

# Una estimación actuarial del coste individual de las pensiones de jubilación y viudedad: Concurrencia de pensiones del Sistema de la Seguridad Social español \*

ESTEFANÍA ALAMINOS <sup>a</sup>, MERCEDES AYUSO <sup>a\*\*</sup>

<sup>a</sup> *Universidad de Barcelona, Facultad de CC.EE., c/ Diagonal, 690, 08034 Barcelona, España. E-mail: estefaniaalaminos@outlook.com, mayuso@ub.edu*

## RESUMEN

La creciente incorporación de la mujer al mercado laboral hará que cada vez haya más beneficiarios que incurran en concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad. En el trabajo se estima el coste individual esperado asociado a concurrencia de pensiones mediante un modelo actuarial de múltiples estados. Para los hombres, del total de pensión que cobrarán desde el momento de la jubilación un 23,01% estará asociado a concurrencia, ascendiendo al 52,87% para las mujeres. La probabilidad de supervivencia de las personas casadas es superior a la de las personas viudas, a cualquier edad desde los 65 años, para ambos géneros.

*Palabras clave:* Concurrencia de pensiones, estado civil, modelo actuarial multiestado, cadenas de Markov, coste individual esperado.

## An Actuarial Estimation of the Individual Cost of Retirement and Widowhood Pension: An Application to the Spanish Case

## ABSTRACT

The increasing participation of women in the labour market will lead to increasing numbers of those eligible for concurring retirement and widows' pensions. In this paper we have estimated the expected individual cost for concurrence of pensions using a multi-state actuarial model. The overriding conclusion obtained herein is namely that in the case of men, once they retire, 23,01% of payments will be of a concurrent nature, whereas among women, this rises to 52,87%. Those over 64s reaching retirement and still married are likely to live longer than those of the same age, who are widows or widowers.

*Keywords:* Concurrence Of Pensions, Marital Status, Multiple State Actuarial Model, Markov Chains, Expected Individual Cost.

Clasificación JEL: C18, H55, J11, J12, J14, J26

---

\* *Este trabajo ha obtenido el Premio Bernardo Pena 2015 en el XXVIII Congreso Internacional de Economía Aplicada Asepelet*

\*\* *M. Ayuso agradece la ayuda recibida del Ministerio de Economía y Competitividad ECO2012-35584.*

Artículo recibido en abril de 2015 y aceptado en julio de 2015

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-33311

## 1. INTRODUCCIÓN

El progresivo envejecimiento de la población española, la llegada a la edad de jubilación de las cohortes nacidas durante el *baby-boom* español<sup>1</sup>, y la creciente incorporación de la mujer al mercado laboral (Moreno *et al.*, 2009; Montero y Mondéjar, 2005; Gómez y Martí, 2004; Instituto Nacional de Estadística<sup>2</sup>, 2014), hará que cada vez haya más beneficiarios que incurran en concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad, siendo estos pensionistas mayoritariamente mujeres ya que cuentan con una mayor esperanza de vida. Se da concurrencia de pensiones cuando un mismo individuo es beneficiario de varias pensiones del sistema de la Seguridad Social (artículo 9, Real Decreto 1107/2014<sup>3</sup>), perceptores conocidos como pluripensionistas (De las Heras Camino, 2012). La necesaria garantía de sostenibilidad del sistema de la Seguridad Social hace relevante cuantificar el impacto que la concurrencia de pensiones puede tener sobre las cuentas de la Seguridad Social, fundamentalmente teniendo en cuenta el incremento esperado del número de pensiones de jubilación por el aumento de la esperanza de vida (Ayuso y Holzmann, 2014a).

El hecho de que en el futuro se espere un mayor número de pluripensionistas y que estos sean en su mayoría mujeres, queda justificado por dos motivos. Uno, las mujeres son las que cuentan con una mayor esperanza de vida (Ayuso y Holzmann, 2014b,c) y en segundo lugar, por la progresiva incorporación de la mujer al mercado laboral. Según el INE (2014), la brecha de género relativa a la participación en el mercado de trabajo de hombres y mujeres sigue una tendencia descendente. Montero y Mondéjar (2005) también hacen eco de la disminución de la brecha de género entre las tasas de actividad de hombres y mujeres. Gómez y Martí (2013) igualmente ponen de manifiesto este creciente ritmo de participación por parte del colectivo femenino. Las proyecciones apuntan a que la participación de la mujer en el mercado laboral español se acercará a la media europea. Sin embargo, a pesar de que en los últimos años las tasas de actividad de las mujeres se han acercado a las de los hombres, las bases de cotización de las mujeres aún siguen siendo inferiores, y es que las mujeres suelen ocupar puestos de trabajo más precarios y cuentan con carreras laborales más cortas debido fundamentalmente a las interrupciones por cuidado de familiares.

La pensión de jubilación en su modalidad contributiva es una prestación económica de naturaleza vitalicia cuyo reconocimiento está sujeto al cumplimiento de unos requisitos por parte del causante, entre ellos, el de contar con un

---

<sup>1</sup> El periodo del *baby-boom* español se fija entre 1957 y 1977 (Castro, 2000).

<sup>2</sup> En adelante INE.

<sup>3</sup> Real Decreto 1107/2014, de 26 de diciembre, sobre revalorización de las pensiones del sistema de la Seguridad Social y de otras prestaciones sociales públicas para el ejercicio 2015.

período mínimo de cotización (Real Decreto Legislativo 1/1994<sup>4</sup>). Por otro lado, la pensión de viudedad se encuadra dentro de las prestaciones denominadas de muerte y supervivencia, cuyo objeto es paliar la situación de necesidad que les surge a algunas personas al fallecimiento de otras de las que dependían económicamente. En este último caso, las figuras de causante y beneficiario no coinciden como ocurre en el caso de la pensión de jubilación. El devengo de la pensión de viudedad, sujeto al cumplimiento de requisitos tanto por parte del causante como del beneficiario, se produce al fallecimiento del individuo que reunía el periodo de cotización exigido, o que se encontraba percibiendo una pensión de jubilación contributiva o una pensión de incapacidad permanente. El beneficiario es el cónyuge superviviente o los separados judicialmente o divorciados.

El origen de la pensión de viudedad fue el de aliviar la situación de desamparo económico que le surgía a la mujer al fallecimiento del cónyuge del que dependía económicamente. En los últimos años algunos trabajos han cuestionado la figura de la pensión de viudedad tal y como está definida, ya que el rol de la mujer en la sociedad ha cambiado, contando cada vez con un papel más protagonista. Ello supone que las mujeres también serán receptoras de la pensión de jubilación por la que han cotizado. Este hecho unido a que son éstas las que cuentan con una mayor esperanza de vida -lo que conlleva a que serán las principales beneficiarias de la pensión de viudedad- hace que en el futuro se espere un mayor número de mujeres receptoras de ambas prestaciones. Además, resaltar la repercusión que la pensión de viudedad puede causar en el sistema en un futuro (Tortuero Plaza, 2010; Ayuso *et al.*, 2013).

Los trabajos más recientes evidencian la necesidad de adaptar dicha figura a los patrones de la sociedad actual. Las últimas medidas adoptadas han endurecido las condiciones de acceso para los casos de parejas de hecho, separación o divorcio y se han mejorado las cuantías para las personas con rentas bajas (Salvador, 2013). En general, en los demás países de la Unión Europea se han endurecido los requisitos de acceso a la prestación (Monticone *et al.*, 2008; CECS, 2010). En el Informe España (CECS, 2010), se plantea exigir periodos de convivencia más largos con el fin de impedir uniones convenidas. Además, este informe propone la adecuación de la pensión a cada caso particular, es decir, a las necesidades del cónyuge superviviente. Algunos autores consideran la puesta en marcha de una prestación de viudedad similar a la imperante en el modelo alemán *splitting* (López Lerma y Pozuelo, 2009) de trasvase de cuotas (Hernández *et al.*, 2011), o implementar dicho modelo para los casos de separación, divorcio o nulidad matrimonial (Kahale, 2011). Otros estudios plantean el acceso a la prestación sólo en caso de que el beneficiario dependiese económicamente

---

<sup>4</sup> Real Decreto Legislativo 1/1994, de 20 de junio, por el que se aprueba el Texto Refundido de la Ley General de la Seguridad Social (Vigente hasta el 01 de Junio de 2015).

camente del causante (Ahn y Felgueroso, 2007) o descontar las prestaciones ya consumidas por el causante de la pensión de viudedad (Sanabria y Hernández, 2010).

