



Análisis de la aparición de discapacidades en personas mayores de Cataluña

BERMÚDEZ MORATA, LLUÍS

Departamento de Matemática Económica, Financiera y Actuarial, RFA-IREA
Universidad de Barcelona
Correo electrónico: lbermudez@ub.edu

BLAY BERRUETA, DANIEL

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española, RFA-IREA
Universidad de Barcelona
Correo electrónico: dblay@ub.edu

GUILLÉN ESTANY, MONTSERRAT

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española, RFA-IREA
Universidad de Barcelona
Correo electrónico: mguillen@ub.edu

RESUMEN

El presente trabajo se centra en el estudio del tiempo hasta la discapacitación para las actividades de la vida diaria en la población activa de Cataluña mayor de 60 años. El riesgo de sufrir discapacidades es mayor para este grupo de edad que en los más jóvenes y, además, se incrementa con la edad. La aparición de discapacidades resta habilidades a la hora de realizar las distintas actividades de la vida diaria, por ello hemos centrado nuestro interés en la variable *tiempo hasta que una persona de 60 años que no muestra discapacidad alguna, se discapacita*, identificando factores ligados a los incrementos del riesgo de discapacitación.

A partir de los datos que proporciona la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud (EDDES, INE 1999) y, utilizando el estimador de Kaplan-Meier, se estiman las funciones de supervivencia que permiten calcular probabilidades relacionadas con la edad de discapacitación. Asimismo, se ha realizado un análisis del modelo de regresión de Weibull que permite interpretar cómo y en qué medida afectan las características individuales.

Palabras clave: análisis de supervivencia; dependencia; actividades de la vida diaria.

Clasificación JEL: C24; I12; J15.

2000MSC: G2N99.

Analysis of disability onset of the elderly in Catalonia

ABSTRACT

In Spain individuals aged 60 years and above are major consumers of the health care system. The risk of becoming unable to perform daily life activities is higher for the elderly than for the younger population, and in addition, it increases with age. As a consequence we focus on the study of the period of life after an abled person who is 60 years old becomes disabled and we also study the factors that are related to the risk of disability.

Using data from the Survey of Disabilities, Handicaps and Health Status (EDDES, INE 1999), and using the Kaplan-Meier estimator, we estimate the survival functions to calculate the probability of becoming disabled at different age points. Besides, a Weibull regression model is estimated in order to interpret the effects of individual characteristics on the disability risk.

Keywords: survival analysis; dependence; activities of daily living.

JEL classification: C24; I12; J15.

2000MSC: G2N99.



Introducción

El paso de los años y la aparición progresiva de alteraciones y enfermedades crónicas, provocan dificultades a la hora de realizar ciertas actividades cotidianas. Ello, unido a un progresivo envejecimiento de la población, como consecuencia de un incremento de la esperanza de vida y una baja tasa de fecundidad, está provocando una mayor preocupación por parte de la mayoría de países frente al fenómeno de la dependencia.

En España, la aprobación de la Ley de Promoción de la Autonomía Personal y Atención a las personas en situación de dependencia (Ley 39/2006, de 14 de diciembre de 2006), ha permitido la creación de un Sistema para la Autonomía y Atención a la Dependencia (SAAD), que completará el cuarto pilar del Estado de Bienestar y proporcionará unos niveles de cobertura similares a los existentes en otros países de nuestro entorno. Este Sistema sentará las bases para que las personas dependientes tengan los cuidados básicos que les garanticen una calidad de vida digna.

La mayoría de países desarrollados disponen actualmente de sistemas que dan cobertura a las situaciones de dependencia (Karlsson *et al.*, 2004; Comas-Herrera y Wittenberg, 2003). Por ello, los modelos vigentes en otros países pueden servir de referencia al caso español. Por ejemplo, en Alemania, donde la Seguridad Social es similar a la española, ésta se enfrenta a problemas de financiación por lo que se cree que el seguro privado puede ser una buena solución para permitir un sistema sostenible económicamente en el futuro. Por otro lado, cabe destacar el modelo francés y el americano, ya que han desarrollado de forma muy importante el seguro privado, aunque con modelos distintos, uno basado en rentas monetarias y el otro en el reembolso de gastos por servicios asistenciales recibidos.

En el presente estudio, centramos nuestro interés en la variable tiempo (en años) hasta que una persona de 60 años que no tiene dificultades para realizar las tareas de la vida diaria, se discapacita, es decir, no puede realizar alguna de estas actividades o, en otras palabras, requiere asistencia en su cuidado y desplazamiento personal, así como en la realización de las tareas del hogar. Para ello, se han analizado una serie de factores (sexo, provincia de residencia,...) con el objetivo de conocer cómo afecta cada uno de ellos a la aparición de la discapacidad. En los últimos años han aparecido algunos estudios que analizan los factores que inciden en la aparición de la discapacidad en las personas mayores. Grundy y Glaser (2000) llevan a cabo un estudio en el Reino Unido, centrado en factores socio-económicos, y concluyen que variables como la propiedad de la vivienda, la clase social y el nivel educativo son relevantes para explicar la aparición de la discapacidad. Otros estudios similares son Matthews *et al.* (2005), y Taş *et al.* (2007).

