la presencia de problemáticas concretas, estando relativamente extendidos en ambos casos los problemas de salud y siendo menor la incidencia de los comportamientos marginales. La única excepción es la pertenencia a una minoría étnica, más acusada en los hogares que vuelven a los programas (más de una cuarta parte del total)<sup>10</sup>.

Las últimas características diferenciadoras de los grupos se refieren a su desigual experiencia en el programa. Existen divergencias notables en el tipo de salida y en la duración total en el IMI. El tipo de salida predominante de la primera estancia en el programa en los hogares que retornan es la expulsión por no haber cumplido las obligaciones asumidas en el momento de formalizar la entrada. En el resto de hogares –las frecuencias corresponden en este caso a los beneficiarios que salieron del programa y no retornaron– tienen mayor peso las salidas “exitosas”, sobre todo, interpretadas como el tránsito hacia situaciones de independencia económica y las de carácter “administrativo”, entendiendo como tal el abandono por motivos naturales (acceso a otras prestaciones, fusión de expedientes, fallecimiento, etc.).

Son varios, por tanto, los rasgos diferenciales de los hogares con más de un episodio de participación en el programa. Para identificar el efecto preciso de cada característica sobre la probabilidad de reentrada resulta necesario aislar esa contribución controlando el efecto del resto de características, así como centrar el análisis específicamente en el grupo expuesto al riesgo de reincorporación. La probabilidad de reentrada debe estimarse teniendo en cuenta estrictamente los hogares que salieron del IMI después de una primera estancia, confrontando, por tanto, la probabilidad de ser cíclico frente a la de ser temporal. Algunos trabajos previos no han encontrado evidencia de diferencias significativas en las características de ambos grupos. Miller (2002), por ejemplo, observa diferencias importantes entre los crónicos y los temporales, siendo rasgos más acusados en estos últimos una mayor edad, un mayor nivel educativo, un menor número de hijos, menores barreras al empleo y una experiencia laboral más reciente. Encuentra, sin embargo, similitudes bastante notables entre los cíclicos y los temporales.

---

<sup>10</sup> La pertenencia a una minoría étnica no es en sí misma un problema social. Se codifica como tal cuando el hecho de pertenecer a un grupo étnico limita las posibilidades de integración social.

La probabilidad de ser cíclico frente a ser beneficiario temporal puede estimarse mediante una regresión logística. Se puede construir una variable dicotómica ( $R_i$ ) para los hogares que salieron del programa después de una primera estancia, que puede adoptar valores 1 y 0, según se trate, respectivamente, de beneficiarios cíclicos o temporales. La probabilidad de reentrada en el programa puede explicarse por las distintas características socioeconómicas de cada hogar:

$$R_i = x_i \beta + u_i \quad (5)$$

donde  $\beta$  representa el vector de coeficientes correspondientes a las características socioeconómicas de cada hogar ( $x_i$ ). La estimación de tal probabilidad depende de las hipótesis que se hagan sobre  $u_i$ . Si se acepta que la forma más conveniente de modelizar la relación expresada es mediante una función de distribución logística,  $P(F) = e^F / (1 + e^F)$ , la probabilidad de reentrada puede expresarse como:

$$P(R_i = 1) = \frac{e^{x_i \beta}}{1 + e^{x_i \beta}} \quad (6)$$

siendo la función de verosimilitud:

$$L = \frac{e^{\left[ \sum_{i=1}^n R_i (X_i \beta) \right]}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{X_i \beta})} \quad (7)$$

El análisis preliminar de las distintas variables permite seleccionar como significativas en el modelo logístico el nivel de estudios, la pertenencia a una minoría étnica, el tamaño del hogar, el número de menores, el número de problemas sociales, si se trata o no de hogares monoparentales y la empleabilidad. También resulta significativa la interacción entre el número de problemas y la empleabilidad. Con dichas variables, reconstruidas como dummies para cada categoría, se ha estimado la probabilidad de retorno a los programas (Cuadro 4).

**Cuadro 4**  
**Resultados de la regresión logística de la probabilidad de volver al programa**

	<i>Sin interacciones</i>	<i>Con interacciones</i>
<i>Constante</i>	0,816*** (0,069)	0,886*** (0,077)
<i>Nivel de estudios</i>		
No lee ni escribe	0,635*** (0,065)	0,640*** (0,065)
Bajo	-0,121** (0,037)	-0,124*** (0,037)
Medio	-0,318*** (0,041)	-0,314*** (0,041)
Alto	-0,571*** (0,078)	-0,573*** (0,079)
<i>Pertenencia a minoría étnica</i>		
No	-0,638*** (0,038)	-0,641*** (0,038)
<i>Número de miembros</i>		
1	-0,073 (0,062)	-0,072 (0,062)
2-4	-0,146** (0,050)	-0,145** (0,065)
5-7	0,071 (0,054)	0,069 (0,057)
<i>Número de menores</i>		
Uno	-0,144** (0,065)	-0,145** (0,065)
2-4	-0,002 (0,057)	-0,002 (0,057)
5-7	0,216 (0,145)	0,215 (0,146)
<i>Número de problemas</i>		
Ninguno	-0,226*** (0,053)	-0,241** (0,075)
1	-0,091*** (0,047)	-0,160** (0,061)
2	-0,011 (0,056)	-0,040 (0,069)
3	0,167** (0,084)	0,135 (0,100)
<i>Hogar monoparental</i>		
No	-0,107*** (0,031)	-0,107*** (0,032)
<i>Empleabilidad</i>		
Baja	0,343*** (0,039)	0,270*** (0,070)
Media	0,310*** (0,044)	0,406*** (0,116)
Alta	-0,195*** (0,035)	0,050 (0,093)
<i>Número de problemas x empleabilidad</i>		
Problemas(0) x empleabilidad alta		-0,222** (0,108)
Problemas(1) x empleabilidad baja		0,156* (0,081)
Problemas(3) x empleabilidad media		-0,366* (0,082)
AIC	14763	14760
-2 Log L	16466	14696
N	11881	11881

Errores standard entre paréntesis. \*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%.

