

# TRABAJO FIN DE MÁSTER

---

**Título:** Repercusión en la solvencia de colectivos debida a la utilización de tablas de supervivencia unisex.

**Autor:** Ana Rodríguez González

**Tutor:** Dr. Antonio Alegre

**Curso:** 2015-2016

Facultad de Economía y Empresa

Universidad de Barcelona

Trabajo Fin de Máster

Máster en Ciencias Actuariales y Financieras

**REPERCUSIÓN EN LA SOLVENCIA DE  
COLECTIVOS DEBIDA A LA UTILIZACIÓN  
DE TABLAS DE SUPERVIVENCIA UNISEX**

Ana Rodríguez González

Dr. Antonio Alegre

El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor, quien declara que no ha incurrido en plagio y que la totalidad de referencias a otros autores han sido expresadas en el texto.

## RESUMEN

En este trabajo se analiza la repercusión que tiene el uso de una tabla de mortalidad unisex en la prima pura de seguros, rentas y productos mixtos. Se supone una distribución de hombres y mujeres distinta para cada edad y se crean tablas unisex para algunas de estas distribuciones. Las primas obtenidas para los colectivos analizados utilizando, por un lado, tablas unisex y por otro, tablas diferenciadas, resultan muy parecidas.

### Palabras clave

tarificación vida

probabilidad de fallecimiento

esperanza de vida

rentas

seguros mixtos

## ABSTRACT

This assignment analyses the impact that employment of a unisex mortality table has in pricing, in particular in death and life insurances and life-contingent annuities pure premium. It creates unisex tables supposing a man-woman different distribution per age. Premiums obtained using unisex tables in collectives and premiums obtained using differentiated tables in same collectives are similar.

### Keywords

life pricing

probability of death

expectation of life

life-contingent annuities

death insurance

# Índice

Introducción .....	2
1. Afectación de la nueva normativa a las tablas de mortalidad .....	3
1.1. Breve historia sobre las tablas de mortalidad .....	3
1.2. Actual uso de las tablas de mortalidad .....	4
2. Objetivo del trabajo .....	6
1. CONSTRUCCIÓN DE UNA TABLA DE PROBABILIDADES DE FALLECIMIENTO UNISEX.....	7
1.1. Creación de una tabla unisex para un colectivo de edad 35 .....	7
1.2. Creación de diferentes tablas unisex según la edad base .....	10
1.3. Esperanza de vida .....	13
2. OPERACIONES ACTUARIALES .....	15
2.1. SEGURO.....	15
2.2. RENTA .....	17
2.3. OPERACIÓN MIXTA .....	18
2.4. CAMBIO DE PRODUCTO .....	20
3. ANÁLISIS DE OPERACIONES CON DIFERENTES TABLAS UNISEX SEGÚN LA DISTRIBUCIÓN DE LA CARTERA.....	23
4. DIFERENCIAS ENTRE EL USO DE TABLAS UNISEX Y EL USO DE TABLAS DIFERENCIADAS EN COLECTIVOS .....	26
Conclusiones .....	29
Bibliografía .....	31

## Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud, la esperanza de vida es, en media, cinco años mayor en mujeres que en hombres; la morbilidad también es mayor en mujeres que en hombres. Por lo tanto, en un seguro de rentas, la compañía aseguradora hará más pagos si contrata con una mujer que si lo hace con un hombre. Si se trata de un seguro de salud, el coste será también más elevado cubriendo a una mujer que a un hombre. En cambio, los seguros de vida serán más baratos para las mujeres.

Hasta hace tres años, las compañías aseguradoras podían usar como parámetro para la diferenciación de precios entre individuos, el sexo del asegurado. Esto se fundamentaba en el Artículo 5.2 de la Directiva del Consejo 2004/113/CE, de 13 de diciembre de 2004, el cual era un excepcionalidad que se preveía en esta misma ley de igualdad de trato entre hombres y mujeres y que expresaba lo siguiente: *los Estados miembros podrán decidir, antes del 21 de diciembre de 2007 autorizar diferencias proporcionadas de las primas y prestaciones de las personas consideradas individualmente en los casos en que la consideración del sexo constituya un factor determinante de la evaluación del riesgo a partir de datos actuariales y estadísticos pertinentes y exactos.*

La asociación de consumidores Test-Achats, junto con dos particulares, elevó al Tribunal Constitucional de Bélgica la inconstitucionalidad de este artículo, alegando que no se podía aplicar porque discriminaba entre hombres y mujeres en materia de fijación de precios de los seguros. El órgano judicial belga remitió dicha demanda al Tribunal de Justicia de la Unión Europea el cuál dictaminó que las primas diferentes para los hombres y las mujeres constituyen una discriminación por razón de sexo.

En su sentencia sobre el asunto Test-Achats de 1 de marzo de 2011, el Tribunal de Justicia dio a las aseguradoras un plazo, hasta el 21 de diciembre de 2012, para tratar a los clientes individuales masculinos y femeninos de igual manera en términos de primas y prestaciones de los seguros para los casos de nueva contratación<sup>1</sup>. (MEMO/11/123).

Para las aseguradoras, esto implicó elaborar nuevas tarifas en que no se considerara el sexo como factor de riesgo. Este hecho lo pueden contrarrestar repartiendo los costes de igual manera entre ambos sexos o haciendo correcciones en otros factores de riesgo que estén relacionados con el sexo del asegurado y que puedan informar sobre la propensión a siniestralidad, como por ejemplo, el modelo del vehículo en los seguros de automóviles.

---

<sup>1</sup> la Comisión Europea señaló en un comunicado lo que considera nuevo contrato: es todo acuerdo que requiere el consentimiento de las partes, de todas las partes. Por tanto, los nuevos contratos son los suscritos a partir del 21 de diciembre de 2012 y las prórrogas de los contratos celebradas a partir de esa fecha en las que sea necesaria la aceptación expresa del tomador. Por el contrario, no son nuevos contratos, y por lo tanto pueden seguir aplicando las tarifas actuales en las que se contempla el factor de riesgo sexo, las prórrogas de los contratos actuales así como los ajustes de parámetros ya establecidos previamente. Tampoco se consideran nuevos contratos las cesiones de cartera, siempre y cuando se respeten las condiciones originales.

## 1. Afectación de la nueva normativa a las tablas de mortalidad

### 1.1. Breve historia sobre las tablas de mortalidad

<b>Tablas de mortalidad que han sido utilizadas en España</b>	<b>Con datos procedentes de:</b>
INE	Defunciones y poblacionales del Censo
GKM/F-80 y GRM/F-80	Población suiza
GKM/F-95 y GRM/F-95	Población suiza
PERM/F-2000	Tablas Generacionales Españolas de Supervivencia
PASEM/F-2010	Carteras de fallecimiento del período 2003-2007 de entidades españolas

Fuente: elaboración propia

Las primeras tablas de mortalidad española fueron publicadas por el INE en el 1945. Por edad y por sexo recogían las defunciones de los años 1930 y 1931 y las poblaciones del Censo de 1931. A partir de entonces, el INE elaboró tablas para los años 1950, 1960, 1970, 1975, 1980, 1985, 1990 y desde 1991 hasta 2014 se han realizado anualmente.

En el 1980, se completaron unas tablas suizas **para el caso de fallecimiento: GKM/F-80** (*GruppenKapitalversicherung – Männer / Frauen*), nombre que indica que son tablas de aplicación a seguros de grupo, según sean hombres o mujeres. Se crearon con datos de 1.900.000 hombres y 260.000 mujeres durante el periodo 1971-75.

Para el mismo año se elaboraron, **para el caso de supervivencia**, las tablas **GRM/F-80** (*GruppenRentenversicherung – Männer / Frauen*) a partir de la observación de 450.000 hombres y 160.000 mujeres en el periodo 1971-75. La edad límite de la tabla fue 117 años en ambos sexos.