La dimensión de esta problemática es amplia, ya que obliga a plantearse ciertas preguntas vinculadas a la situación de dependencia de los ancianos, sus cuidados y sus necesidades de atención para la realización de las actividades de la vida diaria. Por un lado, habrá que tomar una serie de medidas para satisfacer la creciente demanda de servicios de cuidados de larga duración y, por otro lado, será necesario conocer de qué recursos se disponen, tanto a nivel de financiación de la dependencia como a nivel de tratamiento de las discapacidades.

El resto del artículo se estructura como sigue. En el segundo apartado se describen el material y los métodos utilizados. En el tercero, se describen los resultados obtenidos tras la aplicación de los métodos descritos y, en el último, se presentan las conclusiones y líneas de investigaciones futuras.

Material y métodos

Para nuestro estudio hemos tomado la información de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud (EDDES), realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) durante el segundo trimestre del año 1999. Se trata de un estudio transversal que cubre buena parte de las necesidades de información sobre los fenómenos de la discapacidad, la dependencia, el envejecimiento de la población y el estado de salud de la población residente en España, y por ello, representa una fuente de información fiable para el estudio de la población dependiente en este país.

En la encuesta se definen un total de 36 actividades (agrupadas en 10 tipos de discapacidades), de las cuales 13 son consideradas Actividades de la Vida Diaria (AVD). Las restricciones en AVD son las que generan mayores necesidades de cuidados personales, es decir, mayor nivel de dependencia de otras personas. De ahí que nuestro estudio se centre en el colectivo de personas que sufren restricciones en este tipo de actividades. En concreto, nos interesa conocer los años hasta que una persona sin ninguna discapacidad empezará a sufrir restricciones en AVD. De esta forma, cuando analizamos el tiempo hasta la discapacitación de una persona, nos referimos a las definidas como restricciones en AVD.

Por lo tanto, nos disponemos a realizar un estudio longitudinal sobre el tiempo hasta la discapacitación de una persona activa de 60 años de edad. Sin embargo, como hemos comentado, la información de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud (EDDES) es de tipo transversal. Para solventar este inconveniente, se ha utilizado la pregunta que aparece en el cuestionario de la encuesta acerca de la edad en la que apareció la discapacidad y, sobre la base de la disponibilidad de esa información, se han seleccionado todos aquellos sujetos de la muestra mayores de 60 años que presentaban restricciones en alguna de las 13 AVD definidas, excluyendo aquellos que presentaban una discapacidad adquirida cuando tenían una edad inferior a 60 años.

Las 13 Actividades de la Vida Diaria consideradas son: realizar cambios y mantenimiento de las diversas posiciones del cuerpo; levantarse, acostarse, permanecer de pie o sentado; desplazarse dentro del hogar; deambular sin medio de transporte; asearse solo, lavarse solo y cuidarse de su aspecto; controlar las necesidades fisiológicas y utilizar solo el servicio; vestirse, desvestirse y arreglarse; comer y beber; cuidarse de las compras y del control de suministros y servicios; cuidarse de las comidas; cuidarse de la limpieza y el planchado de la ropa; cuidarse de la limpieza y mantenimiento de la casa; y cuidarse del bienestar de los demás miembros de la familia.

La submuestra escogida se centra en la población discapacitada para AVD residente en

Cataluña que sufrió su discapacidad más tarde los 60 años. Así pues, disponemos de una muestra de 4867 datos individuales sobre la población catalana mayor de 60 años en 1999. Se trata de una muestra que incluye ponderaciones (Guillén y Ayuso, 2004). Dado que los sujetos de la población española residente en hogares familiares no tienen equiprobabilidad de ser seleccionados bajo el esquema muestral de la EDDES, se introducen ponderaciones (o equivalentemente factores de elevación) para evitar el sesgo en las estimaciones. Debido a la complejidad del diseño, las anteriores ponderaciones deben ser tenidas en cuenta en el análisis estadístico posterior (Pfeffermann, 1993). Así pues, cada individuo tiene asociado un factor de elevación específico que corresponde al inverso de la probabilidad de ser seleccionado. Por lo tanto, cada individuo representa a un conjunto de individuos de la población de Cataluña, en este caso. Cada elemento de la muestra contiene, además, las variables que se describen en la Tabla 1.

Tabla 1: Descripción de las variables.

Variable	Descripción
<i>Sex</i>	Sexo (1=hombre, 6=mujer).
<i>Prov</i>	Provincia de residencia (8=Barcelona, 17=Gerona, 25=Lérida, 43=Tarragona).
<i>Estu</i>	Nivel de estudios (0=sin estudios, 1=primario, 2=secundario, 3=superior).
<i>Tmun</i>	Población del municipio de residencia (1=hasta 10000 habitantes, 2=entre 10001 y 50000, 3=entre 50001 y 500000, 4=más de 500000).
<i>Sup</i>	Tiempo (en años) hasta la discapacidad ¹ .
<i>Ind</i>	Indicador de censura por la derecha (0=dato censurado, 1=dato observado).