Los resultados del modelo revelan que algunas categorías presentan una elevada asociación estadística con la probabilidad de volver al programa. Todas las categorías educativas son significativas a un nivel muy alto y muestran una relación con la de referencia –sin estudios– casi lineal y negativa con la probabilidad de retorno: cuanto mayor es el nivel educativo, mayor probabilidad hay de que la salida del primer episodio sea definitiva. Lógicamente, esta relación está asociada con las mayores posibilidades de estabilidad laboral de los individuos con mayor cualificación dentro de los beneficiarios. Los coeficientes de las distintas categorías de la variable de empleabilidad corroboran tal conclusión.

La dimensión del hogar aparece como una variable significativa en la explicación de la probabilidad de volver a los programas, aunque la consideración desagregada de los diferentes tamaños hace que la mayoría de las categorías pierdan significación estadística. En general, se aprecia una leve relación con el tamaño, presentando los hogares más pequeños una menor probabilidad de retorno al IMI. A una conclusión similar se llega al observar los coeficientes correspondientes al número de menores en el hogar, resultando el más significativo y con signo negativo el de un solo menor. Destaca también que del conjunto de tipos de hogar es la pertenencia a una familia monoparental la categoría que eleva de un modo más acentuado la probabilidad de volver a los programas.

De los tres tipos de variables incluidas en el modelo, formación y empleabilidad, tipo y tamaño del hogar y problemas sociales, son las últimas las que presentan una mayor capacidad explicativa. El número de problemas sociales aparece como una variable clave, con coeficientes muy significativos y negativos cuando el hogar no se ve afectado por algún tipo de problemática. La existencia de problemas de salud, desestructuración personal o de comportamientos asociados a la marginalidad constituye, sin duda, un límite para que los hogares accedan a un nivel de ingresos suficiente por sus propios medios. Pero es, sobre todo, la pertenencia a una minoría étnica la principal causa de retorno a los programas. Se trata de la variable más significativa y con el mayor coeficiente del conjunto de variables y categorías incluidas en el modelo. Este resultado tiene notables implicaciones para la política social, dadas las especificidades de esta población y las dificultades para desarrollar procesos de intervención pública a largo plazo. Cabe cuestionar, incluso, cuál debería ser el grado óptimo de intervención ante la presencia de valores y normas

sociales muy concretas en este colectivo, que imponen pautas de reproducción social que perduran en el tiempo.

Por último, las interacciones entre la empleabilidad y el número de problemas sociales parecen significativas analizadas conjuntamente, pero pierden buena parte de este carácter cuando se evalúan de forma desagregada. El ajuste del modelo apenas cambia con su inclusión. El resultado más destacado, aunque previsible, es que la combinación de altos niveles de empleabilidad con la ausencia de problemas sociales parece garantizar una probabilidad sustancialmente menor de volver a los programas.

Los resultados del modelo permiten identificar, por tanto, una serie de características que elevan la probabilidad de retorno, que corroboran las hipótesis tradicionales del análisis de la dinámica de los programas asistenciales. La mejora del bagaje formativo y los niveles de empleabilidad, el apoyo diferencial a los hogares con un número elevado de hijos y, muy especialmente, a las familias monoparentales, y el desarrollo de actuaciones que rebajaran el número y la intensidad de los problemas sociales, especialmente las barreras al empleo, y que favorecieran la inserción social de los hogares pertenecientes a una minoría étnica, deberían ser ingredientes básicos en cualquier iniciativa pública de carácter global que tratara de dar carácter definitivo a las salidas de los programas.

#### **4. LA DURACIÓN FUERA DEL PROGRAMA**

La existencia de reincorporaciones, constatada en los apartados anteriores, constituye una señal negativa de la eficacia del diseño de los programas de lucha contra la pobreza. La evaluación de estos instrumentos, sin embargo, ha descansado tradicionalmente en el estudio de las salidas, obviando, por tanto, la idea de dependencia como un fenómeno de participación intermitente más que como una primera estancia prolongada. Si los hogares consiguen salir de los programas pero son incapaces de conseguir un flujo de ingresos suficiente, ya sea por sus características estructurales o por la existencia de condiciones macroeconómicas adversas, retornarán a los programas en el medio o largo plazo. Esta falta de autonomía constituye una forma distinta de dependencia, que obliga a redefinir, como se señaló, los objetivos de los decisores públicos.