Estas tablas fueron usadas por las aseguradoras españolas durante los años 80 y 90.

Posteriormente, las tablas para caso de fallecimiento **GKM/F-80** se sustituyeron por las **GKM/F-95** mediante datos de 3.800.000 hombres y 1.540.000 mujeres en el periodo 1986-90. La edad límite de la tabla fue 120 años en los hombres y 126 en las mujeres.

Las tablas **GRM/F-95** que debían sustituir a las **GRM/F-80** no corresponden en su totalidad a los datos para el caso de supervivencia dado que, por falta de datos, los utilizados en el tramo 15-64 en la GRM/F-95 son los de la tabla GKM/F-95.

Más adelante se elaboraron en España las tablas **PERM/F-2000** (Tablas Generacionales Españolas de Supervivencia Masculina / Femenina) a partir de la población española del año 1990 (elaborada por el INE).

La novedad que incorporan éstas es la posibilidad de calcular una tabla diferente para cada generación. Esta estimación se lleva a cabo a partir de una exponencial con un factor de corrección anual  $\lambda_x$ , como se muestra en la siguiente fórmula:

$$q_{x,t} = q_{x,t_0} \cdot e^{-\lambda_x(t-t_0)}$$

Estos factores de corrección se determinaron a partir de las tendencias observadas en las tablas de mortalidad del INE, en el periodo 1960-90, y después de aplicar sucesivos recargos de seguridad.

Además, se crearon dos tablas PERM/F-2000: una aplicable a las pólizas que estuvieran en cartera el 15 de octubre del 2000 (PERM/F-2000C) y otra para nueva producción (PERM/F-2000P). De forma que la provisión para las pólizas suscritas antes de noviembre del 2000 se hace con las PERM/F-2000C y las suscritas posteriormente, se evalúan mediante las PERM/F-2000P.

Las tablas más recientes son las **PASEM/F-2010**, obtenidas mediante la información de fallecimientos en carteras de entidades españolas correspondientes al período de observación 2003-2007 de entidades españolas. Han sido elaboradas por el sector asegurador con la colaboración de la Investigación Cooperativa entre Entidades Aseguradoras (ICEA) y de Munich Re. Éstas, son parecidas en formato a las **GKM/F-80** y **GKM/F-80** ya que asignan probabilidades de fallecimiento según edad y sexo sin contemplar ajustes por generaciones.

## 1.2. Actual uso de las tablas de mortalidad

A pesar de la normativa sobre la no discriminación de precios para hombres y mujeres, las aseguradoras aplican tablas de mortalidad que contemplan diferencias de primas por razón de edad y sexo.

La utilización de estas tablas se fundamenta en el Artículo 34. b) del “Real Decreto 1361/2007, de 19 de octubre, por el que se modifica el Reglamento de ordenación y supervisión de los seguros privados, aprobado por el Real Decreto 2486/1998, de 20 de noviembre, en materia de supervisión del reaseguro, y de desarrollo de la Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres, en materia de factores actuariales”. Este artículo menciona lo siguiente:

*La mortalidad, supervivencia, invalidez y morbilidad reflejadas en las mismas deberán encontrarse dentro de los intervalos de confianza generalmente admitidos para la experiencia española. En caso de que contengan probabilidades diferentes para cada*

*sexo, deberán justificarse estadísticamente, sin que en ningún caso puedan incorporar el efecto del riesgo por embarazo y parto.*

Además, la Ley Orgánica 3/2007 de 22 de marzo de Igualdad efectiva de mujeres y hombres, en su Disposición Transitoria Quinta, especifica lo siguiente sobre las Tablas de mortalidad:

*en tanto no se aprueben las disposiciones reglamentarias ..., las entidades aseguradoras podrán continuar aplicando las tablas de mortalidad y supervivencia y los demás elementos de las bases técnicas, actualmente utilizados, en los que el sexo constituye un factor determinante de la evaluación del riesgo a partir de datos actuariales y estadísticos pertinentes y exactos.*

Y a día de hoy, no se ha publicado ninguna disposición reglamentaria que establezca una fecha para el cumplimiento de la sentencia europea.

Es por esto, que las aseguradoras siguen tarifando con tablas que asignan probabilidades distintas al individuo según su sexo.

Además, aunque como hemos comentado, contamos con tablas publicadas en 2010, a la práctica las compañías siguen utilizando las tablas GRM-95, GKM/F-95 y PERM/F-2000 a parte de las PASEM-2010, dependiendo del producto que tarifican. Se amparan así a la resolución de 6 de julio de 2012, de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones, que estable lo siguiente:

*... hasta tanto así se declarase por la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones, por haberse contrastado la validez de nuevas tablas de final de período de observación más reciente, a partir de 31 de diciembre de 2010 podrán seguir utilizándose para seguros de supervivencia las tablas GRM-95 y GRF-95 y para seguros de fallecimiento las tablas GKM-95 y GKF-95.*

## 2. Objetivo del trabajo

El objetivo de este trabajo es la elaboración de unas tablas unisex y el análisis de la repercusión que tiene en el precio de un producto el uso de las mismas. Ello comparándolo con la utilización de las tablas diferenciadas por sexo.

Esto lo llevaremos a cabo para operaciones actuariales, de modo que podremos comparar la influencia de unas tablas u otras en la prima, dependiendo de si las usamos para rentas por jubilación, para seguros por fallecimiento o para productos mixtos.

La estructura del desarrollo del trabajo se dividirá en tres etapas.

### **1. Construcción de la tabla de probabilidades de fallecimiento unisex.**

Primeramente, crearemos una tabla para un colectivo determinado de una edad concreta. Posteriormente repetiremos el proceso para varios colectivos de una misma edad con distintas distribuciones de hombres y mujeres. Por último, crearemos las tablas para colectivos con distintas edades.

En este punto compararemos las distintas tablas unisex surgidas de los diversos colectivos entre ellas y también las compararemos con las tablas diferenciadas por sexo, todo ello con la ayuda de gráficos.

### **2. Operaciones actuariales.**

Calcularemos la prima para diferentes productos (seguros de fallecimiento, rentas vitalicias de jubilación y operaciones mixtas). Esto lo haremos para colectivos con distintos porcentajes de hombres y mujeres.

Analizaremos las consecuencias de aplicar a los colectivos las primas únicas para todos o las correspondientes según el sexo.

En todos los cálculos mantendremos constante la valoración financiera, esto es el interés técnico.

### **3. Operaciones actuariales con distintas tablas unisex según la edad del colectivo.**

Realizaremos el mismo proceso que en el apartado anterior, cambiando la edad de los colectivos analizados.

### **4. Diferencias entre el uso de tablas unisex y el uso de tablas diferenciadas en un colectivo.**

Calcularemos la prima que resultaría de aplicar las tablas diferenciadas por sexo a los mismos colectivos a los que habremos aplicado anteriormente las tablas unisex y compararemos las diferencias en las primas al usar unas u otras tablas.

# 1. CONSTRUCCIÓN DE UNA TABLA DE PROBABILIDADES DE FALLECIMIENTO UNISEX

## 1.1. Creación de una tabla unisex para un colectivo de edad 35

Para la construcción de unas tablas unisex, nos basaremos en el artículo *Impacto de la Directiva de Género en el sector seguros: proposición de un nuevo modelo predictivo* de Mónica Saldaña Sanz.

Habrà una tabla de mortalidad unisex para cada edad inicial y para cada distribución (%hombres y %mujeres) de la cartera de pólizas.

Acompañaremos la explicación con un ejemplo para un colectivo de 35 años de edad donde el número de mujeres es un 20% del de hombres ( $\alpha=0,2$ ).