La EDDES dispone de otras variables asociadas a cada individuo, no obstante, no ha sido posible utilizarlas todas. En primer lugar, algunas no habían sido contestadas por todos los individuos de la muestra. En segundo lugar, debíamos considerar sólo aquellas que razonablemente no experimentarían un cambio significativo con el paso del tiempo. Esta limitación es consecuencia de no haber seguido realmente a cada individuo, ya que los datos de la encuesta son transversales y, por lo tanto, resultado de haber observado a los individuos a edades diferentes.

La metodología estadística utilizada es el análisis de supervivencia. La razón por la que se ha escogido este marco teórico viene determinada por la naturaleza de la variable que queremos analizar (una duración). Ya hemos visto cómo hemos adaptado la estructura de los datos a nuestra disposición al problema planteado.

El análisis de supervivencia estudia variables que se definen como el tiempo hasta un suceso o evento, denominado usualmente tiempo de supervivencia. Son variables aleatorias positivas y con distribución continua. Una dificultad propia del análisis de supervivencia es la posibilidad de que el tiempo hasta que se produce el suceso no se haya observado. Esta característica peculiar de los estudios de supervivencia se conoce bajo el nombre de

¹ Este tiempo ha sido calculado como la diferencia entre la edad a la que aparece la discapacidad (obtenida a partir de la EDDES) y la edad de 60 años considerada como el punto de partida del estudio longitudinal. Para ser más concretos, a la edad que aparece en la Encuesta se le ha añadido medio año, suponiendo que las discapacidades aparecen uniformemente a lo largo de dicho año.

censura. En particular, si el suceso no se observa porque cuando finaliza el estudio éste aún no ha acontecido, la censura se produce por la derecha. En nuestro caso, muchos de los individuos encuestados todavía no presentaban una discapacidad en 1999, pero podrían llegar a presentarla en el futuro. Por ello, consideramos que nuestro estudio presenta datos con censura por la derecha.

Denotaremos por T el tiempo hasta la discapacidad de un individuo de 60 años de edad y por S su función de supervivencia, definida como la probabilidad de que un individuo sobreviva más de t unidades de tiempo (años), es decir, la probabilidad de que el suceso discapacidad ocurra después de t años: $S(t) = \text{Prob}(T > t)$.

Utilizamos la estadística no paramétrica (Klein y Moeschberger, 1997) para estimar las funciones de supervivencia, más concretamente, el estimador de Kaplan-Meier (1958) adecuado para datos con censura por la derecha. A partir de dicha estimación, podremos calcular probabilidades relacionadas con la edad de discapacidad. En segundo lugar, definimos un modelo paramétrico adecuado a nuestros datos. El modelo de regresión de Weibull, con la inclusión de las variables que tengan efectos significativos sobre la duración, permitirá interpretar cómo y en qué medida afectan las características individuales en la probabilidad de discapacitarse a una edad determinada.

Resultados

En primer lugar, calculamos el estimador de la función de supervivencia de Kaplan-Meier para la muestra global y, a continuación, los respectivos estimadores para los distintos grupos que determinan las variables sexo, provincia, nivel de estudios y tamaño del municipio (Sex , $Prov$, $Estu$ y $Tmun$).

Por razones de espacio, omitimos las tablas con la estimación completa de las funciones de supervivencia. No obstante, en la Tabla 2 mostramos los estimadores de la mediana para cada grupo y los límites de confianza superior e inferior al 95% (LCI y LCS). Para completar la información, la Figura 1 contiene los gráficos de las funciones de supervivencia por grupos. Ambos resultados han sido obtenidos mediante el uso del paquete *survival* de R.

En general, y sin diferenciar por grupos, podemos concluir que, en mediana, la población activa (aquella que no presenta discapacidades en AVD) a los 60 años se discapacita a la edad de 87.5 años ($60+27.5$). Es decir, la probabilidad de que una persona de 60 años esté discapacitada a los 87.5 años es del 50%.

Si diferenciamos por sexo, la diferencia entre las medianas de los dos grupos es de 5 años. Es decir, en términos de mediana, las mujeres activas a los 60 años se discapacitan cinco años antes que los hombres. Concretamente, el 50% de la población femenina activa a los 60 años estará discapacitada a los 85.5 años, y la masculina a los 90.5.

Tabla 2: Medianas de los grupos según Kaplan-Meier.

Variables	número	observados	mediana	0.95 LCI	0.95 LCS
<i>Total</i>	4867	718.5	27.5	25.5	28.5
<i>Hombre</i>	2157	206	30.5	29.5	35.5
<i>Mujer</i>	2710	512	25.5	24.5	26.5
<i>Barcelona</i>	3674	549.2	26.5	25.5	28.5
<i>Gerona</i>	424	49.7	33.5	26.5	Inf
<i>Lérida</i>	325	58.9	25.5	23.5	Inf
<i>Tarragona</i>	444	60.8	28.5	25.5	Inf
<i>Sin estudios</i>	1633	172.9	Inf	Inf	Inf
<i>Primario</i>	2500	332.1	36.5	36.5	Inf
<i>Secundario</i>	471	127.9	Inf	24.5	Inf
<i>Superior</i>	263	85.5	32.5	30.5	35.5
<i>Hasta 10000</i>	1145	174	26.5	25.5	Inf
<i>Entre 10001 y 50000</i>	1001	150	28.5	26.5	30.5
<i>Entre 500001 y 500000</i>	1219	176	28.5	24.5	Inf
<i>Más de 500000</i>	1503	219	26.5	25.5	29.5