En cuanto a concurrencia de pensiones (Real Decreto 1045/2013), el percibo de la pensión de viudedad es compatible con la percepción de cualquier otro tipo de prestación quedando únicamente limitada por la introducción del importe máximo de las prestaciones de la Seguridad Social<sup>5</sup> (CECS, 2010). El percibo de la pensión de viudedad es compatible con la percepción de rentas del trabajo (RDL 1/1994) e incompatible con el reconocimiento de otra pensión de viudedad (Ley 52/2003).

La Ley 40/2007<sup>6</sup>, introdujo la figura de la pareja de hecho como posible beneficiaria de la pensión de viudedad, siempre que el superviviente de la pareja cumpla con los requisitos estipulados en dicha ley, la cual dio nueva redacción al artículo 174 del Real Decreto Legislativo 1/1994, que regula la pensión de viudedad. Aunque según el INE (nota de prensa 12/12/2013 sobre el Censo de Población y Viviendas) el número de parejas de hecho en España se ha incrementado en un 195,8% en los últimos años, el número de parejas de derecho es claramente superior. Este dato nos hace pensar que en el futuro la unión mediante pareja de hecho será más frecuente en España. Sin embargo, debido a la escasa proporción que representan actualmente<sup>7</sup>, no se tendrán en cuenta en este estudio.

El objetivo de este trabajo es doble. Por un lado, se estiman las probabilidades de supervivencia y fallecimiento de los colectivos de personas casadas y viudas en España a partir de los 65 años de edad. Por otro lado, una vez obtenidas las probabilidades de supervivencia para estos colectivos, se estima el coste esperado por individuo en el caso de concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad del sistema de la Seguridad Social.

La estructura del trabajo es la siguiente. En primer lugar se analiza la cifra de pluripensionistas en España calculados a partir de los datos ofrecidos por el Anuario de Estadísticas del Ministerio de Empleo y Seguridad Social así como los principales datos sobre la evolución de las altas de jubilación y viudedad, y pensiones medias por ambos conceptos. A continuación se propone en la metodología un modelo actuarial de múltiples estados para contemplar los diferentes

---

<sup>5</sup> Tope máximo establecido anualmente por ley según los Presupuestos Generales del Estado. Para el año 2015 los importes máximos y mínimos de pensiones en su modalidad contributiva los podemos encontrar en la Ley General de Seguridad Social (Real Decreto Legislativo 1/1994, Ley 36/2014 y RD 1107/2014).

<sup>6</sup> Ley 40/2007, de 4 de diciembre, de medidas en materia de Seguridad Social.

<sup>7</sup> Si la población censada casada en 2011 la desagregamos por tipo de pareja, la mayor parte de la población casada de más de 65 años está constituida como pareja de derecho, mientras que el peso que tienen las parejas de hecho en dicha población es casi nulo.

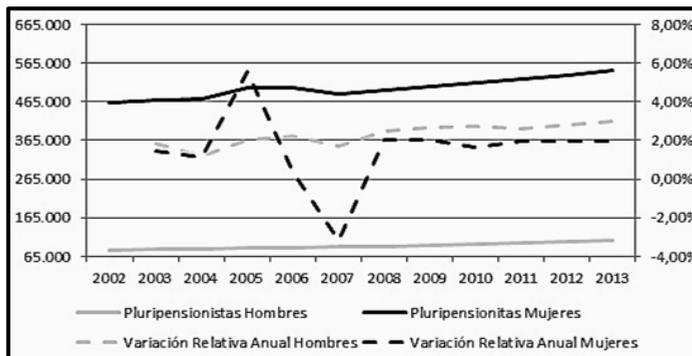
estados civiles considerados y las transiciones entre ellos. Posteriormente, las probabilidades obtenidas se utilizan para cuantificar el coste esperado por individuo de la concurrencia de pensiones, teniendo en cuenta que inicialmente, en el momento de la jubilación, el individuo está casado, y que puede enviudar, teniendo derecho a la pensión de viudedad que genera el fallecimiento del cónyuge, siempre que reúna los requisitos necesarios para generar dicha pensión. Tras este apartado se exponen los principales resultados de nuestro estudio. El artículo finaliza extrayendo las principales conclusiones del trabajo.

## 2. PENSIONES DE JUBILACIÓN Y VIUEDAD EN ESPAÑA

La evolución del número de pluripensionistas por género en España desde el año 2002 hasta el año 2013, tanto en términos absolutos como en términos de variación relativa, aparece reflejada en la Figura 1.

**Figura 1**

Evolución del número de pluripensionistas por género en términos absolutos y variación relativa anual. Serie 2002-2013



*Fuente:* Elaboración propia a partir de los datos del Anuario de Estadísticas del Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

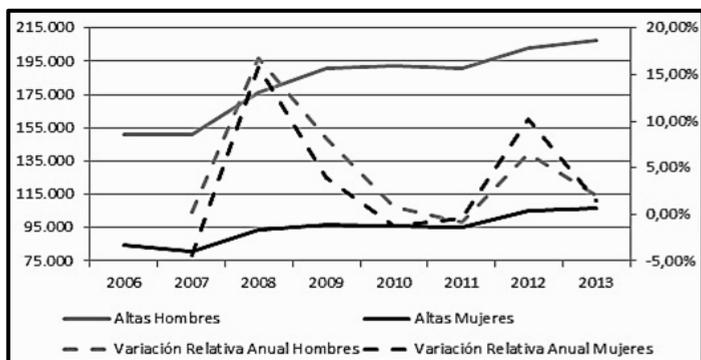
La trayectoria de ambas series ha sido creciente durante los once años de estudio, pero la diferencia entre género es muy acusada debido a que las mujeres son las principales beneficiarias de la pensión de viudedad (por lo que el número de pluripensionistas es mayoritariamente femenino). Las mujeres perceptoras de ambas pensiones han pasado de 462.300 en 2002 a 545.922 en 2013, mientras que el número de hombres ha pasado de 81.300 a 104.377 durante el mismo periodo. No obstante, aunque el colectivo de pluripensionistas está constituido mayoritariamente por mujeres (80% aproximadamente en el periodo de estudio), el número de varones pluripensionistas aumenta año tras año. Este hecho sería causado por el incremento en el número de mujeres casa-

das perceptoras de pensión de jubilación que a su fallecimiento generan el derecho a pensión de viudedad a su cónyuge.

En relación al número total de pensionistas<sup>8</sup>, en 2013, un 13,79% de las pensionistas femeninas son pluripensionistas de jubilación y viudedad, mientras que en el caso de los hombres este porcentaje es del 2,44%. En términos relativos, el aumento en el número de hombres pluripensionistas está siendo más acusado (Figura 1), ya que la variación interanual ha pasado del 1,85% en 2003 al 2,97% en 2013. Las mujeres, han registrado en ocasiones una variación interanual inferior a cero (2007 y 2011), y han finalizado con una variación de un 1,99% para el 2013 respecto al 2012.