Partimos de una cohorte que a la edad  $x$  está formada por  $l_x$  hombres y por  $\alpha \cdot l_x$  mujeres, bajo la hipótesis en que todos los asegurados de la cartera tienen la misma edad.

		Cohorte de vivos		
		Colectivo hombres	Colectivo mujeres	Colectivo mixto
Edad	$\alpha$	$l_x$	$l_y = \alpha \cdot l_x$	$l_{xy} = l_x + l_y$
35	0,2	100000	20000	120000

Fuente: elaboración propia

Sobre esta cohorte calculamos las probabilidades de fallecimiento de las tablas que diferencian por sexo, para este trabajo hemos usado las PASEM-2010 por ser las más recientes.

Edad	PASEM2010		Cohorte de vivos		
	Mortalidad hombres	Mortalidad mujeres	Colectivo hombres	Colectivo mujeres	Colectivo mixto
	$q_x$	$q_y$	$l_x$	$l_y = \alpha \cdot l_x$	$l_{xy} = l_x + l_y$
35	0,000888	0,000478	100000	20000	120000
36	0,000974	0,000556	99911	19990	119901
37	0,001070	0,000641	99813	19979	119793
...	...	...	...	...	...
120	1	1	0	0	0

Fuente: elaboración propia

Una vez tenemos el colectivo mixto de supervivientes, calculamos la probabilidad de fallecimiento unisex teniendo en cuenta que la edad base es 35 años.

$$q_{36} = \frac{l_{35} - l_{36}}{l_{35}}$$

$$q_{37} = \frac{l_{35} - l_{37}}{l_{35}}$$

Obteniendo de esta manera una tabla de probabilidades de fallecimiento anuales iguales para hombres y para mujeres.

	<b>Cohorte unisex con <math>\alpha=0,2</math></b>	<b>Mortalidad unisex</b>
<b>Edad</b>	$l_{xy}$	$q_{xy}$
35	120000	0
36	119902	0,000819666667
37	119793	0,001723234945
...	...	...
112	0,000000293695	0,999999999998
113	0	1

Fuente: elaboración propia

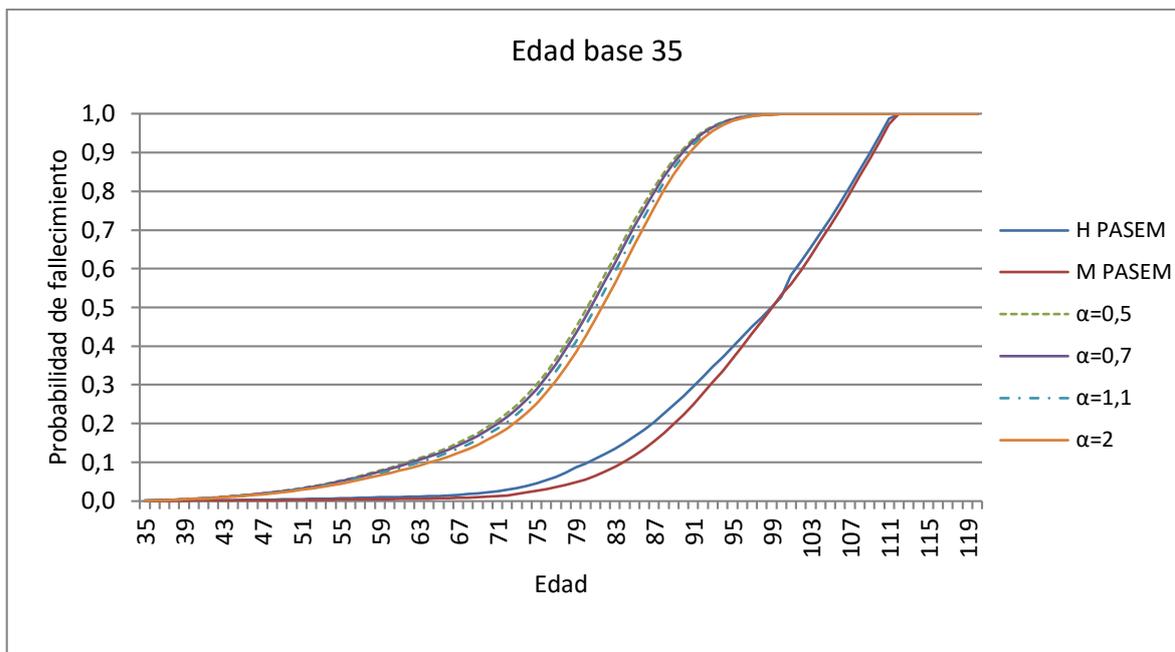
Si seguimos el mismo procedimiento para diferentes composiciones posibles de la cartera, obtenemos una tabla de mortalidad para cada una de estas combinaciones.

En este trabajo creamos siete distribuciones de cartera diferentes, en concreto las que surgen de aplicar  $\alpha = (0,2 \ 0,5 \ 0,7 \ 0,9 \ 1,1 \ 1,5 \ 2)$ . El cuadro siguiente nos indica la proporción de hombres y mujeres que forman cada una de estas carteras.

	<b>lx</b>	<b>ly</b>
$\alpha=0,2$	83%	17%
$\alpha=0,5$	67%	33%
$\alpha=0,7$	59%	41%
$\alpha=0,9$	53%	47%
$\alpha=1,1$	48%	52%
$\alpha=1,5$	40%	60%
$\alpha=2$	33%	67%

Fuente: elaboración propia

Las tablas de mortalidad resultantes para cada cartera se explican en el siguiente gráfico.



Fuente: elaboración propia

Hemos añadido también la tabla PASEM 2010 para comparar las probabilidades de fallecimiento diferenciadas por sexo con las probabilidades de fallecimiento unisex que hemos creado. Vemos en el gráfico que las probabilidades unisex crecen mucho más deprisa que las diferenciadas, de forma que mientras que a la edad de 35 la PASEM2010 para hombre es 0,000888, la PASEM 2010 mujer es 0,000478 y la unisex con  $\alpha=2$  es 0,000615; a la edad de 80, la PASEM2010 para hombre es 0,096814, la PASEM 2010 mujer es 0,055808 y la unisex con  $\alpha=2$  es 0,42528249.

Edad	qx H PASEM	qy M PASEM	qxy Unisex $\alpha=2$
35	0,00088800000	0,00047800000	0,00061466667
80	0,09681400000	0,05580800000	0,42528248689
111	0,98760900000	0,97315200000	0,99999999999
112	1,00000000000	1,00000000000	1,00000000000

Fuente: elaboración propia

Si comparamos las tablas unisex entre sí, en la edad base todos los colectivos tienen la misma probabilidad de fallecimiento, a partir de entonces ésta va siendo cada vez más diferente (siendo mayor en los colectivos con mayor número de hombres) hasta aproximadamente los 80 años de edad, en los cuales las probabilidades empiezan a tender a ser más similares entre colectivos. Esto lo veremos claramente a continuación con gráficos por tramos según grupos de edad.

## 1.2. Creación de diferentes tablas unisex según la edad base

De la misma manera, podemos calcular las primas unisex para personas de distintas edades. Para ello, creamos una tabla unisex para cada edad sobre la que queremos hacer el cálculo.

Como ejemplo, cogemos:

- Persona que contrata con 25 años de edad.
- Persona que contrata con 45 años de edad.

Siguiendo el mismo procedimiento que cuando calculábamos la tabla de mortalidad para un colectivo de 35 años de edad, primero escogemos unas distribuciones de cartera ( $\alpha$ ) y calculamos la cohorte mixta formada por hombres y mujeres. Mostramos gráficamente el ejemplo usando  $\alpha=0,2$ .