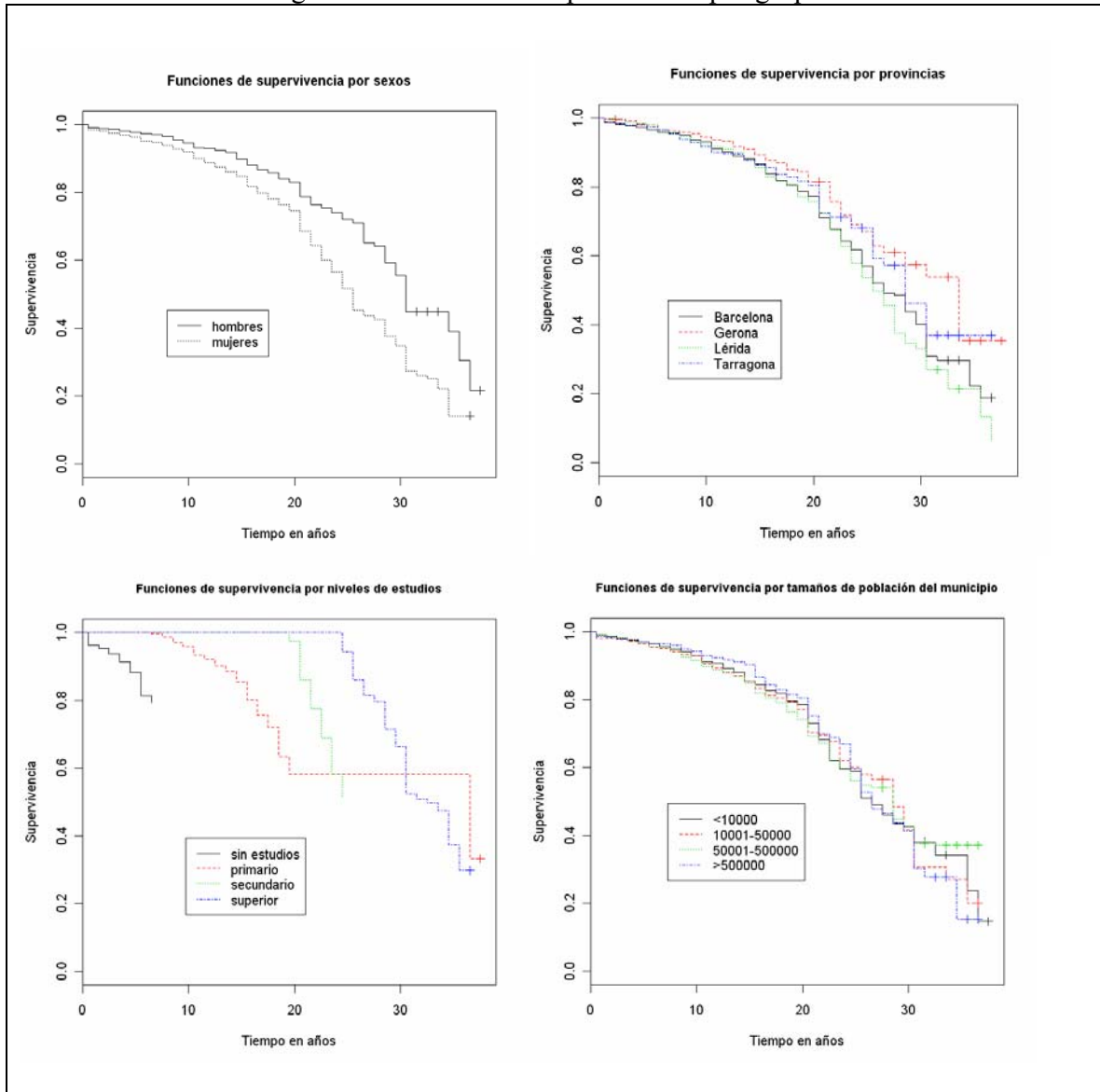
Gerona es la provincia que presenta una mediana más diferenciada frente al resto. En concreto, los residentes en esta provincia se discapacitan a la edad mediana de 33.5 años, mientras que en Barcelona, Tarragona y Lérida lo hacen a los 26.5, 28.5 y 25.5 años respectivamente. Cabe señalar que, debido a la estructura de los datos censurados, en tres de las provincias no ha sido posible calcular el límite superior del intervalo.

Respecto al nivel de estudios, la estructura de los datos censurados implica que en dos casos la función de supervivencia no alcance el 50%, por lo que no se presentan las medianas. Así pues, nos hemos centrado en observar cuánto tiempo es necesario para que al menos el 20% de los individuos estén discapacitados. De este modo, basándonos en las respectivas funciones de supervivencia estimadas, para los individuos del nivel sin estudios son necesarios 6.5 años, para aquellos con estudios primarios 16.5 años, 21.5 años para los que tienen estudios secundarios y, finalmente, 27.5 para aquellos con estudios superiores. Como puede observarse, el nivel de formación tiene un gran impacto en el tiempo hasta la discapacitación.