**Figura 2**

Evolución del número de altas iniciales en pensión de jubilación por género en términos absolutos y variación relativa anual. Serie 2006-2013



Fuente: Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

El número de altas de pensiones de jubilación ha ido aumentando en el periodo analizado y se espera que continúe aumentando en los próximos años (según estimaciones de la Seguridad Social 2013, el número de pensiones pasará de los 9.000.000 en 2013 a 15.000.000 en 2050). El incremento se observa tanto para hombres como para mujeres. El número de altas de pensiones de jubilación para los hombres ha aumentado en un 37,56% entre 2006 y 2013<sup>9</sup> y en el caso de las mujeres en un 26,62% para el mismo periodo. Tal y como se observa en la Figura 2, los hombres han sido los que más altas de jubilación han

<sup>8</sup> Entendiéndose por pensionistas, aquéllos perceptores de pensiones contributivas del sistema de la Seguridad Social, ya sean beneficiarios de pensiones derivadas (viudedad, orfandad o favor familiar) o pensiones relacionadas con la actividad profesional (jubilación o incapacidad permanente).

<sup>9</sup> El Anuario de Estadísticas de la Seguridad Social ofrece datos del número de altas en pensiones detallados por sexo y edad a partir del año 2006. Es por ello, que esta serie temporal es más corta que la del número de pluripensionistas.

causado a lo largo del histórico para el que se tienen datos. Los varones han pasado de 150.807 altas iniciales en 2006 a 207.450 altas durante el año 2013. Las mujeres, por su parte, causaron 84.229 altas en el año 2006 y 106.739 en 2013.

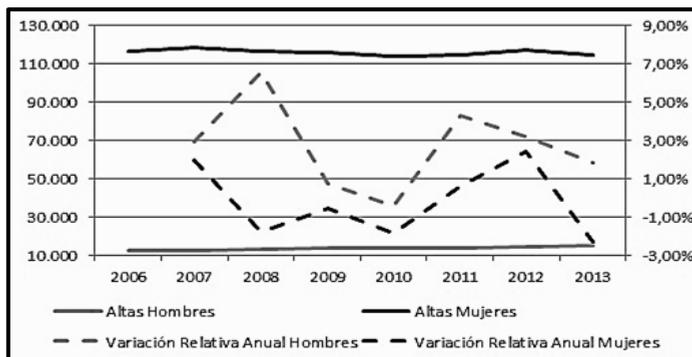
En la Figura 2 también se ilustra la variación relativa del número de altas por género. Ambos colectivos presentan la mayor variación interanual en 2008 respecto a 2007, con una variación de 16,73% en el caso de los hombres y de 15,75% en el caso de las mujeres. En el 2013 la variación es del 2,06% y del 1,54% para hombres y mujeres respectivamente, respecto a los datos observados en 2012.

En la Figura 3 se muestra la evolución del número de altas iniciales de viudedad, la cual ha seguido una trayectoria estable, sin embargo, en este caso son las mujeres las que ocasionan un mayor número de altas, siendo la diferencia entre géneros muy destacada. El número de altas iniciales de viudedad ha pasado de 116.545 en 2006 a 114.728 en 2013 para el caso femenino y en el caso de los varones ha pasado de 12.242 a 14.773 respectivamente. El número de altas iniciales de viudedad ha descendido en un 1,56% en el periodo 2006-2013 para el caso femenino, mientras que el número de hombres a los que se le ha reconocido por primera vez el derecho a percibir la correspondiente pensión de viudedad ha aumentado en un 20,67% durante el periodo analizado.

En términos de la variación relativa interanual en el número de altas iniciales de viudedad (Figura 3), se observa como los hombres han tenido una variación relativa superior a la de las mujeres. Los hombres han alcanzado la mayor variación anual en 2008 (6,55%) y las mujeres en 2012 (2,42%).

**Figura 3**

Evolución del número de altas iniciales en pensión de viudedad por género en términos absolutos y variación relativa anual. Serie 2006-2013



Fuente: Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

La evolución de la pensión media por jubilación, viudedad y ambas presta-

ciones aparece recogida en la Tabla 1. Los hombres perciben, en términos de pensión media, una cuantía superior en concepto de concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad, debido a que son ellos los que perciben una cuantía superior en concepto de jubilación. También se puede apreciar como en el caso de viudedad son las mujeres las que perciben un importe superior al de los hombres. Las brechas de género han aumentado tanto en jubilación, a favor de los hombres, como en el caso de viudedad, a favor del colectivo femenino.

**Tabla 1**

Evolución de la pensión media de jubilación, viudedad y concurrencia de pensiones, por género (en euros). Serie 2002-2013

Año	Jubilación			Viudedad			Concurrencia*		
	Hombre	Mujer	Brecha	Hombre	Mujer	Brecha	Hombre	Mujer	Brecha
2002	678,83	420,50	258,33	298,68	375,22	-76,54	977,51	795,72	181,79
2003	717,77	441,90	275,87	321,68	403,45	-81,77	1.039,45	845,35	194,10
2004	744,13	457,11	287,02	353,77	437,27	-83,50	1.097,90	894,38	203,52
2005	790,25	482,03	308,22	369,24	461,37	-92,13	1.159,49	943,40	216,09
2006	840,19	503,68	336,51	383,68	483,39	-99,71	1.223,87	987,07	236,80
2007	885,17	529,05	356,12	396,76	505,63	-108,87	1.281,93	1.034,68	247,25
2008	950,99	565,19	385,80	416,36	537,19	-120,83	1.367,35	1.102,38	264,97
2009	998,56	592,42	406,14	430,76	562,90	-132,13	1.429,32	1.155,32	274,00
2010	1.034,15	614,24	419,91	440,13	581,45	-141,31	1.474,29	1.195,69	278,60
2011	1.070,95	637,13	433,82	449,21	596,66	-147,45	1.520,17	1.233,79	286,37
2012	1.106,65	662,42	444,22	457,81	612,44	-154,63	1.564,46	1.274,86	289,60
2013	1.143,32	691,61	451,70	469,26	629,01	-159,75	1.612,58	1.320,62	291,96

(\*) Calculada como la suma de las pensiones medias de jubilación y viudedad.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Anuario de Estadísticas del Ministerio de Empleo y Seguridad Social. 2002-2013.

### 3. METODOLOGÍA<sup>10</sup>

La notación es la habitual en estadística actuarial (Ayuso *et al.*, 2007) y en demografía. Seguimos una metodología similar a la utilizada en Haberman y Pitacco (1999) y en Artís *et al.* (2007), pero adecuado en este caso al cálculo de tablas de mortalidad para la población española mayor de 65 años de edad, teniendo en cuenta dos categorías para el estado civil: casado o viudo<sup>11</sup>. La estimación de estas tablas es fundamental en nuestro estudio: queremos calcular la probabilidad de que una persona casada perceptora de la pensión de jubilación pase a estar viuda, percibiendo a partir de ese momento de manera simultánea la correspondiente pensión de viudedad. Los resultados obtenidos en primer lugar en nuestro trabajo nos permiten calcular la probabilidad de que una per-

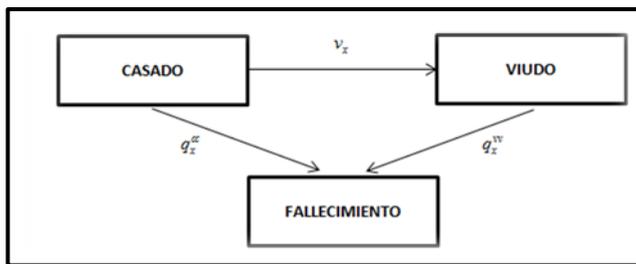
<sup>10</sup> Véase Alaminos y Ayuso (2015) para un desarrollo detallado de la metodología empleada.

<sup>11</sup> Aunque el total de la población censal en España se desagrega por estado civil en solteros, casados, viudos, separados y divorciados, los estados civiles propios de nuestro estudio son casados y viudos, por lo que nuestra población estará formada por ambos colectivos.

sona jubilada permanezca casada al cabo de un periodo de tiempo, o que por el contrario, haya enviudado. La estimación de tablas de mortalidad por estado civil (casado, viudo) proporciona el primer resultado de nuestra investigación, calculadas en base al Censo más reciente para la población española, el Censo 2011.

