

ANALISIS ECONOMETRICO DEL TRANSITO A LA JUBILACION PARA TRABAJADORES DE EDAD AVANZADA

Teresa VILLAGARCIA*

Universidad Carlos III de Madrid

Este trabajo analiza la participación laboral de las personas mayores a través de modelos de duración con variables censuradas. Se estiman los efectos de diversas variables sobre la edad de jubilación de los trabajadores obteniéndose unos resultados altamente estables a través del periodo 1987-1991.

1. Introducción y objetivos

El interés por el estudio de la tercera edad se ha acrecentado notablemente en los últimos años debido, básicamente, al cambio demográfico experimentado por las sociedades de los países más desarrollados que ha originado una creciente proporción de personas mayores de 65 años en la población.

Así, en Estados Unidos, en 1900 la población mayor de 65 años representaba el 4%. En 1980 el 11%, y las previsiones demográficas indican que en el 2050 podría alcanzar el 24%. Las cifras en España son similares: en 1900 la proporción de mayores de 65 años representaba el 5% de la población, en 1960 el 8,2%, en 1981 el 11,24% y en 1991 el 13,8%.

Este cambio demográfico tiene indudables repercusiones sobre la sociedad y, consecuentemente, la investigación microeconómica que se ha desarrollado al amparo de este interés, cubre campos diversos entre los que destaca el estudio de la participación laboral de las personas mayores, es decir la decisión de jubilarse, y las implicaciones que esta decisión tiene sobre el consumo o la capacidad financiera de la Seguridad Social concebida como un sistema de reparto.

Este trabajo se centra en el estudio de la participación laboral de las personas mayores. Los datos históricos, tanto españoles como del resto de los paí-

* Este trabajo ha sido realizado gracias a la colaboración financiera de la Fundación Caja de Madrid. Quiero agradecer los valiosos comentarios de Javier Ruiz-Castillo y dos evaluadores anónimos.

ses desarrollados, muestran que se está produciendo un descenso continuado de la edad de jubilación y, consecuentemente, de la tasa de actividad de los mayores de 55 años. Así, en 1964 el 62% de los hombres mayores de 55 años seguía siendo activo, mientras que en 1974 y 1993 esta proporción desciende al 53,5% y 29,4% respectivamente. El descenso se produce de forma aproximadamente lineal. Si a este descenso de la tasa de actividad le sumamos unas cohortes de personas de edad avanzada cada vez mayores y unas cohortes de jóvenes trabajadores cada vez menores, el problema financiero de la Seguridad social a medio plazo parece evidente.

Teniendo en cuenta la creciente proporción de personas mayores en la población, y la tendencia de este grupo a adelantar su edad de jubilación, es de gran importancia determinar los factores que influyen en la decisión de retiro por parte de un trabajador. Para ello, en este trabajo se analiza la probabilidad de tránsito de un trabajador desde la vida activa al retiro, a través de modelos paramétricos de duración con variables censuradas, que explican el tránsito a la jubilación en función de las características socioeconómicas del trabajador.

El ajuste de este tipo de modelos de duración permite obtener información sobre la probabilidad de jubilación de un trabajador en un momento concreto, condicionado a que está en activo en ese momento, y evaluar el impacto de diversas variables sobre el momento de la jubilación.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en la Sección 2 se introducen las motivaciones que inducen a jubilarse a un trabajador. La Sección 3 presenta los modelos econométricos que se van a ajustar. La Sección 4 está dedicada a las fuentes de datos utilizadas. La Sección 5 muestra los resultados obtenidos, y finalmente, la Sección 6 resume las conclusiones del trabajo.

2. La decisión de jubilarse

Cada individuo debe tomar a lo largo de su vida importantes decisiones referentes al uso de su tiempo, con tres grandes posibilidades: trabajo remunerado, trabajo doméstico no remunerado y tiempo de ocio. Así, las personas escogen a lo largo de su vida una combinación de tiempos determinada, y aunque las formas de repartir el trabajo remunerado difieren notablemente de un individuo a otro, se pueden hacer ciertas generalizaciones. Schultz (1992) indica que las horas de trabajo remunerado son cero en la infancia y pueden aumentar en la adolescencia con pequeños trabajos a tiempo parcial. En la juventud algunos individuos comienzan su vida laboral a tiempo completo, y otros estudian posponiendo su incorporación al mercado laboral. En su madurez, la mayoría de los hombres y en torno a un tercio de las mujeres trabajan.

Entre los 55 y los 65 años, el trabajo remunerado desaparece abruptamente, aunque algunas personas mantienen pequeños trabajos (trabajos puente)

caracterizados por su movilidad y que no necesariamente están relacionados con su anterior trabajo (Ruhm 1990). Con el retiro, los trabajadores optan por combinaciones de mayor ocio y menos trabajo.

Nalebuff y Zeckhauser (1985) indican que a medida que un trabajador envejece, hay una serie de factores que influyen en su decisión de retirarse. Por una parte sus ahorros y la pensión a que tiene derecho se incrementan, lo que permite mantener un nivel de consumo durante el retiro. Además, la desutilidad del trabajo aumenta con la edad y el deterioro de la salud, lo cual se combina con un descenso de la productividad del trabajador y, consecuentemente, de las oportunidades de trabajo remunerado. Todos estos factores dependen de la edad. En el momento en que la utilidad del retiro es mayor que la del trabajo más el incremento de consumo que éste permite, se produce la decisión de jubilarse¹.