En cuanto a los grupos diferenciados según el tamaño de la población del municipio de residencia, no parecen existir diferencias significativas entre sus medianas. De este modo, la edad a la que se discapacitan los individuos de los diferentes grupos está muy cercana a la edad de la población general.

En resumen, de la información presentada en la Figura 1, podemos observar que la función de supervivencia para las mujeres es claramente inferior a la de los hombres, es decir, las mujeres se discapacitan antes que los hombres. Por lo que a las provincias se refiere, observamos diferencias apreciables. En este sentido, la provincia con mayor nivel de renta per cápita presenta una supervivencia superior al resto de provincias. Para la variable nivel de estudios, las respectivas funciones de supervivencia muestran diferencias obvias. Apreciamos que un mayor nivel de estudios retarda el tiempo hasta la discapacitación. Por último, si atendemos al tamaño de la población del municipio, no se aprecian diferencias.

Figura 1: Funciones de supervivencia por grupos.

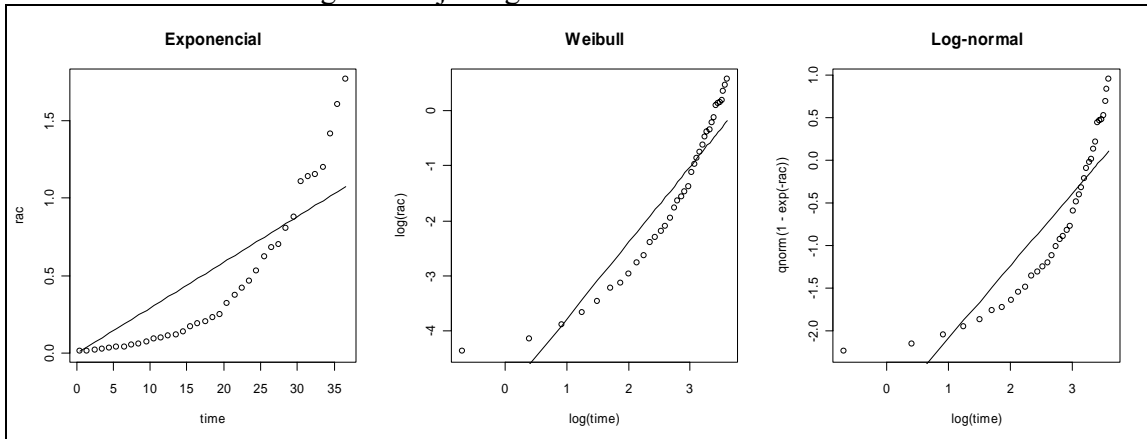


Para contrastar estadísticamente las diferencias percibidas anteriormente, aplicamos las pruebas de contraste log-rang y Peto-Peto (Klein y Moeschberger, 1997). Ésta última centra su atención en la detección de diferencias tempranas. De las pruebas realizadas podemos concluir que existen diferencias entre las funciones de supervivencia de los grupos que se derivan de las variables sexo, nivel de estudios y provincia.

En segundo lugar, para valorar a través de un modelo de regresión en qué medida influyen las características individuales en la edad de discapacidad, es necesario determinar a qué distribución paramétrica se ajustan las observaciones. Para ello, basándonos en Klein y Moeschberger (1997), hemos realizado un ajuste gráfico que permite evaluar qué distribución de probabilidad es la más adecuada. Las distribuciones de probabilidad

comúnmente usadas para ajustar variables del tipo tiempo hasta un suceso son: exponencial, weibull y log-normal. En la Figura 2 presentamos los gráficos de las variables transformadas que nos permiten comprobar el ajuste paramétrico. En este sentido, la nube de puntos debería aproximarse, cuanto más mejor, a una recta. En nuestro caso, la distribución de Weibull es la más apropiada, dado que la nube de puntos se ajusta más a la recta que para las otras distribuciones. La comprobación gráfica es preferible a la analítica ya que las pruebas para la bondad de un ajuste (goodness-of-fit tests), o bien tienen potencias muy bajas para muestras pequeñas y moderadas, o bien tienden a rechazar cualquier modelo cuando el tamaño de la muestra es grande.

Figura 2: Ajuste gráfico de las distribuciones.



Una vez escogida la distribución de Weibull y tras incluir en el modelo las cuatro variables, se comprueba que el coeficiente del tamaño del municipio no resulta significativo. Tampoco las distintas combinaciones de interacciones resultan significativas. Por lo tanto, nos decidimos por el modelo de regresión de Weibull que incluye sexo, nivel de estudios y provincia como variables explicativas. En la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación del modelo de regresión de Weibull, obtenidos con la ayuda del paquete *survival* de R.

Tabla 3: Resultados del modelo de regresión de Weibull.