El modelo actuarial que vamos a desarrollar contempla tres estados (Figura 4). En el estado uno el individuo está casado, en el estado dos el individuo está viudo y en el estado tres el individuo ha fallecido. El colectivo de casados de nuestro modelo no contempla entradas nuevas de individuos, y tiene dos causas de salida, o por fallecimiento del casado como casado, o por viudedad. El colectivo de viudos tiene una causa de entrada, los individuos casados que enviudan, y una causa de salida, la muerte del individuo<sup>12</sup>.

**Figura 4**  
Modelo casado-viudo



Fuente: Elaboración propia.

La definición exhaustiva de todas las probabilidades calculadas y de las relaciones entre las mismas puede encontrarse en Alaminos y Ayuso (2015).

La edad inicial de estudio en nuestra modelización es la edad de jubilación, momento en el cual suponemos que el colectivo teórico de partida es el de personas casadas. Sobre este colectivo modelizamos la probabilidad de salida por cada una de las causas consideradas (fallecimiento y viudedad) teniendo en cuenta los datos obtenidos del censo de población por estado civil. En el modelo establecemos dos hipótesis de partida. En primer lugar suponemos que el individuo una vez haya enviudado no volverá a casarse (la probabilidad de retorno desde viudo a casado es cero)<sup>13</sup>. Como segunda hipótesis establecemos que el individuo es susceptible de sufrir la contingencia de viudedad en cualquier mo-

<sup>12</sup> Se trata, por tanto, de un modelo de estados permanentes, en el que establecemos como restricción de partida que los individuos viudos no vuelven a casarse.

<sup>13</sup> Dado que estamos trabajando con colectivos de individuos mayores de 65 años, cabe suponer que la probabilidad de casarse una vez se ha enviado es muy baja.

mento del tiempo (a cualquier edad)<sup>14</sup>. Las probabilidades que calcularemos serán para un individuo de edad  $x$ , la probabilidad de que sobreviva en el mismo estado al cabo de un año (casado  $p_x^{cc}$  o viudo  $p_x^{vv}$ ), la probabilidad de que cambie de estado (que enviude  $p_x^{cv}$ ), o la probabilidad de que fallezca (casado  $q_x^c$  o viudo  $q_x^v$ ).

Para calcular actuarialmente el coste individual por concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad desarrollamos cadenas de Markov no homogéneas en tiempo discreto, conducentes a la obtención de las probabilidades del modelo. Sea el proceso  $S(y); y = x, x + 1, \dots$  una cadena de Markov no homogénea discreta, donde  $x$  es la edad ordinaria de jubilación, entonces:

$$p_y^{cc} = \Pr\{S(y+1) = c \mid S(y) = c\}$$

$$p_y^{cv} = \Pr\{S(y+1) = v \mid S(y) = c\}$$

$$p_y^{vv} = \Pr\{S(y+1) = v \mid S(y) = v\}$$

Donde  $p_y^{cc}$  es la probabilidad de que un individuo casado de edad  $y$  sobreviva como casado al cabo de un año,  $p_y^{cv}$  es la probabilidad de que un individuo casado de edad  $y$  sobreviva como viudo al cabo de un año y  $p_y^{vv}$  es la probabilidad de que un viudo de edad  $y$  sobreviva como viudo al cabo de un año. Siendo  $q_y^c$ , la probabilidad anual de fallecimiento de un casado de edad  $y$  ( $q_y^c = q_y^{cc} + q_y^{cv}$ ). La matriz de probabilidades anuales de transición del proceso se ilustra en la Figura 5 (matriz triangular superior).

**Figura 5**

Matriz de probabilidades anuales de transición del proceso

	<b>c</b>	<b>v</b>	<b>d</b>
<b>c</b>	$p_y^{cc}$	$p_y^{cv}$	$q_y^c$
<b>v</b>	0	$p_y^{vv}$	$q_y^v$
<b>d</b>	0	0	1

Fuente: Elaboración propia.

<sup>14</sup> Adicionalmente para calcular las probabilidades de transición entre estados suponemos dos hipótesis: i) que la contingencia de viudedad sigue una distribución uniforme en el intervalo  $[x, x+1]$ , por lo que el cambio de estado de casado a viudo se produce a mitad de año, y ii) las personas que enviudan durante un periodo están sometidas a la misma probabilidad de fallecimiento que las que se encontraban viudas al inicio de dicho periodo. Para más información, véase Alaminos y Ayuso (2015).

Mediante las relaciones de Chapman-Kolmogorov definidas en (1) podemos obtener de manera genérica la probabilidad de que un individuo casado de edad  $y$  enviude considerando diferentes temporalidades  $h$ ,

$$\begin{aligned}
 {}_h P_y^{cc} &= {}_{h-1} P_y^{cc} P_{y+h-1}^{cc} \\
 {}_h P_y^{vv} &= {}_{h-1} P_y^{vv} P_{y+h-1}^{vv} \\
 {}_h P_y^{cv} &= {}_{h-1} P_y^{cv} P_{y+h-1}^{vv} + {}_{h-1} P_y^{cc} P_{y+h-1}^{cv} = \sum_{r=1}^h \left( {}_{h-r} P_y^{cc} P_{y+h-r}^{cv} \prod_{g=1}^{r-1} P_{y+h-r+g}^{vv} \right)
 \end{aligned} \tag{1}$$

con  $r = 1, 2, \dots, h$  y  $g = 1, 2, \dots, r - 1$ . La probabilidad de que un individuo casado continúe casado al cabo de  $h$  años,  ${}_h P_y^{cc}$ , puede escindirse en el producto de probabilidades de temporalidad inferior a  $h$ , y lo mismo ocurre para el caso de la probabilidad temporal de supervivencia de un individuo viudo,  ${}_h P_y^{vv}$ . Así, la probabilidad de que un individuo casado sobreviva como viudo al cabo de  $h$  años, debe contemplar todos los posibles cambios de estado por los que puede pasar el individuo durante los  $h$  periodos.

Una vez obtenida la probabilidad temporal de cambio de estado de casado a viudo, podemos calcular el valor actual actuarial del pago por pensiones para un individuo pluripensionista de edad  $y$ . En la fórmula se contempla que el individuo pueda percibir únicamente la pensión contributiva de jubilación o dicha pensión junto a la pensión de viudedad. Por tanto, el coste está condicionado a la supervivencia del individuo como jubilado a dicha edad,  $S(y) = j$  según (2).

$$\begin{aligned}
 C_j(0, \omega) &= \sum_{h=1}^{\omega-y} \left[ aq^{h-1} {}_h P_y^{cc} v^h + (a+b)q^{h-1} {}_h P_y^{cv} v^h \right] \\
 &= \sum_{h=1}^{\omega-y} \left[ aq^{h-1} {}_h P_y^{cc} v^h + (a+b)q^{h-1} \sum_{r=1}^h \left( {}_{h-r} P_y^{cc} P_{y+h-r}^{cv} \prod_{g=1}^{r-1} P_{y+h-r+g}^{vv} \right) v^h \right]
 \end{aligned} \tag{2}$$

Los límites del sumatorio indican las diferentes temporalidades denotadas por  $h$ , con  $h = 1, \dots, \omega - y$ , siendo  $\omega$  el infinito actuarial;  $v^h$  es el factor de actualización financiero  $v = (1+i)^{-1}$  siendo  $i$  el tipo de interés técnico o de actualización<sup>15</sup>. Las cuantías de las pensiones medias por jubilación y por viudedad,  $a$  y  $b$ , no son rentas constantes, sino que evolucionarán anualmente según la revalorización establecida para las pensiones contributivas del sistema de la Seguridad Social, en la Ley de Presupuestos Generales del Estado del ejercicio correspondiente. Por tanto, los pagos por pensiones son rentas

<sup>15</sup> Para el ejercicio 2015, el tipo de interés de actualización queda fijado en el 3 por ciento (Orden TAS/4054/2005).

variables en progresión geométrica a razón  $q$  (porcentaje de revalorización establecido<sup>16</sup>). Además, los pagos por pensiones son rentas inmediatas (su valoración coincide con el momento inicial de los pagos), son vitalicias (su duración está ligada a la supervivencia del individuo beneficiario de la pensión), son pospagables (los términos vencen al final del periodo) y como ya se ha comentado, de cuantía variable en progresión geométrica según una tasa de revalorización anual acumulativa.