Del apartado anterior podría deducirse que la variable clave en la nueva función objetivo de los decisores públicos es la probabilidad de reentrada, siendo el principio-guía tratar de minimizarla. Un objetivo complementario, si una parte importante de los hogares que salen no pueden evitar ese riesgo, sería tratar de maximizar el tiempo fuera del programa. Para verificar en qué medida las duraciones fuera del programa se prolongan o acortan y cuáles son sus principales factores determinantes hemos optado por estimar un modelo de duración a partir de (4), que incluye como factores explicativos tres ejes de análisis distintos: las características socioeconómicas de los beneficiarios ( $X$ ), los parámetros que resumen el primer episodio individual, fijándonos en el tiempo de la primera estancia ( $T^{1E}$ ) y el tipo de salida ( $Z$ ), y las condiciones macroeconómicas ( $U$ ). Para el análisis empírico nos centramos, lógicamente, en los hogares que han vuelto a los programas, a diferencia del caso anterior, en el que se consideraban conjuntamente cíclicos y temporales para identificar qué características explicaban la probabilidad de reentrada.

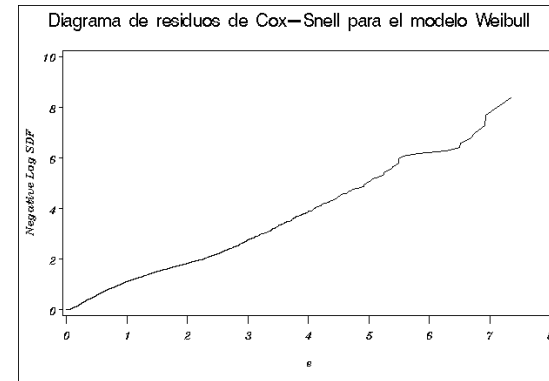
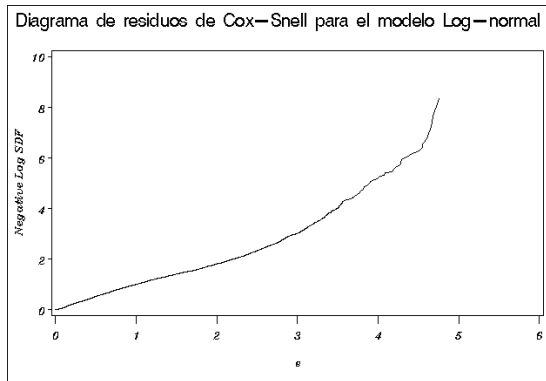
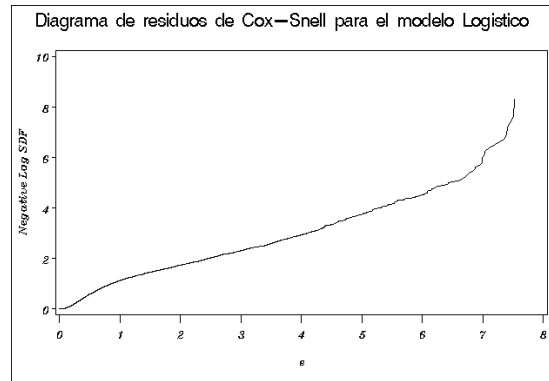
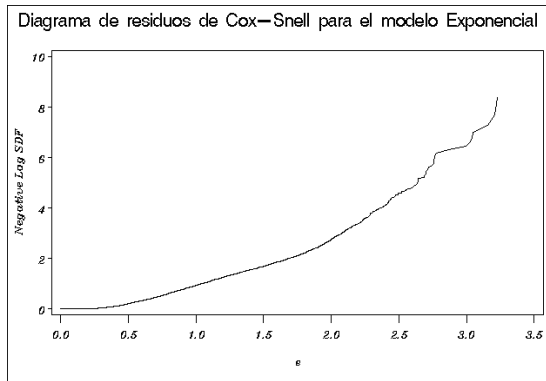
La estimación de la duración mediante una función del riesgo de reentrada exige una especificación correcta de ésta. Es sobradamente conocido que los resultados de los modelos de duración son muy sensibles a las decisiones adoptadas sobre la forma de la distribución elegida para las duraciones y que son notables las exigencias en el cumplimiento de hipótesis en los modelos paramétricos. Sin embargo, si los patrones de comportamiento de los beneficiarios que retornan a los programas se corresponden con una determinada distribución de probabilidad, las inferencias basadas en la parametrización de dicha distribución serán más eficientes o precisas que en el caso de otros procedimientos de estimación más flexibles. La clave es seleccionar la distribución que mejor se ajuste a los datos. En el análisis de las duraciones del primer episodio se ha recurrido habitualmente a funciones tipo Weibull (Blank, 1989 y Sandefur y Cook, 1997), que asumen tasas de riesgo monótonas crecientes o decrecientes en el tiempo. Trabajos anteriores para el IMI revelan, sin embargo, que la distribución del tiempo total en el programa se ajusta a una log-normal (Ayala y Rodríguez, 2003). La mayoría de los estudios que analizan la duración fuera del programa, y no el tiempo total de permanencia en él, también sugieren un perfil marcado por un rápido crecimiento del riesgo de reentrada que se reduce drásticamente en el medio y largo plazo [Ellwood (1986), Weeks (1991), Blank y Ruggles (1994) y Cao (1996)].

Una forma de confirmar este perfil consiste en el estudio de los residuos, siendo una de las posibles vías el análisis gráfico de los de Cox-Snell (Collett, 1994). Éstos se definen como:

$$e_i = \log \hat{S}(t_i | \psi_i) \quad (8)$$

donde  $t_i$  es el tiempo observado para cada hogar  $i$  que retorna al programa,  $\psi_i$  es el vector de variables explicativas para ese hogar, que incluiría los tres tipos de variables ya enunciados, y  $\hat{S}(t)$  es la probabilidad estimada de permanecer fuera del programa hasta el momento  $t$ , basada en el modelo ajustado. Su representación gráfica contra  $t$  debería generar –si se trata de la distribución adecuada– una línea recta con pendiente 1 y origen en 0.