Factores	coeficiente	desviación	p-valor
(Constante)	2.2508	0.0585	0.00E+00
<i>factor(mujer)</i>	-0.2175	0.0295	1.70E-13
<i>factor(primario)</i>	1.0924	0.0327	1.06E-244
<i>factor(secundario)</i>	1.3579	0.0408	1.44E-242
<i>factor(superior)</i>	1.5644	0.0465	3.35E-248
<i>factor(Barcelona)</i>	0.0738	0.0478	1.23E-01
<i>factor(Tarragona)</i>	0.0690	0.0636	2.78E-01
<i>factor(Gerona)</i>	0.1545	0.0672	2.15E-02
Log(Escala)	-1.0564	0.0315	4.90E-247

Parámetro de Escala (σ) = 0.348.

$X^2 = 659.53$ con 7 grados de libertad, $p = 0$.

Número de iteraciones Newton-Raphson: 9, $n = 4867$.

En la Tabla 4, resumimos los coeficientes de riesgo relativo (RR), los factores de aceleración (FA) y las medianas del tiempo hasta la discapacidad (FA^{-1}) asociados al modelo de regresión de Weibull para ayudar a la interpretación de los resultados.

Tabla 4: Coeficientes de riesgo relativo, factores de aceleración y medianas del tiempo hasta la discapacidad.

Factores	RR	FA	FA⁻¹
<i>mujer</i>	1.8690	1.2429	0.8046
<i>primario</i>	0.0432	0.3354	2.9815
<i>secundario</i>	0.0201	0.2572	3.8881
<i>superior</i>	0.0111	0.2092	4.7800
<i>Barcelona</i>	0.8088	0.9289	1.0766
<i>Tarragona</i>	0.8200	0.9333	1.0714
<i>Gerona</i>	0.6412	0.8568	1.1671

Para la variable sexo, el coeficiente $factor(mujer) = \gamma_2 = -0.2175$ indica que las mujeres se discapacitan antes que los hombres, en otras palabras, el grupo de las mujeres presenta peor supervivencia que el grupo de los hombres. Basándonos en el modelo de Weibull ajustado, el riesgo relativo para una mujer es $e^{\frac{-\gamma_2}{\sigma}} = e^{\frac{0.2175}{0.348}} \approx 1.87$, es decir, el riesgo de discapacidad para una mujer de 60 años es 1.87 veces superior al riesgo para un hombre. Además, el denominado factor de aceleración es $e^{-\gamma_2} \approx 1.2429$, por lo tanto, la mediana para una mujer es $\frac{1}{1.2429} \approx 0.8046$ veces la de un hombre. En otras palabras, la mediana del tiempo hasta la discapacidad para una mujer es aproximadamente un 20% inferior a la de un hombre.

Para la variable nivel de estudios, los coeficientes positivos y crecientes confirman que un mayor nivel de estudios retarda la edad de discapacidad. Así, por ejemplo, el coeficiente $factor(secundario) = \gamma_4 = 1.3579$ indica que los individuos con nivel de estudios secundarios se discapacitan más tarde que el grupo de referencia, sin estudios. De nuevo, basándonos en el modelo de Weibull ajustado, el riesgo relativo para un individuo con estudios secundarios es $e^{\frac{-\gamma_4}{\sigma}} = e^{\frac{-1.3579}{0.348}} \approx 0.0201$, es decir, el riesgo de discapacidad para un individuo con estudios secundarios es 0.02 veces el riesgo para un individuo sin estudios. Además el factor de aceleración es $e^{-\gamma_4} \approx 0.2572$, por lo que la mediana para un individuo con estudios secundarios es $\frac{1}{0.2572} \approx 3.89$ veces superior a la de un individuo sin estudios.

En cuanto a las provincias, centrándonos en la única de ellas que presenta un coeficiente significativo respecto a la provincia de referencia (Lérida), podemos concluir que la población de Gerona presenta un retardo en la edad de discapacidad. Si comparamos el coeficiente para Gerona ($factor(Gerona) = \gamma_8 = 0.1545$) con los coeficientes del resto de provincias, podemos ver que la supervivencia hasta la aparición de la discapacidad de la población de Gerona difiere substancialmente de la del resto. Así pues, el riesgo relativo para un individuo residente en Gerona es $e^{\frac{-\gamma_8}{\sigma}} = e^{\frac{-0.1545}{0.348}} \approx 0.6415$, es decir, es 0.64 veces el

riesgo para un individuo de Lérida. Además, el factor de aceleración es $e^{-\gamma s} \approx 0.8568$, por lo que la mediana para un individuo de Gerona es $\frac{1}{0.8568} \approx 1.17$ veces superior a la de un individuo de Lérida.

Discusión

Teniendo en cuenta las limitaciones existentes en términos de censura en los datos de la Encuesta, para desarrollar nuestro objetivo, hemos utilizado dos líneas paralelas dentro de la teoría del análisis de la supervivencia. Por un lado, hemos recurrido a los estimadores propuestos desde la inferencia no paramétrica, básicamente el estimador de Kaplan-Meier, a partir del cual hemos obtenido una visión general del comportamiento de la variable de interés y de la influencia de las variables explicativas sobre la misma. Por otro lado, para concretar el grado de dicha influencia, nos hemos basado en la inferencia paramétrica, en este caso, mediante el ajuste del modelo de regresión de Weibull. En ambos casos se ha tenido en cuenta el diseño muestral.