Los estudios empíricos sobre el retiro confirman estas pautas: Hausman y Wise (1985) ajustan un modelo de duración a datos en panel obteniendo que incrementos de renta y educación producen retrasos en la edad de jubilación. Este resultado se confirma en el estudio de Slade (1987) que encuentra que mayores niveles de renta y educación producen retrasos en la edad de jubilación, mientras que un mayor nivel de riqueza y limitaciones físicas producen retiros tempranos.

Otro aspecto de gran interés es la decisión conjunta de retiro en un matrimonio. Hay que resaltar que mientras la conducta de los varones frente al retiro ha sido intensamente estudiada, la de las mujeres ha sido menos analizada debido en gran parte a que apenas hay mujeres trabajadoras de edad avanzada, pues la incorporación al trabajo de la mujer se ha producido en los últimos años.

Es bien sabido que la participación laboral de las mujeres casadas depende del salario del marido, por lo que es posible que también la edad de jubilación de las mujeres casadas esté influida por la de sus cónyuges. Hurd (1990b) confirma esta hipótesis empíricamente, al encontrar una fuerte relación entre la edad de jubilación de ambos cónyuges.

3. Modelo econométrico

Para estudiar el tránsito de un individuo de la vida laboral activa a la jubilación, se van a utilizar técnicas del análisis estadístico de datos de supervivencia. En este marco existen modelos para explicar la duración de un proceso, como puede ser la duración de la vida laboral o la edad de jubilación, en función de una serie de variables explicativas.

¹ Hurd (1990a) presenta una revisión muy actualizada del estado de la investigación en torno a los problemas demográficos y socioeconómicos que afectan a la tercera edad entre los que, obviamente, se encuentra la decisión de jubilarse.

Sea T una variable aleatoria positiva que representa la duración de un proceso. Sean $f(t | X, \theta)$ y $F(t | X, \theta)$ las funciones de densidad y distribución de T para un individuo con vector de variables explicativas X y vector de parámetros de la distribución θ . Se define la función de supervivencia $S(t | X, \theta)$ como

$$S(t_0 | X, \theta) = \text{Prob}(T > t_0 | X, \theta) = 1 - F(t_0 | X, \theta) \quad [1]$$

Esta función proporciona la probabilidad de que una persona siga activa a la edad t_0 dadas sus características particulares.

Se define la tasa de fallos (*Hazard Function*) como

$$h(t | X, \theta) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t, X, \theta)}{\Delta t} = \frac{f(t | X, \theta)}{S(t | X, \theta)} \quad [2]$$

y representa la probabilidad de que un individuo que sigue activo a determinada edad se jubile inmediatamente. Es importante notar que la tasa de fallos es proporcional a una probabilidad condicionada.

En el análisis de datos de duración es más útil estudiar los datos basándose en las funciones de supervivencia y tasa de fallos que en las habituales de densidad y distribución, ya que la información previa permite optar por distintos modelos. De hecho, los modelos que se utilizan en este ámbito se definen como de tasa de fallos creciente, decreciente, constante o en forma de bañera (Lawless 1982)².

El problema adicional que se presenta al estudiar variables de duración es que en ocasiones no se observan duraciones completas, sino censuradas. Así, en el caso de las personas activas se sabe que su edad de jubilación, T , será superior a su edad actual, t_c , pero no su valor exacto. Este tipo de censura donde, $T > t_c$, se denomina censura por la derecha y es muy corriente en variables de duración. La edad actual, t_c , se denomina tiempo de censura³.

En el caso de la jubilación también existe otro tipo de censura, en las personas que ya están jubiladas pero no se conoce su edad de jubilación. En este caso, $T \leq t_c$, y se produce la censura por la izquierda que es muy poco habitual. De hecho encontrar en un problema ambos tipos de censura es extra-

² Así, por ejemplo, la vida humana tiene una tasa de fallos en forma de bañera: La probabilidad de morir condicionada a estar vivo a la edad t , es decreciente desde el nacimiento hasta aproximadamente los cinco años, bastante constante durante la juventud y creciente a partir de los treinta años.

³ La estimación de la duración del desempleo es un ejemplo clásico de este problema. En datos transversales se sabe que una persona lleva en paro un tiempo t_c , pero no se sabe cuánto tiempo más permanecerá en desempleo. Kiefer (1988) es una buena introducción a este problema.

ño, y ciertas técnicas del análisis de datos de supervivencia como el estimador no-paramétrico de Kaplan Meier (1958) o los modelos de tasa de fallos proporcional (Cox 1972) no son aplicables.

Cuando existen simultáneamente censura por la derecha y por la izquierda, pueden utilizarse con éxito técnicas paramétricas de estimación: si se conoce la edad de jubilación exacta, la contribución a la función de verosimilitud de un trabajador será $f(t_i | X_i, \theta)$.

Si el trabajador continúa en activo en el momento de la encuesta $T > tc_i$, siendo tc_i la edad del trabajador en el momento de la encuesta, y no se conocerá la edad exacta de jubilación del trabajador (censura por la derecha). En este caso, su contribución a la función de verosimilitud será $S(tc_i | X_i, \theta)$.

Finalmente, en caso de un trabajador ya jubilado en el momento de la encuesta, $T < tc_i$, no se conoce su edad exacta de jubilación (censura por la izquierda) y su contribución sería $F(tc_i | X_i, \theta)$.