**Gráfico 2**  
**Diagnóstico de la distribución del tiempo fuera del programa (residuos de Cox-Snell)**





La estimación de los residuos de Cox-Snell permite considerar las funciones log-normal y Weibull como las más apropiadas para especificar la distribución del tiempo fuera del programa. No obstante, en ninguno de los dos casos el trazado se corresponde exactamente con una recta con pendiente unitaria, lo que obliga a valorar con algunas cautelas los resultados de las estimaciones.

En la distribución temporal log-normal el riesgo de reentrada en el programa condicionado al vector de características de los hogares, los parámetros de la primera estancia y las condiciones macroeconómicas (resumiendo  $\psi_i$  los tres tipos de variables), puede expresarse mediante un modelo en el que la variable dependiente es el logaritmo del riesgo:

$$\log \lambda(t) = \log \lambda_0(t e^{-\beta\psi}) - \beta\psi \quad (9)$$

La tasa de riesgo de reentrada en una distribución tipo Weibull puede especificarse también a partir de las variables seleccionadas:

$$\lambda(t|\psi) = \exp(\beta\psi) \gamma p^{p-1} [\psi \exp(\beta\psi)] \quad (10)$$

Las variables sociodemográficas individuales seleccionadas para la estimación de los modelos son las mismas que las utilizadas para el estudio de la probabilidad de reentrada. Se añaden, como se ha señalado, el tiempo de la primera estancia y el tipo de salida de ésta para tratar de ver en qué medida la primera experiencia en el programa puede condicionar el tiempo fuera de él hasta volver a entrar. Para evaluar la contribución de las condiciones macroeconómicas a las duraciones fuera del programa se incluye la tasa de paro de la Comunidad de Madrid en el momento de reentrada, procedente de la Encuesta de Población Activa.

En el Cuadro 5 aparecen los resultados de la estimación de ambos modelos con las variables significativas. Aunque existen algunas diferencias entre los modelos, los resultados muestran, en general, un grado notable de coincidencia, especialmente en el signo de los coeficientes, y los errores son parecidos. Las variables que resultan significativas y que han dado forma al modelo final son el tiempo de estancia y el tipo de salida del primer episodio, la tasa de paro y un conjunto de características sociodemográficas del hogar, como el número de miembros,

si se trata o no de hogares unipersonales, la pertenencia a una minoría étnica, el nivel de estudios del titular de la prestación y el grado de empleabilidad.

**Cuadro 5**  
**Resultados de la estimación paramétrica del tiempo fuera del programa**

	Log-normal	Weibull
Constante	3,670*** (0,064)	4,518*** (0,074)
Tiempo de la 1ª estancia	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
Tasa de paro	-0,032*** (0,002)	-0,057*** (0,002)
Persona sola	-0,132*** (0,032)	-0,146*** (0,030)
Nivel de estudios	-0,025*** (0,010)	-0,030*** (0,009)
Número de miembros	0,036*** (0,018)	0,024 (0,016)
Minoría étnica	-0,044** (0,023)	-0,013 (0,022)
Empleabilidad	0,037*** (0,009)	0,027*** (0,009)
Salida fraudulenta	0,124*** (0,043)	0,052 (0,039)
Salida exitosa	-0,007 (0,043)	-0,040 (0,040)
Escala	0,571 (0,006)	0,514 (0,006)
<i>Weibull shape</i>		1,947 (0,023)
N	4193	4193
Log L	-3515	-3671

Errores standard entre paréntesis. \*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%; \*Significativo al 90%

Del primer bloque de variables, referidas a las características de la primera estancia – duración y causa de salida– destaca el efecto significativo de la duración del primer episodio sobre el tiempo fuera del programa: cuanto más se prolonga la primera estancia más corto es el tiempo fuera del programa. No obstante, si bien el signo y el alto nivel de significación estadística es común en los modelos estimados, el coeficiente presenta un valor pequeño. Mayores dudas son las que suscitan los resultados correspondientes al tipo de salida, resultando compleja la posibilidad de extraer conclusiones inequívocas, dadas las diferencias en su significación estadística en cada modelo estimado. En general, parece más relevante haber salido por el incumplimiento de las obligaciones, aunque con signo positivo sobre el tiempo fuera del programa. No obstante, este resultado debe recogerse con varias cautelas por distintos motivos. En primer lugar, el coeficiente debe ser interpretado en relación a la categoría no incluida en las estimaciones, que corresponde a las salidas administrativas. En éstas, por definición, la probabilidad de reentrada es muy baja,

debido a que las causas agrupadas bajo tal rúbrica producen, en varios casos, salidas definitivas (trasvase a otro sistema de prestaciones, fusión de expedientes, fallecimiento, pérdida de la nacionalidad, etc.). En segundo lugar, las posibles inferencias sobre los diferentes resultados de salidas exitosas y fraudulentas no pueden obviar que, en la práctica, éstas siguen un comportamiento muy parecido<sup>11</sup>. Existe, probablemente, un problema de codificación en las causas de salida que establecen los propios gestores.