#### 4. DATOS

Para llevar a cabo el análisis se han utilizado las series de personas casadas y viudas mayores de 65 años obtenidas del Censo de Población y Viviendas 2011 (INE, 2012), así como el número de defunciones en cada uno de estos estados obtenido de las Estadísticas de defunciones del INE. El número de personas que han enviudado en cada edad se ha estimado teniendo en cuenta la evolución del número de personas casadas entre una edad y la siguiente, una vez descontadas las personas fallecidas como casadas (obtenidas de las Estadísticas de Defunciones del INE). El colectivo de personas viudas a cada edad se ha estimado teniendo en cuenta el total de personas inicialmente viudas a los 65 años de edad -48.630 individuos<sup>17</sup> según las cifras del INE- e incorporando las personas que cambian de estado de casado a viudo entre una edad y la siguiente. Los datos brutos presentados quinquenalmente<sup>18</sup> de la población casada mayor de 65 años según los datos del Censo 2011, se presentan en la Tabla 2.

**Tabla 2**  
Población casada por sexo y edad, Censo 2011

Edad	Total	Varón	Mujer
65 - 69	1.606.455	845.445	761.015
70 - 74	1.188.985	641.515	547.470
75 - 79	1.084.845	603.405	481.445
80 - 84	619.170	373.475	245.695
85 - 89	234.060	153.910	80.150
90 - 94	52.445	36.485	15.940
95 - 100	9.415	5.740	3.675

Fuente: Censo de Población y Viviendas 2011, INE base.

Los efectos de la guerra civil española (1936-1939) y la posguerra (1939-1959) en la distribución de la población por edades quedan recogidos en la Fi-

<sup>16</sup> En el ejercicio 2015, el índice de revalorización de las pensiones se establece en un 0,25 por ciento (Ley 36/2014 y Real Decreto 1107/2014).

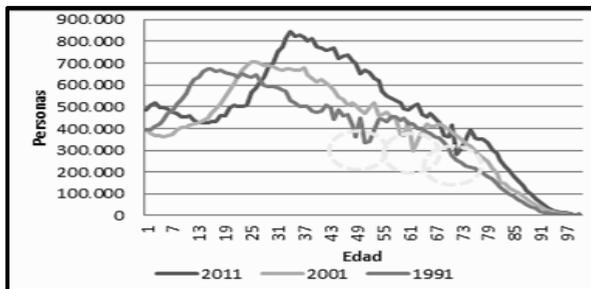
<sup>17</sup> Se trata de personas que han adquirido la condición de viudedad antes de alcanzar los 65 años de edad.

<sup>18</sup> Cada intervalo de edad contiene el agregado del número de casados para cada edad.

gura 6. En la misma reflejamos las caídas y posteriores repuntes en la población producidos por el hecho de que muchos nacimientos ocurridos durante la guerra fueron inscritos en el año 1940 aproximadamente, al término de la misma. Durante la década de los 40, la natalidad no siguió un patrón de comportamiento estable (Castro, 2001). El efecto de este fenómeno afecta actualmente a la población mayor de 65 años, fundamentalmente entre los 70 y los 75 años de edad, y por lo tanto a nuestro análisis. El comportamiento de la población casada censada en España (graficada por género en la Figura 7) pone de manifiesto una reducción comparativamente más pequeña en el colectivo de casados en la franja entre 75 y 79 años de edad.

**Figura 6**

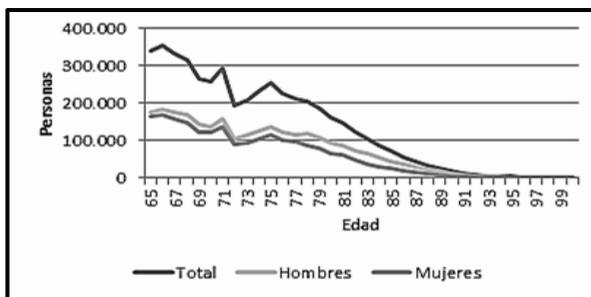
Población total censada en España, Censos 1991, 2001 y 2011. Datos brutos



Fuente: INE base.

**Figura 7**

Población casada censada en España, Censo 2011. Datos brutos



Fuente: INE base.

## 5. RESULTADOS

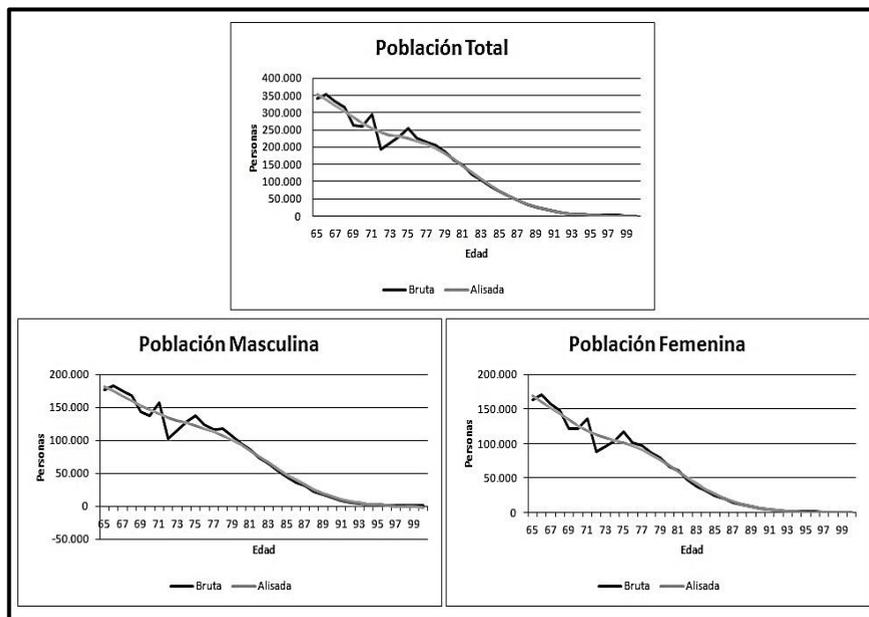
### 5.1. Probabilidades de fallecimiento, supervivencia y transición entre estados

Los cálculos se han realizado de manera separada para hombres y mujeres,

teniendo en cuenta la diferente esperanza de vida para ambos colectivos. La serie inicial de casados (Figura 7) desagregada por género (colectivo del que parte el análisis, recordemos que partimos de colectivos de 65 años que suponemos inicialmente casados) ha sido suavizada mediante un spline cúbico<sup>19</sup> con el objetivo de eliminar las irregularidades observadas en las edades comentadas en el apartado anterior (véase Figura 8). Adicionalmente, las probabilidades de fallecimiento de las personas casadas y viudas ( $q_x^{cc}, q_x^{vv}$ ) se han estimado por género, utilizando los datos del Censo 2011 y de las Estadísticas de Defunciones para el mismo año. Estas probabilidades brutas han sido ajustadas exponencialmente con el propósito de eliminar, fundamentalmente, las irregularidades en las edades avanzadas<sup>20</sup>.

**Figura 8**

Población casada Censo 2011. Series bruta y alisada mediante un spline cúbico



Fuente: Elaboración propia.