La función de verosimilitud para toda la muestra será por tanto

$$L = \prod_{i \in C} f(t_i | X_i, \theta) \prod_{i \in A} S(tc_i | X_i, \theta) \prod_{i \in T} F(tc_i | X_i, \theta),$$

donde C representa al conjunto de observaciones completas, es decir se conoce la edad exacta de retiro, A es el conjunto de activos (observaciones censuradas por la derecha) y, finalmente T representa a los jubilados cuya edad de retiro es desconocida (observaciones censuradas por la izquierda). La diagnosis de este modelo puede realizarse definiendo residuos generalizados a la manera de Cox y Snell (1968), o a partir de residuos censurados.

4. Datos

Para la realización de este estudio se han utilizado datos transversales de la Encuesta de Población Activa (EPA). La EPA se realiza trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística en 60.000 hogares aproximadamente y recoge datos sobre la situación laboral de los entrevistados. Además, la EPA del segundo trimestre del año recoge datos sobre su situación un año antes. Por este motivo se han utilizado las encuestas del segundo trimestre de los años 1987 a 1991 ambos incluidos. Con los datos de la EPA es posible encontrar cuatro grupos de interés para el estudio del tránsito a la jubilación:

- *Activos*: Personas que en el momento de la encuesta están activas. Constituyen un grupo de datos censurados por la derecha pues su edad de jubilación, $T \geq EDAD$.

- *Jubilados Completos 1: (JC1)* Personas que están jubiladas en el momento de la encuesta pero que un año antes estaban activas. Su edad de jubilación, T , se supone igual a su edad. Aunque puede haber un pequeño error de un año en la edad de jubilación, esto no supone modificaciones en el análisis.
- *Jubilados Completos 2: (JC2)* Personas jubiladas en el momento de la encuesta pero que responden que abandonaron el último empleo hace menos de tres años. Se les puede reconstruir la edad de jubilación, pero el conjunto de variables de que se dispone es menor que en el caso anterior.
- *Jubilados.* Personas que llevan más de tres años jubilados. Constituyen un grupo de datos censurados por la izquierda ya que $T < \text{EDAD} - 3$. De este grupo se desconocen la mayoría de las variables relacionadas con la actividad laboral.

Es importante resaltar que en la EPA existe un sesgo de inactividad debido a que el muestreo se realiza por hogares, y es más probable que estén vacíos en el momento de la entrevista, los hogares con mayor tasa de actividad. Si esto es así, la EPA subestimaré el número de activos. Este sesgo, no afecta a la muestra JC1, pues puede demostrarse que la variable aleatoria edad de jubilación de los que se jubilan un año determinado coincide en ciertas condiciones con la variable aleatoria edad de jubilación de las cohortes de trabajadores. Precisamente a través de dos estimadores de la función de supervivencia es posible poner de manifiesto la existencia del sesgo de inactividad (Villagarcía 1995). Los resultados obtenidos con estas muestras transversales son, por tanto, muy generalizables al comportamiento de las cohortes longitudinales de trabajadores en lo que a jubilación se refiere.

Como es bien sabido la EPA recoge información sobre características personales y laborales de los encuestados, pero no tiene datos de rentas, por lo que habrán de utilizarse *proxies* como la educación u otras variables. Es importante mencionar que la EPA no está diseñada para estudiar problemas como el que se está abordando en este trabajo, por lo que recoge muy poca información sobre la vida laboral de los ya jubilados.

En el apéndice se proporciona información descriptiva sobre las muestras y variables que se han utilizado.

Aunque en España muchos trabajadores se jubilan a los 65 años, ésta no es una conducta general. El Gráfico 1 presenta la función de supervivencia empírica poligonal para varones del grupo JC1 en 1987 y 1990. Como puede observarse, la proporción de jubilados disminuye notablemente al llegar a los 65 años, pero existen muchos trabajadores que se jubilan antes o después de esa edad.

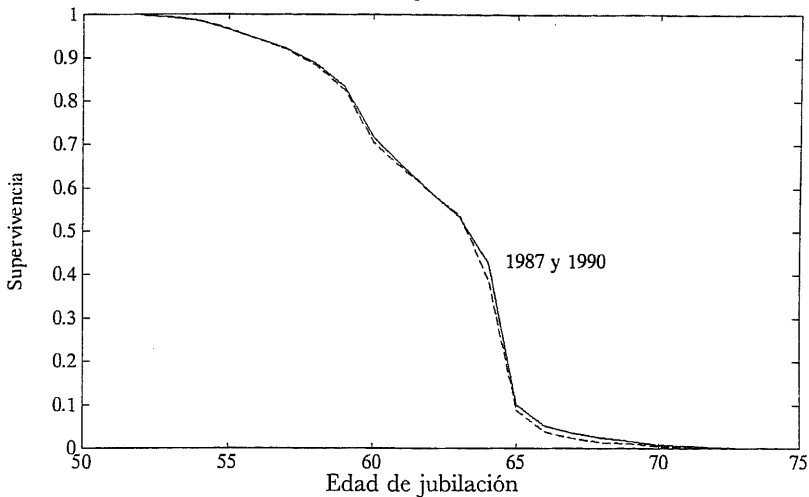


Gráfico 1
Función de supervivencia: Hombres

5. Resultados

Se han estimado por máxima verosimilitud modelos Weibull cuya función de supervivencia (ecuación [1]) y tasa de fallos (ecuación [2]) vienen definidas por:

$$S(t | X) = \exp(-(\lambda(X\beta)t)^\gamma) \quad [3]$$

$$h(t | X) = \lambda(X\beta)\gamma(\lambda(X\beta)t)^{\gamma-1} \quad [4]$$

El valor esperado de la edad de jubilación, viene dado por:

$$E(T | X) = \frac{1}{\lambda(X\beta)} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\gamma}\right) \quad [5]$$

donde $\lambda(X\beta) = \exp(-(X\beta))$.