		Cohorte de vivos		
		Colectivo hombres	Colectivo mujeres	Colectivo mixto
Edad	$\alpha$	$l_x$	$l_y = \alpha \cdot l_x$	$l_{xy} = l_x + l_y$
25	0,2	100.000	20.000	120.000
45	0,2	100.000	20.000	120.000

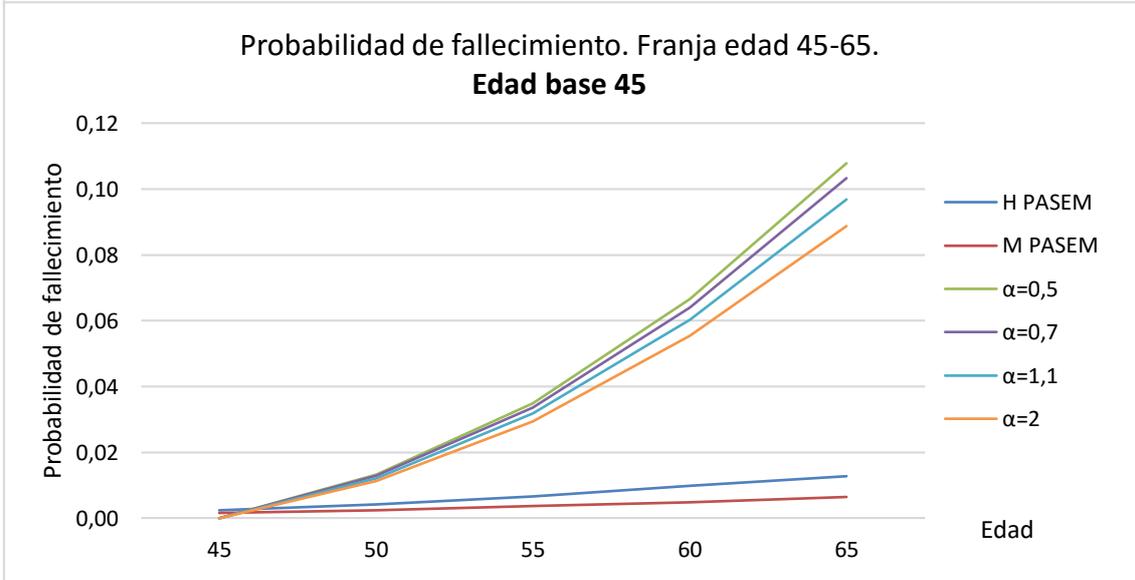
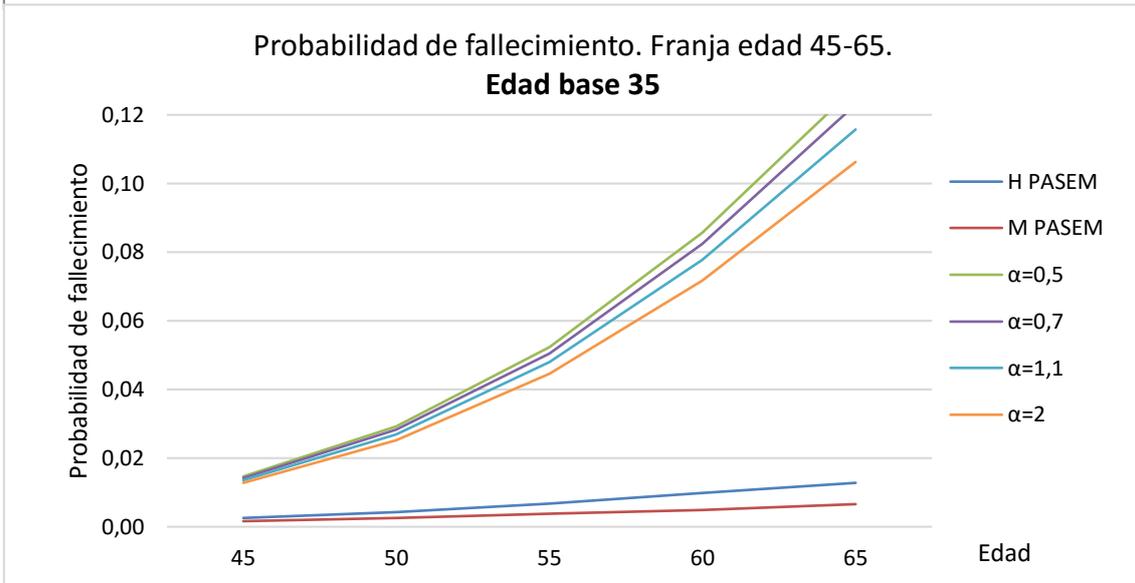
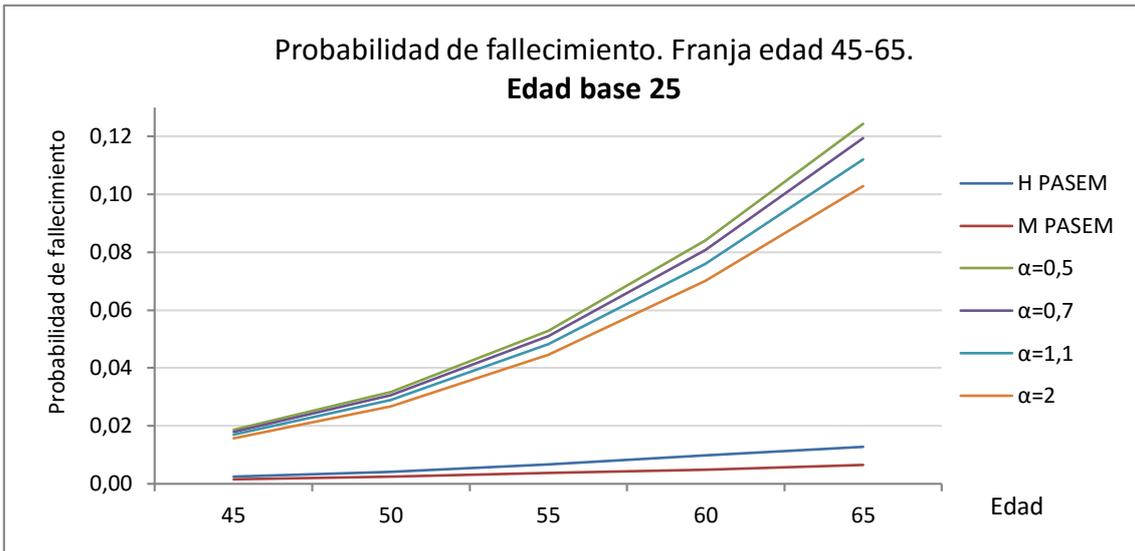
Fuente: elaboración propia

A partir de la cohorte mixta, calculamos la probabilidad de fallecimiento unisex ( $q_{xy}$ ) para cada distribución de cartera ( $\alpha$ ) escogida.