De los resultados obtenidos a partir de la inferencia no paramétrica, en primer lugar, se estima que un 50% de la población activa a los 60 años estará discapacitada a los 87.5 años. Este resultado conduce a las mismas conclusiones que los análisis efectuados para la población de EEUU y Europa (Fialová *et al.*, 2005; Zhan *et al.*, 2001). Además, sexo, provincia de residencia y nivel de estudios se constata que inciden en la variable tiempo hasta la discapacidad.

A partir de la observación de las respectivas funciones de supervivencia, concluimos que las mujeres se discapacitan antes que los hombres (Murtagh y Hubert, 2004). En mediana, según el estimador de Kaplan-Meier, las mujeres lo hacen cinco años antes. Si nos fijamos en la provincia de residencia, observamos que la función de supervivencia de Gerona se sitúa por encima del resto, lo que indica un retraso en la edad de discapacidad para los residentes en dicha provincia. En concreto, su edad mediana de discapacidad es de 93.5 años, frente a los 87.5 de la población de Cataluña. Por lo que al nivel de estudios se refiere, basándonos en los gráficos de las funciones de supervivencia, constatamos que a mayor nivel de estudios se obtienen mayores tiempos hasta la discapacidad. Por último, no detectamos diferencias apreciables en la edad de discapacidad según el número de habitantes del municipio de residencia.

Las diferencias que se han hallado referidas al sexo son ampliamente conocidas, pero la diferencia observada para la provincia de Gerona respecto al resto, puede explicarse a partir de sus mayores niveles de renta per cápita y calidad de vida (Gutiérrez-Fisac *et al.*, 2000). En último lugar, podemos justificar el retraso en la edad de discapacidad de los individuos con mayor nivel de estudios por el menor desgaste físico de los trabajos que realizan, su mejor actividad preventiva y posiblemente también su mayor renta.

Por todo ello, creemos que las conclusiones de nuestro estudio no deben dejar indiferentes a los responsables de los organismos públicos y privados que tienen cuidado de la salud de las personas mayores. Poder conocer el perfil general de los pacientes con mayor riesgo de

discapacitarse puede ayudar en la toma de decisiones por parte del médico que lo tratará. Por ejemplo, según los datos analizados, un hombre mayor de 60 años residente en un lugar de elevada renta y con un nivel de estudios universitarios tiene mayor probabilidad de seguir de manera adecuada el tratamiento, al no padecer ninguna restricción en las AVDs. Una mujer de la misma edad, pero residente en una zona de menor renta (como la provincia de Lérida) y sin estudios, tendría un mayor riesgo esperado de aparición de las discapacidades, y por lo tanto un mayor riesgo de requerir el apoyo de una tercera persona para sus cuidados.

Una de las principales limitaciones del estudio, se debe a los datos utilizados que se extraen de la EDDDES (INE, 1999). A pesar de que dicha encuesta se trata de un estudio transversal, se han usado los datos como si éstos fueran longitudinales, “siguiendo artificialmente” al individuo, para de este modo, utilizar el marco teórico más adecuado para el estudio del tiempo hasta la realización de un suceso, esto es, el análisis de la supervivencia.

Por esta razón, la variable analizada (tiempo hasta la aparición de la discapacidad) estará sobrestimada, por dos motivos: primero, los datos de la encuesta no incluyen a la población institucionalizada, es decir, en la Encuesta sólo se recoge información sobre personas que residen en viviendas familiares; segundo y más importante, los individuos que sobreviven son los más sanos. En efecto, únicamente hemos “seguido artificialmente” a aquellos individuos que han llegado vivos al año 1999, fecha de la encuesta, en cambio, los individuos de su mismo año de nacimiento que murieron antes de realizarse la encuesta no han podido ser observados y, probablemente, sufrieron discapacidades a una edad más temprana. Este fenómeno, puede considerarse como una censura por la izquierda dentro del análisis de la supervivencia. Una posibilidad para hacer frente, desde el marco del análisis de la supervivencia, a los dos tipos de censura que presentan los datos transversales de la EDDDES es mediante los métodos conocidos como “Current Status Data” (Jewell y Van der Laan, 2002). Este enfoque es el objetivo fijado para nuestros próximos trabajos.

En este sentido, otra posibilidad de estudio se centraría en analizar el tiempo hasta la discapacidad de una persona activa de 60 años, teniendo en cuenta las actividades básicas de la vida diaria definidas en el Libro Blanco de la Dependencia (MTAS, 2005). La definición que se hace en dicho estudio es más restrictiva, ya que sólo incluye 9 actividades (que son las consideradas actividades generadoras de dependencia), mientras que en la EDDDES (INE, 1999) se incluyen hasta 13 actividades. De esta forma, se podrían comparar los resultados obtenidos en ambos estudios.