El modelo Weibull es muy versátil y, como puede comprobarse en la ecuación 4, permite ajustar modelos con tasa de fallos creciente ($\gamma > 1$), decreciente ($\gamma < 1$) o constante ($\gamma = 1$). Este último caso corresponde al modelo exponencial, el único con tasa de fallos constante. Al ajustar un modelo Weibull, es posible por tanto contrastar si la tasa de fallos es creciente, decreciente o constante sin más que contrastar si el parámetro de escala, γ es mayor, menor o igual a 1.

Es interesante resaltar que el modelo Weibull es un modelo de tasa de fallos proporcional pues puede factorizarse como

$$h(t | X) = h_0(t) \exp(X\beta)$$

es decir diferentes individuos tienen tasas de fallos que son proporcionales, y por tanto el ratio de tasas de fallo, $h(t | X_1) / h(t | X_2)$, para dos individuos no varía con t .

Un sencillo procedimiento para comprobar que la elección del modelo es adecuada es representar en un gráfico para muestras de jubilados completos de la EPA $\log(-\log(S(T)))$ frente a $\log(T)$. Como puede comprobarse en la ecuación 3, si los datos siguen un modelo Weibull los puntos de este gráfico deben seguir una línea recta. Kalbfleisch y Prentice (1980) sugieren realizar estos gráficos por estratos, para paliar el problema de que cada observación tiene una función de supervivencia diferente dependiendo del valor de las variables. En nuestro caso, la existencia de variables dicotómicas facilita la definición de los estratos, y los datos estratificados en grandes grupos siguen líneas rectas paralelas, lo que confirma la elección inicial de un modelo de tasa de fallos proporcional como el Weibull.

La diagnosis de estos modelos puede realizarse utilizando residuos generalizados definidos como

$$\hat{\varepsilon}_i = \hat{H}(t_i | X_i)$$

donde $H(t) = \int_0^t h(u) du$ representa la tasa de fallos acumulada. En estas condiciones, $\hat{H}(t_i | X_i)$ implica utilizar los valores de la estimación máximo verosímil de los parámetros del modelo. Los residuos así estimados pueden ser tratados como una muestra aleatoria simple de una distribución exponencial estándar (Lawless 1982, Lancaster y Chesher 1985).

Se han estimado dos grupos de modelos con datos de la EPA. El primero de ellos se ajusta al grupo de jubilados completos JC1. Este es el grupo de jubilados con mayor información, pues se sabe si el año anterior estaba parado o trabajando y su tipo de actividad profesional.

El grupo JC2 no responde a todas las variables utilizadas en el primer grupo de modelos. Finalmente, los jubilados hace más de tres años carecen de información sobre su situación laboral antes de jubilarse, por lo que se han excluido del análisis.

El segundo grupo de modelos se ajustan a trabajadores activos y jubilados completos JC1 y JC2, tanto para hombres como para mujeres. El número de mujeres JC1 es tan reducido que los modelos anteriores no se han podido ajustar a mujeres. Como se verá, existen diferencias significativas en el comportamiento frente a la jubilación de hombres y mujeres.

5.1. *Jubilados Completos JC1*

El Cuadro 1 presenta las estimaciones finales del vector de parámetros β para jubilados completos JC1 desde 1987 hasta 1991. Como puede comprobarse todas las variables son significativas con la excepción de los años de

estudio en 1990⁴. Hay que resaltar la extraordinaria estabilidad de los coeficientes estimados, lo que es significativo por dos motivos: por una parte, las muestras de cada uno de los años son diferentes, con lo que cabe esperar ciertas discrepancias entre los modelos. Por otra parte, el fenómeno que se está estudiando debe ser bastante estable a corto plazo, por lo que la estabilidad de los modelos estimados en un plazo de cinco años es un resultado esperable a priori y que confirma la bondad de los modelos estimados.

CUADRO I
Modelos Weibull estimados para jubilados completos JC1

VARIABLE	1987	1988	1989	1990	1991
CONSTANTE	4,2 (0,007)	4,19 (0,007)	4,19 (0,006)	4,19 (0,007)	4,19 (0,006)
AES	-0,004 (0,0018)	-0,003 (0,0018)	-0,003 (0,0016)	-0,0013 (0,0019)	-0,004 (0,0017)
AES2	0,0003 (0,0001)	0,00036 (0,0001)	0,0003 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0003 (0,0001)
ASALPUB	-0,025 (0,005)	-0,034 (0,006)	-0,03 (0,005)	-0,04 (0,006)	-0,02 (0,005)
ASALPRI	-0,020 (0,005)	-0,014 (0,005)	-0,025 (0,005)	-0,018 (0,005)	-0,013 (0,0045)
CONSTR	-0,015 (0,007)	-0,015 (0,008)	-0,016 (0,007)	-0,02 (0,009)	-0,02 (0,007)
INDUS	-0,018 (0,005)	-0,02 (0,005)	-0,03 (0,005)	-0,01 (0,005)	-0,02 (0,005)
PARADO	-0,05 (0,009)	-0,036 (0,009)	-0,054 (0,008)	-0,048 (0,009)	-0,04 (0,009)
ESCALA	0,041 (0,0013)	0,049 (0,0013)	0,045 (0,0013)	0,047 (0,0014)	0,043 (0,0013)
Número de observaciones	532	595	608	578	550

Variable explicada: edad de jubilación. Entre paréntesis errores estándar.