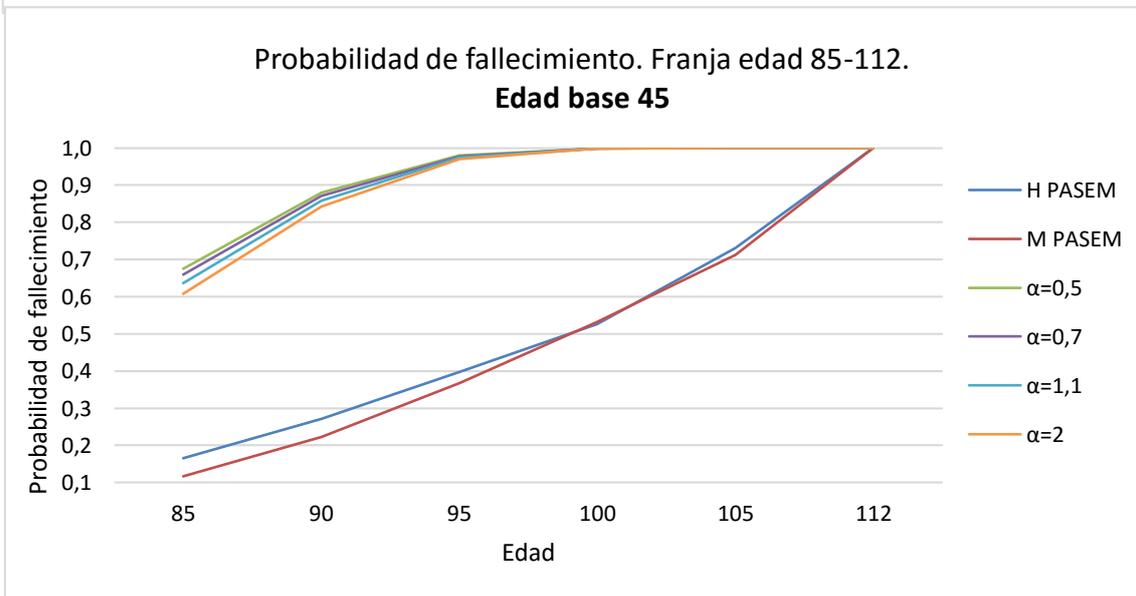
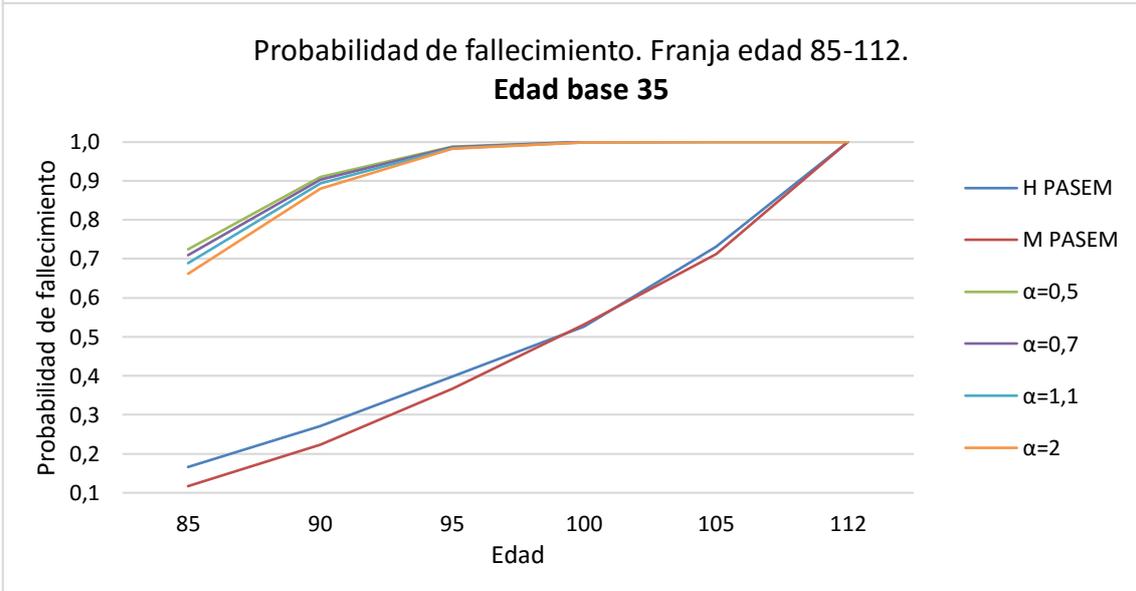
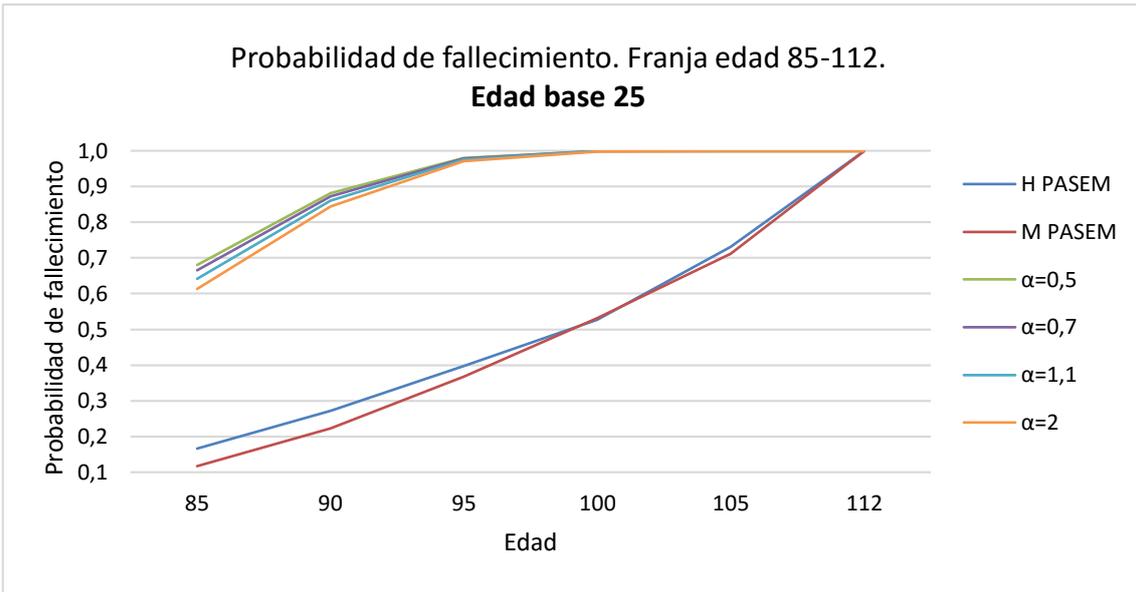
Edad base 25 y $\alpha=0,2$			Edad base 45 y $\alpha=0,2$		
Edad	Cohorte unisex $l_{xy}$	Mortalidad unisex $q_{xy}$	Edad	Cohorte unisex $l_{xy}$	Mortalidad unisex $q_{xy}$
25	120.000	0	45	120.000	0
26	119.911	0,000745	46	119.724	0,002297
27	119.822	0,001487	47	119.418	0,004848
28	119.734	0,002220	48	119.078	0,007682
...	...	...	...	...	...
112	2,925E-07	1	112	2,96753E-07	1
113	0	1	113	0	1

Fuente: elaboración propia

Hemos creado así una tabla de probabilidades de fallecimiento distinta para cada edad base y para cada distribución de cartera escogida.



Fuente: elaboración propia



Fuente: elaboración propia

Comprobamos con los gráficos anteriores que la probabilidad de fallecimiento se va haciendo menos similar entre diferentes distribuciones de cartera a medida que avanza la edad, hasta los 80 años aproximadamente, en que vuelve a hacerse cada vez más similar hasta alcanzar la unidad. Esto sucede para colectivos formados por asegurados de cualquier edad (continuamos con la hipótesis de que todo el colectivo observado tiene la misma edad).

Entre grupos de diferentes edades no vemos diferencias en la tendencia.