La tasa de paro presenta el signo esperado, de acuerdo a las hipótesis teóricas vertidas: el crecimiento del desempleo acorta el tiempo fuera del programa. El carácter exógeno de esta variable hace que los posibles shocks macroeconómicos dificulten el objetivo de los gestores de maximizar el tiempo fuera del programa. Con independencia, por tanto, de los resultados obtenidos por la intervención pública durante el período de estancia en materia de un mayor bagaje formativo o un creciente flujo de salidas de los beneficiarios hacia el mercado de trabajo, posibles perturbaciones en el ciclo económico darían lugar, inevitablemente, a un mayor número de reentradas.

Los resultados correspondientes a las características socioeconómicas de los hogares presentan, en general, el signo esperado. La pertenencia a una minoría étnica parece reducir las posibilidades de independencia económica de los beneficiarios y acorta los plazos de retorno al programa, aunque no es significativa en todos los modelos. En el caso de las personas solas no existen problemas de significación estadística, constituyendo esta característica, por la problemática asociada a estas situaciones en forma, generalmente, de problemas de desestructuración personal y aislamiento social, uno de los principales factores determinantes de que el intervalo temporal entre dos episodios de participación sea especialmente corto. Llama la atención que la empleabilidad y el nivel de estudios presenten signos distintos, actuando la primera como un factor de prolongación del tiempo fuera del programa y la segunda en sentido contrario. Esta divergencia podría deberse a que se trata de dos tipos de señales distintas para valorar las posibilidades reales de empleo y de permanencia fuera del programa. En muchos colectivos de beneficiarios, el nivel de estudios informa sobre una cualificación “nominal” que se pudo alcanzar en un contexto personal bastante anterior a la reentrada en el IMI, mientras que la empleabilidad ofrece una valoración más actualizada de las posibilidades de inserción laboral de los beneficiarios, a la vez que resume más

---

<sup>11</sup> Así se desprende de los resultados de un modelo de riesgo múltiple para la salida del IMI estimado en Ayala y Rodríguez (2003).

información (un profundo deterioro en el estado de salud, aunque el nivel de estudios sea elevado, hace a un individuo poco empleable). En cualquier caso, los dos coeficientes son relativamente pequeños.

Parece, por tanto, que el juego de distintas variables contribuye a determinar la duración fuera del programa, acomodándose, en general, los resultados a las hipótesis planteadas. Los propios parámetros del programa, como las características de la primera estancia –duración del primer episodio de participación y tipo de salida– resultan relevantes. Paralelamente, variables exógenas, como el ciclo económico, pueden limitar el cumplimiento de los objetivos de los decisores públicos. Finalmente, existen algunas características sociodemográficas de los hogares, como la empleabilidad, la pertenencia a minorías étnicas y determinados tipos de hogar, que influyen también sobre la prolongación o el acortamiento del tiempo fuera del programa.

A partir de los resultados obtenidos en los modelos paramétricos se podrían predecir las duraciones esperadas del tiempo fuera del programa considerando diferentes escenarios macroeconómicos, distintos tipos de experiencias en la primera estancia y posibles cambios en las características socioeconómicas más relevantes. Las predicciones sólo son aconsejables, sin embargo, si los resultados de las estimaciones realizadas son suficientemente robustos. Dos son las posibles fuentes de introducción de sesgos en los modelos aplicados. Por un lado, la estimación paramétrica impone cierta rigidez al análisis, sin estar completamente validada por los contrastes iniciales de los residuos. En segundo lugar, puede existir algún tipo de heterogeneidad entre los beneficiarios que se reincorporan a los programas, que podría afectar al perfil de la distribución. Esa heterogeneidad puede proceder de fuentes muy diversas, como las diferencias en motivación, en el esfuerzo en la búsqueda de empleo o en el grado de satisfacción con el trato recibido de los servicios sociales.

Para medir la sensibilidad de los resultados citados a la decisión de estimar la duración con modelos paramétricos hemos estimado también un modelo semi-paramétrico de riesgo proporcional, que no impone ninguna forma a la distribución. En el modelo de riesgo proporcional, el riesgo de reentrada en el programa se puede estimar como:

$$\log \lambda_i(t) = \alpha(t) + \beta_1 \psi_{i1} + \dots + \beta_k \psi_{ik} \quad (11)$$

donde  $\alpha(t)=\log \lambda_o(t)$ . La idea de riesgo proporcional es que el riesgo de retorno al programa del hogar  $i$  puede expresarse como una proporción fija del riesgo de cualquier otro hogar:

$$\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_j(t)} = \exp\{\beta_1(\psi_{i1} - \psi_{j1}) + \dots + \beta_k(\psi_{ik} - \psi_{jk})\} \quad (12)$$

El cociente entre las funciones de salida es constante en el tiempo. De ahí puede derivarse como propiedad natural del modelo que las funciones de riesgo sean estrictamente paralelas. El contraste del modelo de riesgo proporcional exige la estimación por máxima verosimilitud parcial propuesta por Cox, que se puede maximizar como cualquier otra función:

$$\log PL = \sum_{i=1}^n \delta_i \left[ \beta \psi_i - \log \left( \sum_{j=1}^n Y_{ij} e^{\beta \psi_j} \right) \right] \quad (13)$$

siendo  $Y_{ij}=1$  si  $t_j \geq t_i$  e  $Y_{ij}=0$  si  $t_j < t_i$ .