Definición de las variables explicativas:

AES Años de estudio.

AES2 Años de estudio al cuadrado.

ASALPUB Variable dicotómica. Vale 1 para asalariados públicos.

ASALPRI Variable dicotómica. Vale 1 para asalariados privados.

CONSTR Variable dicotómica. Vale 1 para trabajadores del sector construcción.

INDUS Variable dicotómica. Vale 1 para trabajadores del sector industria.

PARADO Variable dicotómica. Vale 1 para jubilados parados un año antes.

⁴ Se han estimado los efectos de otras variables que no han resultado significativas o que por estar altamente correladas con las que finalmente se han introducido, se han desechado. Entre las variables correlacionadas destacan las de categoría profesional del individuo, que están altamente relacionadas con la educación, que introducida de forma cuadrática es más explicativa.

El parámetro de escala estimado corresponde a $1/\gamma$, por lo que los modelos ajustados tienen tasa de fallos creciente, como cabe esperar en el fenómeno que se está estudiando, ya que la probabilidad de jubilarse a una edad condicionado a seguir activo a esa edad debe crecer.

La interpretación de los coeficientes estimados en un modelo de regresión Weibull es bastante más compleja que la de un modelo de regresión con datos normales. Los coeficientes estimados que presenta el Cuadro 1 son tales que si $\beta > 0$ el efecto de la variable sobre la esperanza de la variable respuesta es positivo, y si $\beta < 0$ el efecto es negativo tal como indica la ecuación [5].

En este sentido es interesante resaltar el efecto cuadrático de la educación: las personas con muy pocos estudios o con muchos estudios tienden a jubilarse más tarde que las personas con estudios intermedios. Así, por ejemplo, en 1987, la edad de jubilación disminuye hasta 6.6 años de estudio ($0.004/2 \times 0.0003$) para remontar a partir de ese valor. Este resultado es lógico si se tiene en cuenta que las personas con estudios superiores tienen normalmente elevados salarios al llegar a la edad de jubilación, por lo que es muy razonable que traten de posponer el retiro por la disminución de ingresos que éste les va a suponer⁵. Las personas con estudios intermedios no tienen tanta discrepancia de salario a pensión, y normalmente las empresas no tienen demasiado interés en prolongar la vida activa de trabajadores caros y sustituibles por otros más jóvenes y posiblemente más productivos. Finalmente la situación de las personas con poca formación es tal que sus salarios son bajos y su jubilación también, por lo que tratan de prolongar su vida laboral al máximo.

El efecto de ser asalariado es negativo, indicando que los trabajadores autónomos o los empresarios que son libres a la hora de elegir su edad de jubilación, prolongan su vida laboral. Respecto al sector de actividad, los trabajadores del sector servicios se jubilan en promedio más tarde que los de construcción o industria. La correlación positiva entre los salarios, educación y el sector servicios refuerza el argumento presentado para la educación. Finalmente, el estar en paro a una edad avanzada acelera mucho la probabilidad de que una persona se jubile, debido fundamentalmente a la dificultad de encontrar un nuevo trabajo, lo que hace que pasar a la jubilación sea una decisión económica racional.

Hay que resaltar que la diagnosis del modelo, realizada a través de residuos generalizados, ha sido aceptable. Se han representado los residuos calculados como

$$\hat{\varepsilon}_i = (t_i e^{-x_i \hat{\beta}})^{\hat{\delta}}$$

⁵ Este efecto se comprueba en modelos en que se introducen variables de categoría profesional: los directivos y altos profesionales se jubilan más tarde.

que son la particularización de los residuos generalizados al modelo Weibull, frente a $\alpha_i = \sum_{j=1}^i (n - j + 1)^{-1}$. Si los residuos efectivamente pertenecen a una distribución exponencial estándar, como debiera ser si la distribución Weibull es correcta, el gráfico debe mostrar una línea recta. Además puede contrastarse que la media de los residuos sea 1, pues se conoce que bajo esta hipótesis nula, la distribución exacta de \bar{e} viene dada por $2n\bar{e} \sim \chi^2_{2n}$. Los residuos de estos modelos pueden considerarse aceptables desde ambos puntos de vista.

Sin embargo es importante resaltar que, tal como puede observarse en el Gráfico 1, hay una gran acumulación de personas que se jubilan a los 65 años. El modelo podría mejorarse muy probablemente utilizando modelos discretos que permitan una probabilidad de jubilación a los 65 años más elevada de lo que permite el modelo Weibull. Otra interesante alternativa cuando los datos son completos o completos y censurados por la derecha como en este caso, es utilizar el modelo de tasa de fallos proporcional de Cox (1972), que permite ajustar modelos sin otra especificación sobre las distribuciones que la proporcionalidad en la tasa de fallos, que puede comprobarse mediante sencillos procedimientos gráficos (Kalbfleisch y Prentice 1980).

El Cuadro 2 presenta las edades de jubilación esperadas para distintos grupos de personas utilizando las estimaciones del Cuadro 1 para 1987 y 1991. Es interesante observar el adelanto en la edad de jubilación que se ha producido para todos los grupos, pero especialmente para los parados desde 1987 hasta 1991.