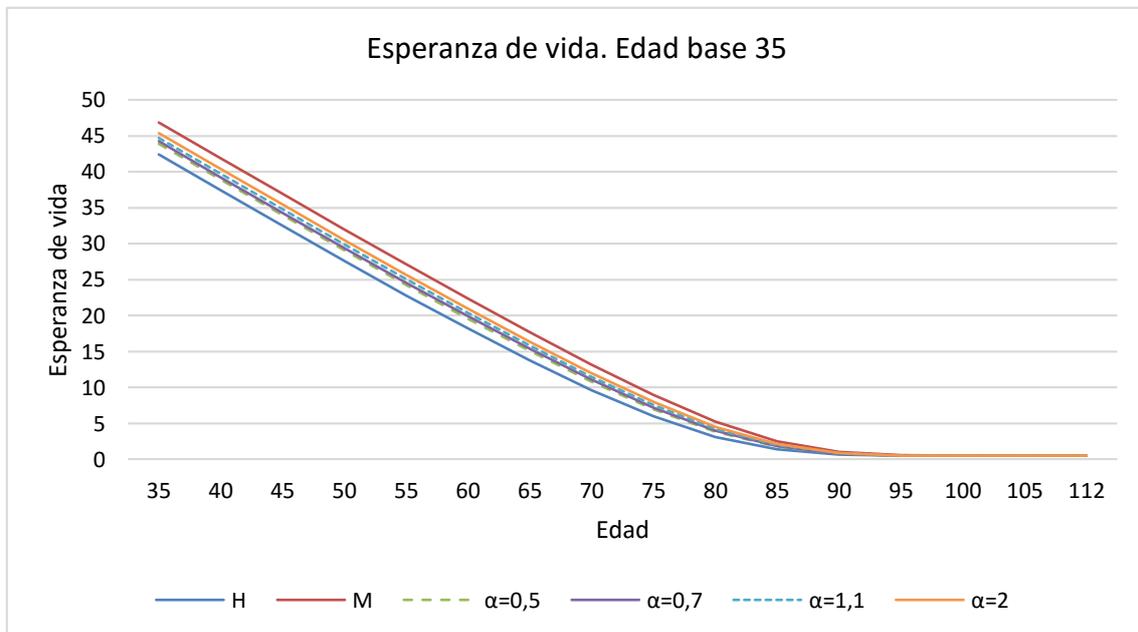
### 1.3. Esperanza de vida

Una vez comparadas las probabilidades de fallecimiento de las tablas unisex, vamos a analizar la esperanza de vida que resultaría de estas mismas tablas. Extraemos la esperanza de vida media completa  $\dot{e}_x$  como:

$$\dot{e}_x = \frac{1}{2} + \sum_{t=1}^{w-x} tP_x$$

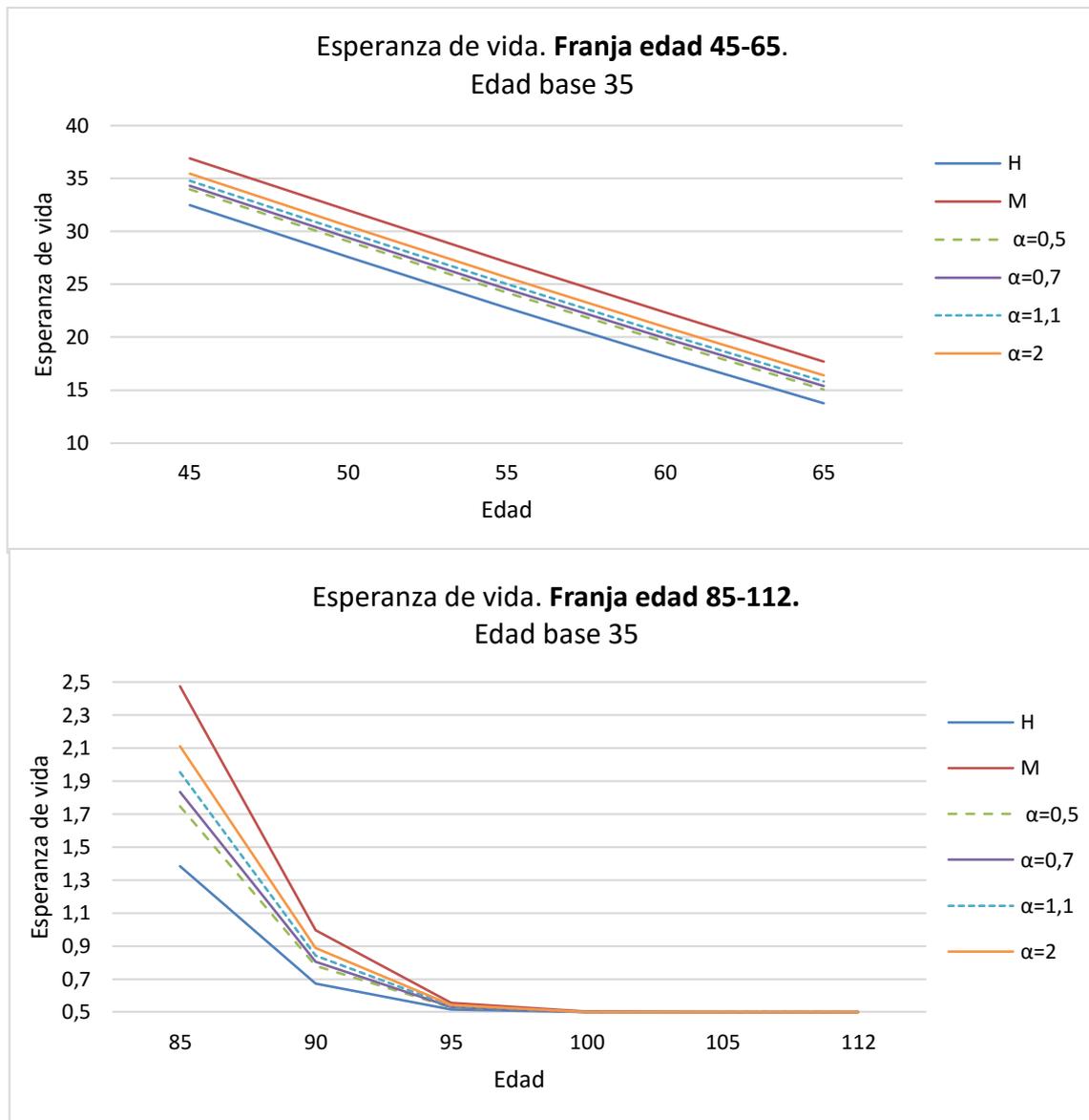
El siguiente gráfico muestra la esperanza de vida calculada a partir de las tablas unisex y también de las tablas diferenciadas, para el colectivo de edad 35 y para las distintas distribuciones hombres-mujeres ( $\alpha$ ) consideradas en el apartado anterior.

A los 35 años, la esperanza de vida calculada con las tablas diferenciadas, es de 42 años para un hombre y de 47 años para una mujer. La esperanza de vida calculada con las tablas diferenciadas se sitúa entre estas dos edades, siendo mayor en colectivos formados por más mujeres y menor en colectivos formados por más hombres.



Fuente: elaboración propia

Para evaluar el comportamiento de la esperanza de vida a una menor escala, dividimos en franjas el gráfico anterior. Los gráficos siguientes muestran la esperanza de vida para las franjas de edad 45-65 y 85-112 respectivamente.



Fuente: elaboración propia

Comprobamos que la esperanza de vida sigue la misma tendencia para todos los colectivos.

## 2. OPERACIONES ACTUARIALES

Vamos a aplicar las tablas unisex a tres tipos de productos: un seguro, una renta y una operación mixta formada por un seguro y una renta.

### 2.1. SEGURO

Seguro inmediato en caso de fallecimiento (una persona que contrata el seguro con 35 años cobra un capital de 10.000 u.m. si fallece entre los 35 y los 65)

$$C \cdot {}_{/30}\bar{A}_{35} = C \cdot \int_0^{30} v^t \cdot {}_tP_{35} \cdot \mu_{35+t} \cdot dt$$

Donde:

$C$  Capital.

${}_tP_{35}$  Probabilidad de que una persona de 35 sobreviva  $t$  años.