Para controlar el efecto de la heterogeneidad no observada los modelos se han reestimado incorporando un efecto aleatorio común que actúa de forma multiplicativa sobre las tasas de riesgo de todos los miembros de un determinado subgrupo. Se trata de hacer el análisis condicionado a una variable no observable, con una distribución independiente de las variables explicativas consideradas. Para ello se ha utilizado una función gamma de media uno y varianza  $\theta$ :<sup>12</sup>:

$$g(\alpha) = \frac{\alpha^{1/(\theta-1)} \exp(-\alpha/\theta)}{\Gamma(1/\theta)\theta^{1/\theta}} \quad (14)$$

Para medir la sensibilidad a esta opción estimamos también los modelos previos tomando como función representativa de esta distribución independiente una gaussiana inversa.

---

<sup>12</sup> Las ventajas y los límites de esta opción frente a otros procedimientos más flexibles han sido ampliamente discutidas desde la crítica pionera de Heckman y Singer (1984). Para una justificación contemporánea de esta decisión puede acudirse a Abbring y Van den Berg (2003).

**Cuadro 6**  
**Análisis de sensibilidad**

	Modelo de Cox ( <i>hazard ratios</i> )	Log-normal ( <i>Gamma</i> )	Log-normal ( <i>Gaussiana In.</i> )	Weibull ( <i>Gamma</i> )	Weibull ( <i>Gaussiana In.</i> )
Constante		3,670*** (0,078)	3,670*** (0,078)	3,710*** (0,109)	3,891*** (0,077)
Tiempo de la 1ª estancia	1,007*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
Tasa de paro	1,081*** (0,005)	-0,032*** (0,002)	-0,032*** (0,002)	-0,035*** (0,003)	-0,046*** (0,002)
Persona sola	1,239*** (0,071)	-0,132*** (0,032)	-0,132*** (0,032)	-0,137*** (0,033)	-0,141*** (0,031)
Nivel de estudios	1,046*** (0,018)	-0,025*** (0,010)	-0,025*** (0,010)	-0,023** (0,010)	-0,027*** (0,009)
Número de miembros	0,944** (0,030)	0,036*** (0,018)	0,036*** (0,018)	0,044** (0,018)	0,029* (0,017)
Minoría étnica	1,029 (0,043)	-0,044** (0,023)	-0,044** (0,023)	-0,052** (0,024)	-0,027 (0,023)
Empleabilidad	0,958** (0,016)	0,037*** (0,009)	0,037*** (0,009)	0,040*** (0,010)	0,031*** (0,009)
Salida fraudulenta	0,90 (0,068)	0,124*** (0,043)	0,124*** (0,043)	0,124*** (0,045)	0,078* (0,040)
Salida exitosa	1,050 (0,081)	-0,007 (0,043)	-0,007 (0,043)	-0,013 (0,045)	-0,034 (0,041)
Escala		0,560 (0,006)	0,560 (0,006)	0,337 (0,006)	0,321 (0,008)
<i>Weibull shape</i>				2,967 (0,122)	3,110 (0,074)
$\theta$		0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,902 (0,106)	3,822 (0,605)
N	4193	4193	4193	4193	4193
Log L / -2 Log L	18949	-3515	-3515	-3597	-3540

Errores standard entre paréntesis. \*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%; \*Significativo al 90%

Los resultados del análisis de sensibilidad aparecen recogidos en el Cuadro 6. La estimación del modelo con un procedimiento semi-paramétrico no altera los resultados de los modelos anteriores. El signo y la ordenación de los coeficientes se mantiene, siendo el único cambio reseñable que los dos tipos de salida considerados no resultan significativos, acentuando, por tanto, los problemas de capacidad explicativa que se desprendían del análisis del cuadro previo de resultados. El control de la heterogeneidad en el modelo log-normal permite comprobar que ésta es imperceptible y no afecta en absoluto a las estimaciones realizadas, con un coeficiente prácticamente nulo y no significativo ( $\theta=0.00000013$ ). Su introducción sirve para mejorar los resultados del modelo con la función tipo Weibull, con unos coeficientes muy similares a los de la log-normal en la mayoría de las variables, si bien el ajuste general que ofrece sigue siendo inferior<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> El hecho de que  $\theta$  sea significativa en las estimaciones con funciones tipo Weibull no debe interpretarse como la existencia de un efecto individual no observado. Lo que indica es que existe una población homogénea para la que la función Weibull no se ajusta bien. Si como parece confirmar la estimación del modelo log-normal, el efecto

Los contrastes realizados permiten, por tanto, confirmar como válida la estimación log-normal, aceptando, con ello, que el riesgo de reentrada es creciente inicialmente, reduciéndose progresivamente con el paso del tiempo. Si se consigue, por tanto, alargar el tiempo fuera del programa cada vez será menor la probabilidad de retorno. Tal objetivo puede estar afectado, sin embargo, por las características de los beneficiarios que consiguieron salir de un primer episodio y, sobre todo, por posibles shocks macroeconómicos que redujeran sustancialmente las posibilidades de empleo de estos colectivos.

A partir de los coeficientes estimados con el modelo paramétrico log-normal puede simularse la duración esperada fuera del programa. Los diferentes escenarios alternativos se definen tomando como referencia variables representativas de cada bloque citado: el tiempo del primer episodio, como variable más representativa de la primera experiencia, las condiciones macroeconómicas, aproximadas a través del paro (considerando los valores máximo y mínimo durante el período considerado), y la empleabilidad, al ser la variable sobre la que la intervención pública puede ejercer un efecto mayor.