CUADRO 2
Edades esperadas de jubilación para distintos grupos de trabajadores

AES	OCUPADOS						PARADOS					
	No ASAL.		ASAL. PUB.		ASAL. PRIV.		No. ASAL.		ASAL. PUB.		ASAL. PRIV.	
	1987	1991	1987	1991	1987	1991	1987	1991	1987	1991	1987	1991
5	64,3	63,7	62,8	62,5	63,1	62,9	64,0	61,2	62,4	60,0	62,8	60,5
10	64,5	63,9	62,9	62,6	63,2	63,0	64,2	61,3	62,6	60,1	62,9	60,6
18	65,6	65,0	64,0	63,7	64,3	64,2	65,3	62,5	63,7	61,2	64,0	61,7

5.2. Activos y Jubilados Completos JCI y JC2

Los Cuadros 3 y 4 presentan las estimaciones Weibull para los activos (datos censurados por la derecha) y jubilados completos por sexos (hombres Cuadro 3 y mujeres Cuadro 4). En este modelo no se introducen los jubilados censurados por la izquierda debido a que el conjunto de variables explicativas del modelo no se recoge para ellos.

La diferencia entre estos modelos y los presentados en el Cuadro 1 radica en la presencia en la muestra de personas que continúan activas, es decir,

censuradas por la derecha, y de jubilados completos JC2. Para este grupo no se conoce si el año anterior a su jubilación el trabajador estaba en paro, por lo que se ha omitido la variable PARADO del modelo.

Las variables son significativas todos los años, con la excepción de CAS, que no lo es ningún año. Es importante notar que la variable CAS sí es significativa y con efecto negativo para las mujeres. Esto indica que las mujeres casadas tienden a jubilarse antes. Si se tiene en cuenta que, en general, la edad de la mujer es menor que la de su pareja, este resultado implica que la decisión de jubilación por parte de la mujer se toma teniendo en cuenta situación de retiro o actividad del marido, lo que coincide con la evidencia encontrada en otros países, donde se ha comprobado que en parejas casadas la jubilación de ambos cónyuges se produce en un corto intervalo de tiempo (Hurd 1990b). Según las estimaciones obtenidas, el efecto del matrimonio supone en promedio un adelanto de la edad de jubilación de 0,8 años para las mujeres en 1987 y de 0,5 años en 1991.

Hay que destacar dos resultados de los modelos estimados en los Cuadros 3 y 4. En primer lugar, la edad promedio de jubilación de las mujeres es mayor que la de los hombres, aunque esta diferencia se ha reducido desde 1987 a 1991. Esta paradoja pudiera ser debida a un sesgo de selectividad en la muestra. En efecto, las mujeres que en 1987 ó 1991 son mayores de 50 años y continúan trabajando son excepcionales, como lo demuestra que la tasa de actividad para este grupo sea menor del 10%⁶. En esta línea, es importante resaltar que entre las mujeres jubiladas completas la proporción de casadas es ronda el 50%, y la proporción de solteras es algo menor del 30%, siendo el resto viudas. Para los hombres jubilados completos, la proporción de casados sube a valores cercanos al 90%, lo que refuerza la hipótesis del sesgo de selectividad en la muestra. En el apéndice se muestran las medias de estas variables.

En segundo lugar, la edad promedio de jubilación de los hombres resultante de los modelos del Cuadro 3, es superior a la obtenida en el Cuadro 1 (un no asalariado con 5 años de estudios y trabajando en el sector servicios se jubilaría a los 64,3 años 1987 según el primer modelo y a los 66,5 según el segundo). Esto es perfectamente explicable teniendo en cuenta que la muestra utilizada en las primeras estimaciones contiene sólo jubilados completos. Al introducir los activos (datos censurados por la derecha), el modelo tiende a sobreestimar la duración de la vida laboral por no haber introducido a los

⁶ De hecho, la incorporación de la mujer al trabajo se está produciendo en las generaciones más jóvenes con incrementos de la tasa de actividad del 20% para mujeres de 25 a 54 años desde 1976 a 1987. Por tanto, la cohorte de mujeres mayores tiene tasas de actividad mucho menores debido a que las mujeres trabajadoras mayores proceden de épocas en las que las mujeres no estaban incorporadas al mercado laboral.

jubilados que llevan más de tres años retirados. Como ya se ha indicado el conjunto de variables disponible para los jubilados es mínimo, y por ello se ha preferido estimar los modelos sesgados, sobre todo disponiendo de estimaciones centradas de la edad media de jubilación en la primera serie de modelos.

Aun sabiendo que las estimaciones de la edad de jubilación están sesgadas al alza, la evidencia encontrada en los modelos estimados en el Cuadro 1 se refuerza con los resultados que se presentan aquí, pues la influencia de las variables se mantiene con el mismo sentido, y obteniéndose de nuevo unas estimaciones muy estables de los efectos a través de los años.