$v^t$  Factor financiero de actualización.  $v^t = (1 + i)^{-t}$   
Suponemos  $i$  (interés técnico) constante y del 2%.

$\mu_{35+t}$  Probabilidad de que una persona de 35 años muera en el instante  $t$  dentro del año.

Para simplificar el cálculo utilizamos la siguiente aproximación:

$$C \cdot {}_{/30}\bar{A}_{35} \approx \frac{C \cdot i}{\ln(1 + i)} \cdot \sum_0^{30} v^{t+1} \cdot {}_{t/1}q_{35}$$

Donde  $\frac{i}{\ln(1+i)}$  nos permite aproximar un seguro discreto a un seguro instantáneo o continuo.

Calculamos la prima pura para diferentes composiciones “nº hombres - nº mujeres” de la cartera de asegurados (diferentes  $\alpha$ , siendo  $\alpha$  un porcentaje en tanto por uno). De este modo obtenemos que para una cartera formada por 5 veces más hombres que mujeres ( $\alpha=0,2$ ), la prima del seguro para un individuo hombre o mujer, es de 7.609 u.m., mientras que para una cartera formada por el doble de mujeres que de hombres ( $\alpha=2$ ), la prima es de 6.090 u.m.

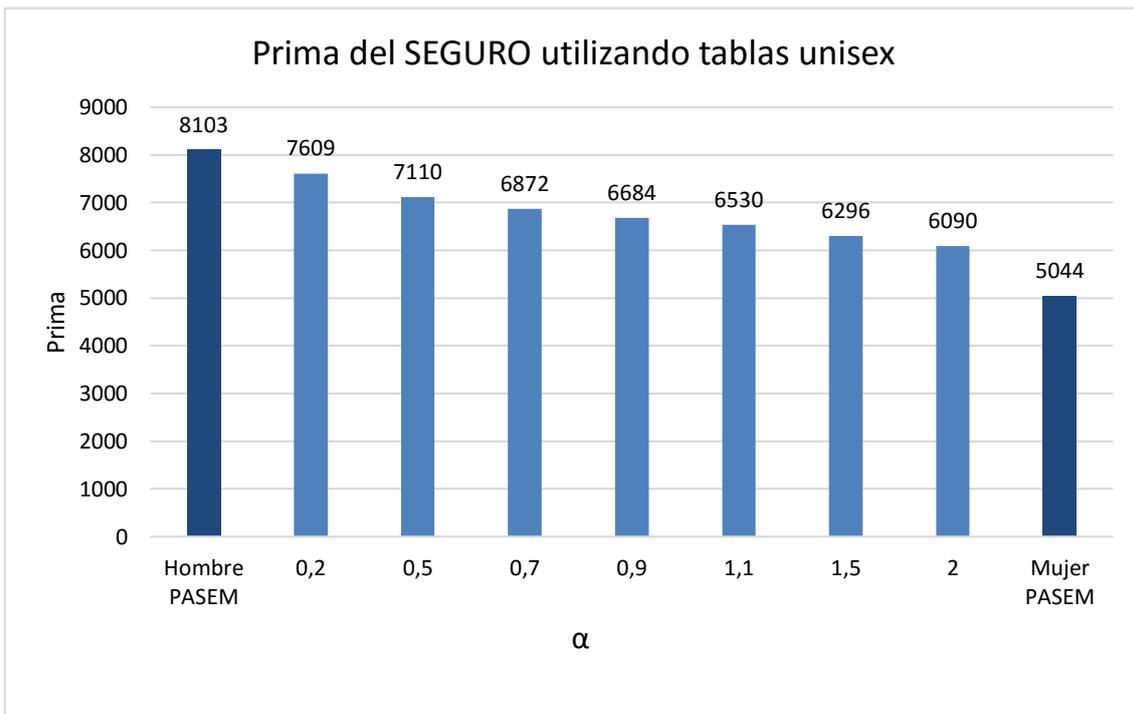
Si hacemos el cálculo usando las tablas PASEM2010, no nos hace falta suponer una distribución determinada para la cartera y se genera una prima de 8.103 u.m. para un hombre y de 5.044 u.m. para una mujer.

Es decir, la prima para un seguro usando unas tablas unisex, saldrá siempre inferior a la prima pagada por un hombre usando tablas diferenciadas y superior a la prima para una mujer usando tablas diferenciadas.

Asimismo, los colectivos con un mayor nº de mujeres que de hombres (para nuestro ejemplo los colectivos:  $\alpha=1,1$ ,  $\alpha=1,5$  y  $\alpha=2$ ) tienen primas unisex más baratas que los colectivos con mayor número de hombres que de mujeres (en nuestro ejemplo:  $\alpha=0,2$ ,  $\alpha=0,5$ ,  $\alpha=0,7$  y  $0,9$ ).

Dentro de un mismo colectivo, todos los que lo forman, independientemente de su sexo, tendrían que pagar la misma prima unisex, con lo cual, las mujeres se harían cargo de un mayor importe de la prima para solventar el mayor riesgo de fallecimiento de los hombres.

El siguiente gráfico muestra los resultados obtenidos con la aplicación de las tablas unisex en la prima del seguro para distintos colectivos (distintos  $\alpha$ ) y, en los extremos, la prima del seguro que resultaría al aplicar las tablas diferenciadas para un hombre o para una mujer.



Fuente: elaboración propia

## 2.2. RENTA

Una persona de 35 años de edad contrata una póliza por la que cobrará una renta anual vitalicia de 24.000 a partir de los 65 años.

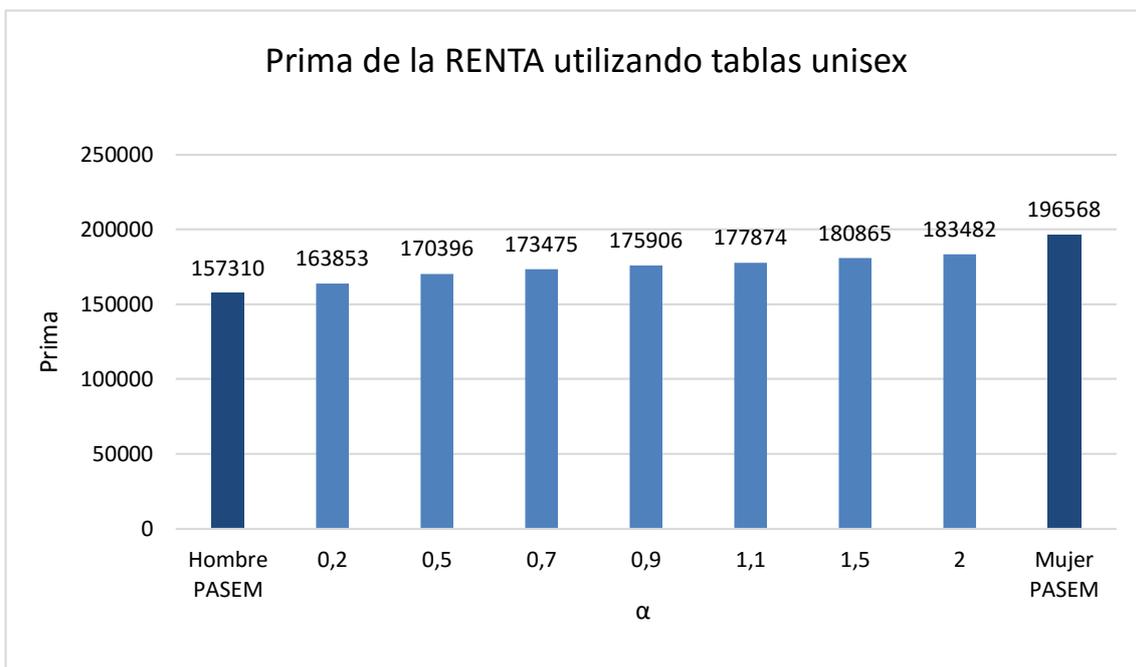
$$C \cdot {}_{30|} \ddot{a}_{35} = C \cdot \sum_{t=30}^w v^t \cdot {}_tP_{35}$$

Igual que con el seguro, la prima de la renta utilizando tablas unisex estará siempre entre la prima que pagaría un hombre usando tablas diferenciadas y la prima que pagaría una mujer usando tablas diferenciadas. Siendo las primas unisex de los colectivos formados por más mujeres, más caras que las primas unisex de los colectivos formados por más hombres dado que la esperanza de vida de una mujer es mayor a la de un hombre y por lo tanto la aseguradora ha de cubrir el riesgo de pagar más periodos de renta.