**Cuadro 7**  
**Simulación de la duración esperada fuera del programa<sup>a</sup>**

Tiempo 1ª estancia	Tasa de paro	Empleabilidad	Duración media esperada
36	20,3	Baja	18,4 (0,419) <sup>b</sup>
36	20,3	Alta	19,8 (0,436)
6	20,3	Baja	20,5 (0,503)
6	20,3	Alta	22,1 (0,489)
36	6,6	Baja	28,6 (0,823)
36	6,6	Alta	30,8 (0,858)
6	6,6	Baja	31,8 (1,024)
6	6,6	Alta	34,3 (1,033)

de la heterogeneidad es insignificante, existiría una población homogénea con riesgo de reentrada en los programas primero creciente y después decreciente. Si se adopta un perfil monótono para la estimación, como en la función tipo Weibull, el modelo no se ajusta a la distribución real, por lo que no existe otra alternativa que asignar la explicación al efecto aleatorio no observado. Ver Gutiérrez (2002).

<sup>a</sup> Las valores de las características que permanecen fijas son personas solas (no), nivel de estudios (bajo), número de miembros (entre 2 y 4), minoría étnica (no) y tipo de salida (exitosa). Las estimaciones se han construido a partir de los coeficientes del modelo log-normal del Cuadro 5, 2ª columna.

<sup>b</sup> Desviación típica

La simulación del tiempo fuera del programa en los distintos escenarios descritos revela que la principal fuerza determinante de esa duración potencial es el ciclo macroeconómico. Un individuo con las características descritas y con una primera estancia larga, podría estar en promedio más de diez meses fuera del programa si la tasa de paro pasara del valor extremo superior al inferior. Si la primera estancia hubiera sido corta, ese tiempo adicional podría superar el año. La duración del primer episodio también puede influir, por tanto, con cierta intensidad sobre la duración esperada. En algunas combinaciones de las variables seleccionadas, el paso de una primera estancia larga (36 meses) a otra mucho más breve (6 meses) puede llegar a suponer más de un cuatrimestre adicional fuera del programa. Los efectos de los cambios en la empleabilidad presentan una magnitud más reducida.

## 5. CONCLUSIONES

La posibilidad de que los hogares participen en los programas asistenciales en más de una ocasión cuestiona la consideración tradicional de sus resultados a través de la estimación de las duraciones de cada episodio consideradas de forma independiente. La existencia de reincorporaciones relativiza la interpretación convencional de los problemas de dependencia y obliga a redefinir los objetivos de los decisores públicos. Dos nuevos parámetros en la función utilizada para evaluar los logros o límites de la intervención social pública podrían ser la minimización del número de reentradas o la maximización del tiempo transcurrido entre cada estancia dentro del programa.

En este trabajo se ha intentado identificar la extensión del problema de los episodios múltiples de participación, junto a sus principales factores determinantes. Tras la presentación de un marco teórico alternativo al de los modelos centrados en una sola estancia, presentando como principal hipótesis de contraste el efecto combinado de la experiencia en la primera estancia en el programa, las condiciones macroeconómicas y las características sociodemográficas de los beneficiarios, se han utilizado varios procedimientos econométricos para dar respuesta a dos cuestiones fundamentales: qué características influyen sobre la probabilidad de reentrada en los



programas y qué hace que el tiempo de autonomía fuera de éstos difiera sensiblemente entre los hogares que se reincorporan. Para ello se han utilizado los datos del programa IMI, cuyos registros, revisados con detalle en el trabajo, ofrecen importantes ventajas respecto a las fuentes habituales en otros estudios.

Los resultados del modelo de regresión logística de la probabilidad de reentrada pueden servir, con las necesarias cautelas, para definir un posible catálogo de actuaciones selectivas que traten de reducir la posibilidad de que los hogares que salen de los programas tengan que volver a corto o medio plazo. Entre otras posibles iniciativas de largo alcance destacan las actuaciones que mejoren los niveles de empleabilidad de los beneficiarios para afianzar una posición más estable en el mercado de trabajo, medidas que complementen las remuneraciones de los antiguos beneficiarios, especialmente aquellos con mayor número de hijos, y la definición de un inventario suficiente de iniciativas para rebajar el número y la intensidad de los problemas sociales.

La maximización del tiempo fuera del programa en los hogares que tienen mayores probabilidades de reentrada debería centrarse, según nuestros resultados, en la introducción de reformas que mejoraran las salidas de los beneficiarios hacia formas más estables de participación en el mercado de trabajo y en la concentración de una importante dotación de los recursos destinados a promover la inserción en determinados colectivos. Aparte de los individuos con empleabilidad baja e intermedia, sería el caso de las personas solas con déficits relacionales y problemas de desestructuración personal, o de aquellas en las que la pertenencia a una minoría étnica supone un problema para la integración social. No obstante, la evidencia empírica encontrada revela también que existen factores exógenos, como posibles shocks macroeconómicos, que reducen notablemente las posibilidades de la intervención pública para alcanzar sus objetivos. Las simulaciones realizadas con escenarios alternativos relativizan las posibilidades de los decisores públicos para alargar el tiempo fuera del programa si existen perturbaciones macroeconómicas de carácter negativo. No obstante, de ellas se deduce también que la experiencia de la primera estancia y, en menor medida, la empleabilidad, pueden contribuir a alargar el tiempo fuera del programa, por lo que, incluso en contextos especialmente recesivos, quedarían todavía márgenes para una actuación pública más eficaz.

## BIBLIOGRAFÍA

ABBRING, J. Y VAN DEN BERG, G.J. (2003): "The Unobserved Heterogeneity Distribution in Duration Analysis", Free University Amsterdam (mimeo).