CUADRO 3.
Modelos Weibull estimados para hombres activos y jubilados completos

VARIABLE	1987	1988	1989	1990	1991
CONSTANTE	4,22 (0,004)	4,22 (0,004)	4,22 (0,004)	4,22 (0,004)	4,23 (0,004)
AES	-0,001 (0,0009)	-0,002 (0,0008)	-0,003 (0,0008)	-0,008 (0,0008)	-0,002 (0,0008)
AES2	0,0002 (0,00005)	0,0002 (0,00005)	0,0003 (0,00005)	0,0002 (0,00005)	0,0002 (0,00005)
ASALPUB	-0,040 (0,0029)	-0,040 (0,0026)	-0,042 (0,0025)	-0,044 (0,0026)	-0,042 (0,0026)
ASALPRI	-0,034 (0,0025)	-0,033 (0,0023)	-0,030 (0,0023)	-0,027 (0,0022)	-0,034 (0,0022)
INDUS	-0,021 (0,003)	-0,028 (0,003)	-0,027 (0,003)	-0,023 (0,002)	-0,021 (0,002)
CONST	-0,018 (0,003)	-0,016 (0,003)	-0,015 (0,003)	-0,012 (0,003)	-0,014 (0,003)
CAS	-0,0005 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,0026 (0,003)	-0,004 (0,003)	-0,001 (0,003)
ESCALA	0,04 (0,0005)	0,04 (0,0005)	0,04 (0,0005)	0,04 (0,0005)	0,04 (0,0005)
Número de observaciones					
Completas	1.579	1.971	1.990	1.986	1.885
Censuradas	7.064	7.362	7.564	7.519	7.330

Variable explicada: edad de jubilación. Entre paréntesis errores estándar.
CAS Variable dicotómica. Vale 1 para hombres casados.

CUADRO 4
Modelos Weibull estimados para mujeres activas y jubiladas completas

Variable	1987	1988	1989	1990	1991
Constante	4,27 (0,007)	4,26 (0,006)	4,27 (0,006)	4,28 (0,006)	4,26 (0,006)
AES	-0,004 (0,0018)	-0,004 (0,0017)	-0,005 (0,0016)	-0,007 (0,002)	-0,0026 (0,0016)
AES2	0,0002 (0,0001)	0,00025 (0,0001)	0,0003 (0,0001)	0,0004 (0,0001)	0,0001 (0,0001)
ASALPUB	-0,035 (0,008)	-0,035 (0,007)	-0,05 (0,007)	-0,05 (0,006)	-0,048 (0,006)
ASALPRI	-0,021 (0,005)	-0,029 (0,005)	-0,04 (0,005)	-0,04 (0,004)	-0,031 (0,004)
INDUS	-0,014 (0,007)	-0,027 (0,006)	-0,024 (0,006)	-0,022 (0,006)	-0,04 (0,006)
CAS	-0,012 (0,005)	-0,0035 (0,004)	-0,013 (0,004)	-0,0084 (0,004)	-0,008 (0,004)
ESCALA	0,044 (0,001)	0,04 (0,001)	0,041 (0,001)	0,042 (0,001)	0,042 (0,001)
Número de observaciones					
Completas	375	436	426	471	469
Censuradas	2.364	2.662	2.668	2.697	2.598

Variable explicada: edad de jubilación. Entre paréntesis errores estándar.

No se introduce la variable CONST por no haber mujeres trabajando en la construcción.

6. Conclusiones

El objetivo de este trabajo es el análisis de los factores que influyen sobre la decisión de jubilarse para trabajadores de edad avanzada. Para ello se han utilizado modelos de duración que permiten estimar la edad de jubilación de trabajadores de edad avanzada en función de un vector de covariables. Se han utilizado datos transversales, incompletos en algunos casos, pero se ha integrado esta información utilizando modelos que permiten tratar variables censuradas.

Los resultados obtenidos a partir de datos de la EPA destacan por su extraordinaria estabilidad, ya que los modelos estimados para diversos años (1987-1991), con muestras completamente distintas, son muy semejantes. Esta estabilidad es esperable a priori, pues el fenómeno de la jubilación no debe sufrir grandes cambios a corto plazo, aunque éstos se produzcan a largo plazo.

Han resultado efectos favorables a la prolongación de la vida laboral el conjunto educación-renta, y el no ser asalariado, lo que indica que al menos un sector importante de la población reaccionaría retrasando su jubilación si esto fuera posible. Este resultado es compatible con los obtenidos por Hausman y Wise (1985) y Slade (1987).

Otro resultado interesante es la evidencia de una decisión conjunta de jubilación en las parejas en las que uno de los cónyuges, normalmente el hombre, alcanza la edad de jubilación. Según nuestros resultados, la mujer adelanta su edad de jubilación respecto al marido, lo cual coincide con la evidencia disponible en otros países (Hurd 1990b).

Finalmente, es necesario resaltar las limitaciones de los datos utilizados para estudiar estos modelos. Las encuestas tradicionales como las aquí empleadas, u otras importantes como la de Presupuestos Familiares, no contienen información sobre la edad de jubilación de un individuo ni datos sobre su actividad laboral antes de jubilarse o rentas antes y después de la jubilación. A pesar de ello, la calidad y estabilidad de los modelos ajustados es notable, por lo que se puede prever que cualquier mejora de los datos de partida supondrá una interesante aportación al estudio de este fenómeno.