<sup>19</sup> Green y Silverman, 1993.

<sup>20</sup> Las curvas estimadas para cada una de las probabilidades han sido las siguientes: Casados:  $q_x^{cc} = (4,49 \cdot 10^{-6})e^{0,11x}$ ;  $R^2 = 96,30\%$  (total);  $q_x^{cc} = (1,02 \cdot 10^{-5})e^{0,11x}$ ;  $R^2 = 97,28\%$  (hombres) y  $q_x^{cc} = (1,14 \cdot 10^{-6})e^{0,13x}$ ;  $R^2 = 94,51\%$  (mujeres). Viudos:  $q_x^{vv} = (1,73 \cdot 10^{-6})e^{0,13x}$ ;  $R^2 = 98,98\%$  (total);  $q_x^{vv} = (3,15 \cdot 10^{-5})e^{0,10x}$ ;  $R^2 = 98,33\%$  (hombres) y  $q_x^{vv} = (5,49 \cdot 10^{-7})e^{0,14x}$ ;  $R^2 = 99,33\%$  (mujeres).

Las probabilidades estimadas de muerte y supervivencia, y de transiciones entre estados, obtenidas a partir de la metodología presentada en el apartado 3, quedan recogidas en las Tablas 3, 4 y 5. Aunque los cálculos se han realizado para todas las edades, los resultados han sido expuestos por grupos de edades quinquenales<sup>21</sup>. Se observa que las mujeres tienen una probabilidad de supervivencia mayor a la de los hombres, tanto en los estados puros como durante la transición.

**Tabla 3**  
Tabla de mortalidad sin desagregación por género, 2011

$x$	Casados		Viudos		Transición		
	$q_x^{cc}$	$p_x^{cc}$	$q_x^{vv} = q_x^v$	$p_x^{vv} = p_x^v$	$q_x^{cv}$	$p_x^{cv}$	$v_x$
65 - 69	0.007608	0.953200	0.007003	0.992997	0.000137	0.038917	0.039054
70 - 74	0.013479	0.948372	0.013266	0.986734	0.000253	0.037644	0.037897
75 - 79	0.023879	0.969406	0.025127	0.974873	0.000084	0.006547	0.006631
80 - 84	0.042304	0.884989	0.047595	0.952405	0.001730	0.069247	0.070977
85 - 89	0.074945	0.802097	0.090151	0.909849	0.005542	0.111873	0.117416
90 - 94	0.132773	0.707654	0.170760	0.829240	0.013624	0.132325	0.145949
95 - 100	0.235220	0.642237	0.323446	0.676554	0.019818	0.082907	0.102725

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 4**  
Tabla de mortalidad masculina, 2011

$x$	Casados		Viudos		Transición		
	$q_x^{cc}$	$p_x^{cc}$	$q_x^{vv} = q_x^v$	$p_x^{vv} = p_x^v$	$q_x^{cv}$	$p_x^{cv}$	$v_x$
65 - 69	0.010627	0.959771	0.019690	0.980310	0.000291	0.029019	0.029311
70 - 74	0.018129	0.958428	0.032311	0.967689	0.000379	0.022685	0.023064
75 - 79	0.030928	0.965787	0.053023	0.946977	0.000087	0.003111	0.003198
80 - 84	0.052762	0.906539	0.087012	0.912988	0.001771	0.037157	0.038928
85 - 89	0.090010	0.827496	0.142789	0.857211	0.005890	0.070715	0.076605
90 - 94	0.153552	0.724059	0.234321	0.765679	0.014339	0.093711	0.108050
95 - 100	0.261953	0.408976	0.384526	0.615474	0.063268	0.202534	0.265802

Fuente: Elaboración propia.

La probabilidades de fallecimiento obtenidas en los estados puros, esto es, de que un casado fallezca como casado ( $q_x^{cc}$ ) y de que un viudo fallezca ( $q_x^{vv}$ ), presentadas en las tablas anteriores, para cada una de las edades consideradas, se muestran por género en la Figura 9. En ellas se observa (tanto sin desagregar por género como diferenciando por sexo) como la probabilidad de fallecimiento

<sup>21</sup> Las probabilidades de las tablas pertenecen a la probabilidad correspondiente a la edad del extremo inferior del intervalo.

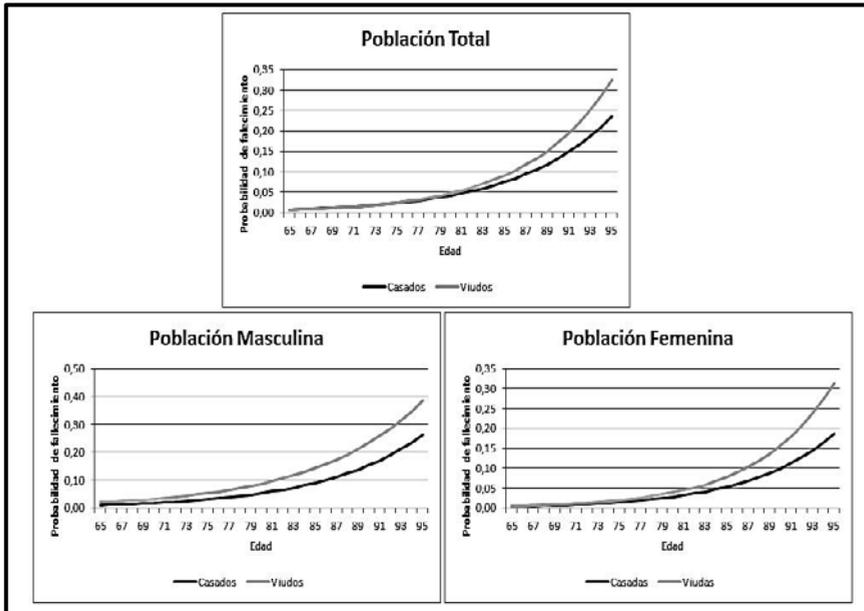
de los viudos es superior a la probabilidad de fallecimiento de un casado como casado. Diferencia que se agudiza en las edades avanzadas.

**Tabla 5**  
Tabla de mortalidad femenina, 2011

$x$	Casadas		Viudas		Transición		
	$q_x^{cc}$	$p_x^{cc}$	$q_x^{vv} = q_x^v$	$p_x^{vv} = p_x^v$	$q_x^{cv}$	$p_x^{cv}$	$v_x$
65 - 69	0.004211	0.947966	0.004769	0.995231	0.000114	0.047595	0.047709
70 - 74	0.007922	0.944827	0.009581	0.990419	0.000226	0.046798	0.047025
75 - 79	0.014902	0.955319	0.019247	0.980753	0.000287	0.029206	0.029492
80 - 84	0.028035	0.869621	0.038666	0.961334	0.001979	0.098386	0.100365
85 - 89	0.052742	0.776734	0.077678	0.922322	0.006623	0.157278	0.163901
90 - 94	0.099222	0.675266	0.156050	0.843950	0.017596	0.190321	0.207916
95 - 100	0.186662	0.673746	0.313495	0.686505	0.021881	0.095831	0.117711

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 9**  
Probabilidades de fallecimiento de casados y viudos. Población total, masculina y femenina



Fuente: Elaboración propia.

De hecho, diferentes estudios ponen de manifiesto como las probabilidades de fallecimiento aumentan con la edad del individuo y según estado civil, siendo el incremento mayor en el caso de los hombres viudos seguido de las

mujeres viudas (Abellán, A. 2002; Abellán, A. 2004; Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, 2014).

En la interpretación de las probabilidades de transición de casado a viudo es necesario tener en cuenta la posible incidencia no solo de la edad de la persona analizada, sino también de su cónyuge, por lo que los resultados pueden marcar oscilaciones no observados en otras tablas de múltiples estados, como pueden ser las tablas de dependencia (Artís *et al.*, 2007). En este último caso la probabilidad de pasar a ser dependiente aumenta de forma estable con la edad de individuo.