ARRANZ, J.M Y MURO, J. (2001): "New evidence on state dependence in unemployment histories", Departamento de Fundamentos de Economía e Historia Económica, Universidad de Alcalá, Documento de Trabajo 2/2001.

AYALA, L. Y PÉREZ, C. (2003): "Macroeconomic Conditions, Institutional Factors and Demographic Structure: What Causes Welfare Caseloads?". Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo 2/2003.

AYALA, L. Y RODRÍGUEZ, M. (2003): "The effects of demographic factors on welfare duration: evidence from Spain" (mimeo), Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.

BANE, M.J. Y ELLWOOD, D.T. (1983): *The dynamics of dependence: The routes to self-sufficiency*. U.S. Department of Health and Human Services.

BANE, M.J. Y ELLWOOD, D.T. (1994): *Welfare realities. From Rethoric to Reform*. Harvard University Press.

BELL, S.H. (2001): "Why Are Welfare Caseloads Falling?", The Urban Institute, Assessing the New Federalism Discussion Papers n°01-02.

BLANK, R. (1989): "Analyzing the Length of Welfare Spells", *Journal of Public Economics*, **39**, 245-273.

BLANK, R.M. (2002): "Evaluating Welfare Reform in the United States", *Journal of Economic Literature*, **40**: 1105-1166

BLANK, R. Y RUGGLES, P. (1994): "Short-Term Recidivism among Public Assistance Recipients", *American Economic Review*, **84**, 49-53.

BORN, C.E.; CAUDILL, P.J.; SPERA, C. Y KUNZ, J.F. (1998): "A look at life after welfare", *Public Welfare*, **56**, 32-37.

BRANDON, P. (1995): "Vulnerability to Future Dependence Among Former AFDC Mothers", Institute for Research on Poverty, Discussion Paper n° 1055-95.

CANTÓ, O. (2002): "Climbing out of poverty, falling back in: low income stability in Spain", *Applied Economics*, **34**, 1903-1916.

CAO, J. (1996): "Welfare Reciprocity and Welfare Recidivism", Institute for Research on Poverty, Discussion Paper n° 1081-96.

COLLET, D. (1994): *Modelling Survival Data in Medical Research*. Londres: Chapman & Hall.

EDIN, K.J. (1996): "The Myths of Dependence and Self-Sufficiency: Women, Welfare and Low-Wage Work", *Focus*, **17**, n°2, 1-9.

ELLWOOD, D.T. (1986): *Targeting 'Would Be' Long-Term Recipients of AFDC*, U.S. Department of Health and Human Services.

- GOERGE, R.M. Y JOO LEE, B. (2001): "Matching and Cleaning Administrative Data". En Ver Ploeg, M.; Moffitt, R.A. y Citro, C. (eds.): *Studies of Welfare Population: Data Collection and Research Issues*. Washington: National Academy Press.
- GOTTSCHALK, P. Y MOFFITT, R. (1994): "Welfare Dependence: Concepts, Measures and Trends", *American Economic Review*, **84**, 38-42.
- GUTIERREZ, R.G. (2002): "Parametric frailty and shared frailty survival models", *The Stata Journal*, **2**, 22-44.
- HARRIS, K.M. (2000): "Life after welfare: Women, work and repeat dependency", *American Sociological Review*, **61**, 407-426.
- HECKMAN, J.J. Y SINGER, B. (1984): "A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data", *Econometrica*, **52**, 271-319.
- KENG, S.H.; GARASKY, S. Y JENSEN, H.H. (2000): "Welfare Dependence, Recidivism and the Future for Recipients of Temporary Assistance for Needy Families", Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University, Working Paper 00-WP 242.
- MAINIERI, T. Y DANZIGER, S. (2001): "Designing Surveys of Welfare Populations". *Report from the Workshop on Designing Surveys of Welfare Recipients*, Ann Arbor, Michigan.
- MAYER, S.E. (2000): "Why Welfare Caseloads Fluctuate: A review of research on AFDC, SSI and the Food Stamps Program". The New Zealand Treasury Working Paper 00/7.
- MEYER, D.R. Y CANCIAN, M. (2000): "Life after welfare", *Public Welfare*, **54**, 25-29.
- MILLER, C. (2002): *Leavers, Stayers and Cyclers: An Analysis of the Welfare Caseload*, Manpower Demonstration Research Corporation.
- MOFFITT, R. (1992): "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review", *Journal of Economic Literature*, **30**, 1-61.
- MOFFITT, R. (2002): "Experienced-Based Measures of Heterogeneity in the Welfare Caseload", en Citro, R.; Moffitt, R. y Ver Ploeg, S. (eds.): *Data Collection and Research Issues for Studies of Welfare Populations*, Washington: National Academy Press.
- MOFFITT, R. Y ROFF, J. (2000): "The Diversity of Welfare Leavers". Policy Brief 00-2. Baltimore: John Hopkins University.
- MOFFITT, R. Y STEVENS, D. (2001): "Changing Caseloads: Macro Influences and Micro Composition", *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy*, September 2001, 37-51.
- SANDEFUR, G.D. Y COOK, S.T. (1997): "Duration of Public Assistance Receipt: Is Welfare a Trap?". Institute for Research on Poverty, Discussion Paper n°1129-97.
- STAPLETON, D., LIVERMORE, G. Y TUCKER, A. (1997): *Determinants of AFDC Caseload Growth*. Washington: Department of Health and Human Services.
- WEEKS, G. (1991): "Leaving Public Assistance in Washington State", Washington State Institute for Public Policy.