Apéndice: Descripción de las muestras

Medias y desviaciones típicas para jubilados completos JCI

Variable	1987		1988		1989		1990		1991	
	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.
AES (Med.) (Desv.)	5.23 3.6	5.36 4.3	4.81 3.1	4.85 3.8	4.95 3.4	4.66 3.7	4.99 3.6	4.6 3.7	5.47 3.7	4.92 4
ASALPUB (Desv.)	.24 .43	.19 .40	.25 .43	.16 .37	.26 .44	.18 .38	.18 .38	.18 .38	.21 .41	.18 .39
ASALPRI (Desv.)	.40 .50	.41 .49	.43 .50	.39 .49	.38 .49	.44 .50	.44 .50	.41 .50	.43 .50	.40 .50
CONSTR (Desv.)	.08 .27		.07 .26		.08 .26		.07 .25		.06 .24	
INDUS (Desv.)	.22 .42	.16 .37	.24 .43	.09 .29	.25 .43	.12 .32	.26 .44	.09 .30	.23 .42	.07 .25
PARADOS (Desv.)	.05 .21	.001 .01	.01 .22		.06 .25	.02 .12	.05 .21	.02 .14	.04 .20	.0006 .08
EDAD (Desv.)	63 3.2	64.7 3	62.6 3.5	64.5 2.6	62.7 3.5	64 3.6	63 3.3	64.5 3.2	63.1 3.2	64 3
CAS (Desv.)	.91 .3	.44 .5	.90 .3	.49 .5	.89 .3	.50 .5	.89 .3	.48 .5	.89 .3	.48 .5
SOLT (Desv.)	0.5 .2	.28 .45	.04 .2	.25 .44	.06 2.	.31 46	.07 .3	.26 .44	.06 .2	.27 .44
VIUD (Desv.)	.3 .17	.26 .44	.5 .22	.24 .43	.5 .21	.17 .38	.3 .17	.23 .42	.4 .20	.23 .42
Observ.	532	108	595	111	608	124	578	141	550	147

Medias y desviaciones típicas para activos

Variable	1987		1988		1989		1990		1991	
	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.	Hom.	Muj.
AES (Med.)	5.30	4.81	5.42	4.83	5.40	4.85	5.49	4.97	5.57	5.04
(Desv.)	3.8	3.8	3.9	3.9	3.9	3.9	3.9	4.0	4.0	3.9
ASALPUB	.16	.13	.17	.15	.16	.15	.16	.16	.16	.16
(Desv.)	.37	.34	.38	.36	.37	.36	.36	.37	.37	.37
ASALPRI	.41	.31	.41	.31	.41	.31	.43	.31	.43	.33
(Desv.)	.49	.46	.49	.46	.49	.46	.49	.46	.49	.47
CONSTR	.08	.001	.08	.002	.09	.002	.10	.003	.11	.003
(Desv.)	.28	.004	.28	.005	.29	.005	.30	.006	.31	.005
INDUS	.21	.08	.19	.07	.20	.07	.21	.07	.20	.07
(Desv.)	.40	.27	.40	.26	.40	.26	.41	.25	.40	.26
EDAD	58.9	59.6	59	59.6	59	59.4	58.9	59.4	59	59.6
(Desv.)	3.2	3.8	3.2	3.7	3.2	3.6	3.1	3.6	3.2	3.6
CAS	.90	.62	.90	.62	.89	.63	.90	.64	.90	.64
(Desv.)	.30	.49	.30	.48	.31	.48	.30	.48	.31	.48
SOLT	.07	.20	.07	.20	.07	.18	.07	.18	.07	.18
(Desv.)	.25	.40	.25	.40	.26	.39	.26	.39	.26	.39
VIUD	.3	.16	.3	.15	.3	.15	.2	.14	.3	.15
(Desv.)	.16	.36	.16	.35	.16	.36	.16	.35	.16	.36
Observ.	7.066	2.364	7.362	2.662	7.565	2.668	7.519	2.697	7.330	2.598

Referencias

- Cox, D. R. (1972): Regression models and life tables (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society* B, 34.
- Cox, D. R., y Snell, E. J. (1968): A general definition of residuals. *Journal of the Royal Statistical Society* B, 30.
- Kalbfleisch, J. D., y Prentice, R. L. (1980): *The Statistical Analysis of Failure Data*. Wiley.
- Kaplan, E. L., y Meier, P. (1958): «Nonparametric estimation from incomplete observations», *Journal of the American Statistical Association* 53, pp. 457-481.
- Kiefer, N. M. (1988): «Economic duration data and hazard functions», *Journal of Economic Literature* 26.
- Hausmann, J. A., y Wise, D. A. (1985): «Social security, health status and retirement», en *Pensions, Labor and Individual Choice*, D. A. Wise (ed.) Univ. of Chicago Press.
- Hurd, M. D. (1990a): «Research on the elderly: economic status, retirement and consumption and caving», *Journal of Economic Literature* 28.
- Hurd, M. D. (1990b): «The joint retirement decision of husbands and wives», en *Issues in the Economics of Aging*, D. A. Wise (ed.) Univ. of Chicago Press.
- Lancaster, T., y Chesher, A. (1985): «Residual analysis for censored duration data» *Economics Letters* 18, pp. 35-38.
- Lawless, J. F. (1982): *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, Wiley.
- Nalebuff, B., y Zeckhauser, R. J. (1985): «Pensions and retirement decision», en *Pensions, Labor and Individual Choice*, D. A. Wise (ed.) Univ. of Chicago Press.
- Ruhm, C. J. (1990): «Bridge jobs and partial retirement», *Journal of Labor Economics* 8.

- Slade, F. P. (1987): «Retirement status and state dependence: a longitudinal study of older men, *Journal of Labor Economics* 5.
- Schultz, J. H. (1992): *The Economics of Aging*, Auburn House.
- Villagarcía, T. (1995): «¿Existe un sesgo de inactividad en la encuesta de población activa?», Documento de Trabajo. Univ. Carlos III de Madrid.

Abstract

This article examines the labor supply of elderly workers using duration models with censored observations. We estimate the effects of relevant variables on the retirement age. The results are shown to be very stable over the period 1987-1991.

Recepción del original, octubre de 1994
Versión final, enero de 1995