## **5.2. Cálculo del valor actual actuarial del gasto individual en pensiones considerando concurrencia entre las pensiones de jubilación y viudedad**

A continuación calculamos el valor actual actuarial de la cantidad que percibirá un pensionista de jubilación hasta su fallecimiento contemplando la posibilidad de que en algún momento de su supervivencia como jubilado pase a ser pluripensionista de jubilación y viudedad. Dicho cálculo lo realizamos suponiendo tres escenarios. Un escenario asociado al cobro por parte del pensionista de jubilación de la pensión mínima; un escenario intermedio, asociado al cobro de la pensión media; y finalmente un escenario donde se supone que el pensionista cobra el importe máximo por pensiones contributivas de la Seguridad Social<sup>22</sup>. Los resultados obtenidos se muestran en la Tabla 6, donde se observa que las mujeres son las que ocasionan un mayor coste a la Seguridad Social en términos de concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad, independientemente del escenario elegido. Esto se debe a la mayor probabilidad de supervivencia con la que cuenta el colectivo femenino, tanto en los estados puros (casado y viudo), como durante la transición entre estados.

<sup>22</sup> Conforme a lo dispuesto en el Real Decreto 1107/2014, la cuantía mínima de la pensión de jubilación, para un titular de 65 años con cónyuge no a cargo (ya que estamos trabajando sobre la hipótesis de que ambos cónyuges trabajan, por lo que a la muerte de uno puede causar el percibo de la pensión de viudedad al superviviente) se sitúa en 601.9 €/mes (8.426,60 €/año). Para el caso de la pensión de viudedad, para un titular con 65 años, el importe mínimo se fija en 634.54 €/mes (8.883,60 €/año). El límite máximo para las pensiones contributivas de la Seguridad Social, para el ejercicio 2015 se fija en 2.560,88 €/mes (35.852,32 €/año). Para el importe de la pensión media, se ha ponderado por edades el importe publicado por la Seguridad Social en su apartado de Estadísticas, a 1 de febrero de 2015. Las cuantías medias utilizadas son la suma de los importes ponderados para las edades comprendidas desde los 65 años en adelante. Así, para la pensión de jubilación, las pensiones medias utilizadas han sido: 1.131,65 €/mes (total), 1.266,23 €/mes (hombres) y 844,61 €/mes (mujeres). Para la pensión de viudedad, las cuantías resultantes han sido: 659,35 €/mes (total), 471,69 €/mes (hombres) y 670,22 €/mes (mujeres). El tipo de interés técnico o de actualización considerado ha sido del 3% atendiendo a lo establecido en la Orden TAS/4054/2005. La tasa de revalorización anual acumulativa empleada ha sido del 0,25% conforme dicta el Real Decreto 1107/2014.

**Tabla 6**  
Valor Actual Actuarial del Coste por Pensionista  
(en euros)

	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3
<b>Total</b>	167.304,42	280.759,46	528.306,30
<b>Hombre</b>	137.558,96	259.703,22	481.803,08
<b>Mujer</b>	191.583,54	249.652,42	565.830,58

Fuente: Elaboración propia.

En las Tablas 7 y 8, encontramos el valor actual actuarial por pensionista desglosado según incurra en concurrencia de pensiones (Tabla 7), o si por el contrario sólo fuese receptor de pensión de jubilación (Tabla 8).

Si comparamos con el coste agregado presentado en la Tabla 6 podemos observar como en el caso de los hombres la concurrencia de pensiones representaría un 23,01% del total de prestaciones, en el caso de suponer el escenario 2, de cobro de pensiones medias. Dicho porcentaje sería del 30,91% y 17,70% respectivamente en el caso de los escenarios 1 y 3. Para las mujeres, el peso de la concurrencia de pensiones en el monto total cobrado a lo largo de su vida es notablemente superior, del 56,23%, 52,87% y 38,04%, para los escenarios 1, 2 y 3 respectivamente.

**Tabla 7**  
Valor Actual Actuarial Concurrencia  
(en euros)

	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3
<b>Total</b>	78.297,39	113.414,65	156.606,72
<b>Hombre</b>	42.516,88	59.761,07	85.259,42
<b>Mujer</b>	107.726,83	131.981,96	215.267,83

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 8**  
Valor Actual Actuarial Jubilación  
(en euros)

	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3
<b>Total</b>	89.007,03	167.344,81	371.699,59
<b>Hombre</b>	95.042,08	199.942,14	396.543,66
<b>Mujer</b>	83.856,71	117.670,46	350.562,75

Fuente: Elaboración propia.

## 6. CONCLUSIONES

La llegada a las edades de jubilación de las cohortes nacidas durante el *baby-boom* español hará que en el futuro haya una mayor población pensionista. Esto,

unido al hecho de la progresiva incorporación de la mujer al mercado laboral producido en las últimas décadas -los datos de la EPA dejan patente que las mujeres han aumentado su participación en el mismo (Jiménez Martín *et al.*, 2010)- hará que el colectivo de pensionistas de jubilación no solamente esté compuesto por hombres, como sucedía en el pasado, sino también por mujeres que han cotizado a la Seguridad Social. Además, dado que las mujeres tienen una esperanza de vida superior a la de los hombres, cabe esperar que en el futuro el número de mujeres pluripensionistas de jubilación y viudedad sea mayor.

Pero no sólo el número de mujeres pluripensionistas aumentará. Aunque en menor medida, se espera que haya un mayor número de hombres que cobren simultáneamente la pensión de jubilación y viudedad, dado que son cada vez más frecuentes los matrimonios dónde un cónyuge no depende del otro.

Aunque aún queda un arduo trabajo en términos de homogenización en las carreras laborales entre mujeres y hombres, y así evitar que las brechas de género existentes en el mercado laboral se trasladen al sistema de pensiones (Jiménez Martín *et al.*, 2010), en el trabajo se pone de manifiesto que las mujeres poseen unas probabilidades de supervivencia superiores a las del colectivo masculino, tanto para casados, como para viudos. Además, para ambos géneros, las personas casadas tienen una probabilidad de supervivencia como casadas superior a la que tendrían como viudas, para una determinada edad.

Con el cálculo de los valores actuales actuariales del coste por pluripensionista, concluimos que la cantidad asociada a concurrencia de pensiones es superior en el caso de las mujeres que de los hombres. Esto no quiere decir que las mujeres cobren un mayor monto global a lo largo de su vida. De hecho, suponiendo el cobro de la pensión media de jubilación, en el caso de las mujeres el efecto conjunto del cobro de dicha pensión y la asociada a la concurrencia de pensiones sigue siendo inferior que en el caso de los hombres. Solo en el caso de cobrar la pensión mínima o de cobrar la pensión máxima de jubilación el efecto global de la suma de la pensión de jubilación y la concurrencia de pensiones deriva en montos superiores para las mujeres. Esto denota la importancia de las probabilidades de supervivencia y la diferencia entre géneros, es decir, las probabilidades de supervivencia son superiores en el caso de las mujeres que en el de los hombres para los colectivos aquí contemplados. Jiménez Martín *et al.* (2010) ya demostraron mediante un ejercicio de simulación, que la Seguridad Social tiene una mayor deuda implícita con las mujeres a la edad de jubilación que con los hombres, debido a la mayor esperanza de vida de las mujeres e incluso causando éstas menores derechos pensionables (de jubilación).

En el análisis de coste, la jubilación individualmente considerada tiene un peso mayor que la concurrencia en el caso de los hombres teniendo en cuenta su menor probabilidad de sobrevivir como viudos. En el caso de las mujeres, su

mayor probabilidad de sobrevivir como viudas a cualquier edad queda reflejada en mayores cuantías asociadas a concurrencia. En términos numéricos, y suponiendo pensiones medias, se espera que la concurrencia de pensiones de jubilación y viudedad represente un 23,01% del monto total de pensión cobrada por un pensionista de 65 años de edad, hombre, y casado con una mujer con derecho a la percepción de pensión de jubilación (que fallece antes que él). En el caso de ser mujer dicho porcentaje ascendería al 52,87%.