Sin lugar a dudas un estudio más detallado de éstas y otras variables que revelen un mayor riesgo de discapacidad, puede ayudar a decidir sobre la atención a las personas mayores dependientes. Por esta razón, disponer de datos de estos pacientes con más factores que los caractericen y, utilizando una metodología similar a la presentada aquí, permitiría ahondar más en cómo debe ser el procedimiento y el protocolo a seguir para mejorar la calidad de vida de estas personas. Como se concluye en otros trabajos (Pedrera, 1999; Gurwitz *et al.*, 2003) es imprescindible tener en cuenta la situación socio-sanitaria del anciano (Holmes *et al.*, 2006; Bonk *et al.*, 2006; Maio *et al.*, 2006) para realizar una adecuada valoración de sus necesidades personales.

Agradecimientos

Los autores agradecen la financiación del Ministerio de Educación / FEDER SEJ2004-05052.

Referencias

Avorn J. Improving Drug Use in Elderly Patients: Getting to the Next Level. *Journal of the American Medical Association* 2001; 286: 2866-2868.

Bonk ME, Krown H, Matuszewski K, Oinonen M. Potentially inappropriate medications in hospitalized senior patients. *American Journal of Health-System Pharmacy* 2006; 63: 1161-1165.

Comas-Herrera A, Wittenberg R, editors. *European Study of Long-Term Care Expenditure: Investigating the Sensitivity of Future Long-term Care Expenditure in Germany, Spain, Italy and the United Kingdom to Changes in Assumptions about Demography, Dependency, Informal Care, Formal Care and Unit Costs*. London: London School of Economics, Health and Social Care, 2003.

Fialová D, Topinková E, Gambassi G, Finne-Soveri H, Jónsson PV, Carpenter I, et al. Potentially Inappropriate Medication Use Among Elderly Home Care Patients in Europe. *Journal of the American Medical Association* 2005; 293: 1348-1358.

Guillen M, Ayuso M. La importancia del efecto del diseño. *Medicina Clínica* 2004; 122: 35-38.

Gurwitz JH, Field TS, Harrold LR, Rothschild J, Debellis K, Seger AC, et al. Incidence and Preventability of Adverse Drug Events Among Older Persons in the Ambulatory Setting. *Journal of the American Medical Association* 2003; 289: 1107-1116.

Gutiérrez-Fisac JL, Gispert R, Solà J. Factors explaining the geographical differences in Disability Free Life Expectancy in Spain. *Journal of Epidemiology and Community Health* 2000; 54: 451-455.

Grundy E, Glaser K. Socio-demographic differences in the onset and progression of disability in early old age: a longitudinal study. *Age & Ageing* 2000; 29(2): 149-157.

Holmes HM, Hayley DC, Alexander GC, Sachs GA. Reconsidering Medication Appropriateness for Patients Late in Life. *Archives of Internal Medicine* 2006; 166: 605-609.

Instituto Nacional de Estadística (INE). *Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud*. Madrid: INE, 1999.

Jewell NP, Van der Laan MJ. Current Status Data: Review, Recent Developments and Open Problems. U.C. Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series, 2002.

Kaplan EL, Meier P. Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association* 1958; 53: 457-481.

Karlsson M, Mayhew L, Plumb R, Rickayzen B. An International Comparison of Long-Term Care Arrangements: An Investigation into the Equity, Efficiency and sustainability of the Long-Term Care Systems in Germany, Japan, Sweden, the United Kingdom and the United States. London: Faculty of Actuarial Science and Statistics, 2004.

Klein JP, Moeschberger ML. *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer-Verlag, 1997.

Lam S, Ruby CM. Impact of an interdisciplinary team on drug therapy outcomes in a geriatric clinic. *American Journal of Health-System Pharmacy* 2005; 62: 626-629.

Maio V, Hartmann CW, Poston S, Liu-Chen X, Diamond J, Arenson C. Potentially Inappropriate Prescribing for Elderly Patients in 2 Outpatient Settings. *American Journal of Medical Quality* 2006; 21: 162-168.

Matthews RJ, Smith LK, Hancock RM, Jagger C, Spiers NA. Socioeconomic factors associated with the onset of disability in older age: a longitudinal study of people aged 75 years and over. *Social Science & Medicine* 2005; 61: 1567-1575.

Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (MTAS). *Libro Blanco de la Dependencia*. Madrid: MTAS, 2005.

Murtagh KN, Hubert HB. Gender differences in physical disability among an elderly cohort. *American Journal of Public Health* 2004; 94(8): 1406-1411.

Pedreira JL, Canal ML, Lavado JM, Postigo S, Sánchez M, Durán N. Estudio de salud de las personas mayores en Extremadura: consumo de fármacos y patologías crónicas más frecuentes. *Revista Española de Salud Pública* 1999; 73: 677-686.

Pfeffermann D. The Role of Sampling Weights When Modeling Survey Data. *International Statistical Review* 1993; 61(2): 317-337.

Taş Ü, Verhagen AP, Bierma-Zeinstra MA, Hofman A, Odding E, Pols AP, Koes BW. Incidence and risk factors of disability in the elderly: The Rotterdam Study. *Preventive Medicine* 2007; 44: 272-278.

Zhan C, Sangl J, Bierman AS, Miller MR, Friedman B, Wickizer SW, et al. Potentially Inappropriate Medication Use in the Community-Dwelling Elderly Findings From the 1996 Medical Expenditure Panel Survey. *Journal of the American Medical Association* 2001; 286: 2823-2829.