Los resultados obtenidos dejan abiertas interesantes líneas de investigación. La incorporación de proyecciones sobre la evolución de los colectivos de pensionistas, por género y estado civil, teniendo en cuenta la llegada progresiva de las diferentes cohortes a la edad de jubilación, es sin duda, uno de los principales objetivos a llevar a cabo. Adicionalmente, el estudio de la progresiva incorporación de la mujer en el mercado laboral, de sus condiciones salariales, y del alcance de los periodos mínimos de cotización y condiciones necesarias para tener derecho al cobro de pensiones de jubilación, será también un punto de especial relevancia a incorporar en la modelización.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABELLÁN, A. (2002). "Longevidad y estado de salud". En *Envejecer en España, II Asamblea Mundial sobre el envejecimiento en España*. Ministerio de Trabajo y Asuntos sociales, pp. 27-34.
- ABELLÁN, A. (2004). "Estado de salud". En *Informe 2004: las personas mayores en España*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Vol. 1, pp. 89-204.
- AHN, N.; FELGUEROSO, F. (2007). "Adecuación de la pensión de viudedad ante el cambio demográfico y socio-económico". *FIPROS*.
- ALAMINOS, E.; AYUSO, M. (2015). "Desarrollo metodológico del modelo actuarial de múltiples estados casado-viudo y cálculo actuarial del coste por pensiones de jubilación y viudedad". *UB Riskcenter Working Paper Series 2015-04*. <http://www.ub.edu/riskcenter/research/WP/UBriskcenterWP201504.pdf> [Último acceso: Abril 2015].
- ARTÍS, M.; AYUSO, M.; GUILLÉN, M.; MONTEVERDE, M. (2007). "Una estimación actuarial del coste individual de la dependencia en la población de mayor edad en España". *Estadística española*. Vol. 49, pp. 373-402.
- AYUSO, M.; CORRALES, H.; GUILLÉN, M.; PÉREZ-MARÍN, A.M.; ROJO, J.L. (2007). *Estadística actuarial vida*. Barcelona: Universitat de Barcelona.
- AYUSO, M.; GUILLÉN, M.; VALERO, D. (2013). Sostenibilidad del sistema de pensiones en España desde la perspectiva de la equidad y la eficiencia. *Revista Presupuesto y Gasto Público*, 71, pp. 193-204.
- AYUSO, M.; HOLZMANN, R. (2014a). "Longevidad: un breve análisis global y actuarial". *Informes Instituto BBVA de Pensiones*, 1, pp. 1-14.

- AYUSO, M.; HOLZMANN, R. (2014b). "Condicionantes demográficos, estructuras de población y sistemas de pensiones". *Informes Instituto BBVA de Pensiones*, 5, pp. 1-12.
- AYUSO, M.; HOLZMANN, R. (2014c). "Natalidad, pirámide poblacional y movimientos migratorios en España: su efecto en el sistema de pensiones". *Informes Instituto BBVA de Pensiones*, 8, pp. 1-18.
- CASTRO, T. (2000). "Un caso especial: la generación del baby-boom". En *Las personas mayores en España. Informe 2000*. Madrid: Observatorio de Personas Mayores, pp. 101-108.
- CECS (2010). "Incertidumbres en torno a las personas mayores". En *Informe España 2010: una interpretación de su realidad social*. Centro de Estudios Científicos. Madrid. Fundación Encuentro.
- DE LAS HERAS CAMINO, A. (2012). "Pensiones, pensionistas y afiliados". *Economía española y protección social*, 4, pp. 143-165.
- GÓMEZ, S.; MARTÍ, C. (2004). "La incorporación de la mujer al mercado laboral: implicaciones personales, familiares y profesionales, y medidas estructurales de conciliación trabajo-familia". *Cátedra SEAT de Relaciones Laborales, Documento de trabajo IESE*, DI nº 557.
- GREEN, P.J.; SILVERMAN, B. W. (1993). *Nonparametric Regression and Generalized Linear Models: A roughness penalty approach*. London: Chapman and Hall/CRC Press.
- HABERMAN, S.; PITACCO, E. (1999). *Actuarial Models for Disability Insurance*. London: Chapman and Hall.
- HERNÁNDEZ, C.F.; SANABRIA, M.; HERNÁNDEZ, D. (2011). "La viudedad del futuro. Estudio y propuestas de reforma global para garantizar su sostenibilidad". *FIPROS*.
- INSTITUTO DE ESTADÍSTICA Y CARTOGRAFÍA DE ANDALUCÍA (2014). Nota de prensa: Estadísticas Longitudinales de Supervivencia y Longevidad en Andalucía 2002-2010.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE (2012). Censo de Población y Viviendas. *Cifras de la Población y Censos Demográficos. Demografía y Población*. Disponible en: [http://www.ine.es/censos2011\\_datos/cen11\\_datos\\_resultados.htm#](http://www.ine.es/censos2011_datos/cen11_datos_resultados.htm#) [Último acceso: Abril 2015].
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE (2012). Defunciones por Comunidad Autónoma de residencia, edad, sexo y estado civil. *Estadística de Defunciones. Movimiento Natural de la Población. Fenómenos Demográficos*. Disponible en: <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t20/e306/&file=inebase>. [Último acceso: Abril 2015].
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE (2014). *Mujeres y Hombres en España*, INE publicaciones.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, INE (2013). Censos de Población y Viviendas 2011. Datos detallados. *Nota de prensa 12 de diciembre 2013 sobre el Censo de Población y Viviendas*.
- JIMÉNEZ MARTÍN, S.; NICODEMO, C.; RAYA, J.M. (2010). "El diferente impacto del género en el sistema de pensiones español". *FIPROS*.
- KAHALE, D. (2011). "La reestructuración de la pensión de viudedad a las nuevas situaciones sociales y las nuevas reformas de familia y convivencia: propuestas de reforma". *FIPROS*.

- LÓPEZ LERMA, J.; POZUELO, A. (2009). Información Sociolaboral: *El seguro de pensiones en Alemania -Con información sobre la pensión a los 67 años de edad-*. Conserjería de Trabajo e Inmigración en Alemania.
- MINISTERIO DE EMPLEO Y SEGURIDAD SOCIAL (2002-2013). *Anuario de Estadísticas del Ministerio de Empleo y Seguridad Social*. Disponible en: <http://www.empleo.gob.es/es/estadisticas/contenidos/anuario.htm> [Último acceso: Abril 2015].
- MONTERO, J.M.; MONDÉJAR, J. (2005). "El empleo femenino en las regiones españolas. Un análisis estadístico desde la perspectiva de la Estrategia Europea del Empleo". *Cim.economía: Revista económica de Castilla-La Mancha*, 7, pp. 19-60.
- MONTICONE, C.; RUZIK, A.; SKIBA, J. (2008). "Women's Pension Rights and Survivors' Benefits. A Comparative Analysis of EU Member States and Candidate Countries". *ENEPRI Research Report*. 53.
- MORENO, G.; CEBRIÁN, I.; GUTIÉRREZ, S. (2009). "Trayectorias de afiliación y bases de cotización, según género". *FIPROS*.
- SALVADOR, C. (2013). "Old-Age Protection for Women in the Spanish Pension System". *International Social Security Review*, 66, 1, pp.49-70.
- SANABRIA, A.; HERNÁNDEZ, D. (2010). "La pensión de viudedad. Reforma desde una perspectiva económica a través de la relación entre obligaciones y derechos consumidos". *Economía Española y Protección Social*.
- TORTUERO PLAZA, J.L (2010). "La reforma de la jubilación: políticas de pensiones y políticas de empleo". *FIPROS*.