Por ejemplo, para nuestro caso, el colectivo  $\alpha=0,5$  (el nº de mujeres es un 50% el nº de los hombres) que está formado por un 67% de hombres y un 33% de mujeres, la prima resultante para cualquier individuo de este colectivo es de 170.396 u.m.. Mientras que para el colectivo  $\alpha=1,5$  (el nº de mujeres es un 150% el nº de los hombres) que está formado por un 40% hombres y un 60% de mujeres, la prima a pagar por cualquier individuo de este colectivo es mayor, en concreto de 180.865 u.m..

La prima más barata es la que pagaría un hombre usando tablas diferenciadas (157.310 u.m.), seguidas por la prima unisex que pagaría el colectivo con más hombres (163.853 u.m.).

La prima más cara la pagaría una mujer con tablas diferenciadas (196.568 u.m.), seguida por la prima unisex del colectivo con más mujeres (183.482 u.m.).



Fuente: elaboración propia

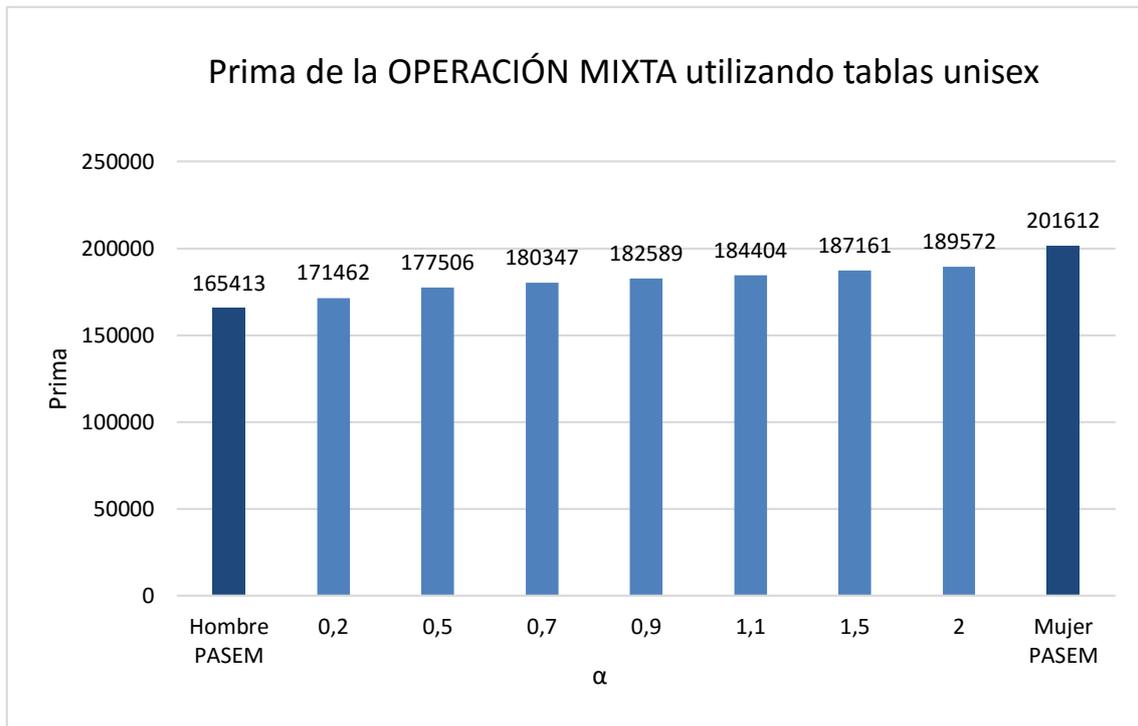
### 2.3. OPERACIÓN MIXTA

Creamos un producto mixto formado por la renta y el seguro anteriores.

Una persona de 35 años de edad contrata un producto formado por un seguro de fallecimiento de 10.000 u.m. con duración desde los 35 hasta los 65 años de edad y una renta vitalicia de 24.000 u.m. anuales a cobrar a partir de los 65. La prima estará formada por la suma de las primas de ambos productos ya calculadas anteriormente.

$$\Pi = 10.000 \cdot {}_{/30}\bar{A}_{35} + 24.000 \cdot {}_{30/}\ddot{a}_{35}$$

Nuevamente, la prima calculada mediante tablas unisex se sitúa entre las primas calculadas por tablas diferenciadas para un hombre y para una mujer.



Fuente: elaboración propia

Las primas calculadas con las PASEM2010, son de 165.413 u.m. para el hombre y de 201.612 u.m. para la mujer. En la operación mixta, estas dos primas se parecen mucho más que cuando calculábamos por separado la prima para un seguro y la prima para una renta dado que en la operación mixta, la prima menor del hombre en la renta compensa la prima mayor del seguro y la prima mayor de la mujer en el seguro compensa la prima mayor en la renta. La mujer tiene una prima algo superior debido a que, en este ejemplo, la prima por la renta es superior a la prima por el seguro.

Esta compensación se ve reflejada también al obtener los precios con tablas unisex, de modo que la diferencia entre la prima para el colectivo con más hombres y la prima para el colectivo con más mujeres es menor en la operación mixta que en el seguro y en la renta por separados. El cuadro siguiente recoge este fenómeno.

$\alpha$	Colectivo formado por	Prima Seguro	Prima Renta	Prima Op. mixta
0,5	67% Hombres + 33% Mujeres	7.110	170.396	177.506
2	33% Hombres + 67% Mujeres	6.090	183.482	189.572
Diferencia entre primas		1.519 14,35%	-19.629 -7,68%	-18.110 -6,80%

Fuente: elaboración propia

Después de analizar estos tres productos para diferentes colectivos formados por individuos de 35 años de edad, podemos extraer las siguientes conclusiones.

Al usar tablas unisex, la prima para un colectivo de hombres y mujeres siempre se situará entre medio de la prima que saldría al utilizar las tablas diferenciada para una mujer y la que saldría de utilizar las tablas diferenciada para un hombre. De manera que, a mayor número de hombres en el colectivo, más tenderá la prima unisex a la prima diferenciada para un hombre. De igual forma, a mayor número de mujeres en el colectivo, más tenderá la prima unisex a parecerse a la prima diferenciada para una mujer.

En los seguros, la prima unisex para un colectivo aumenta a medida que aumenta el número de hombres en el colectivo.

De manera contraria, en las rentas, la prima unisex para un colectivo aumenta a medida que aumenta el número de mujeres en el colectivo.

En una operación mixta formada por un seguro y una renta en la que la renta genera una prima mayor que el seguro, la prima unisex para un colectivo aumenta ligeramente a medida que aumenta el número de mujeres en el colectivo. (No aumenta en la misma medida que lo hace una renta dado la compensación del seguro).

En caso de tratarse de una operación mixta formada por un seguro y una renta en la que el seguro generase una prima mayor que la renta, la prima unisex seguiría una tendencia similar pero más suavizada a las del seguro. Vamos a comprobarlo con un ejemplo en el apartado siguiente.

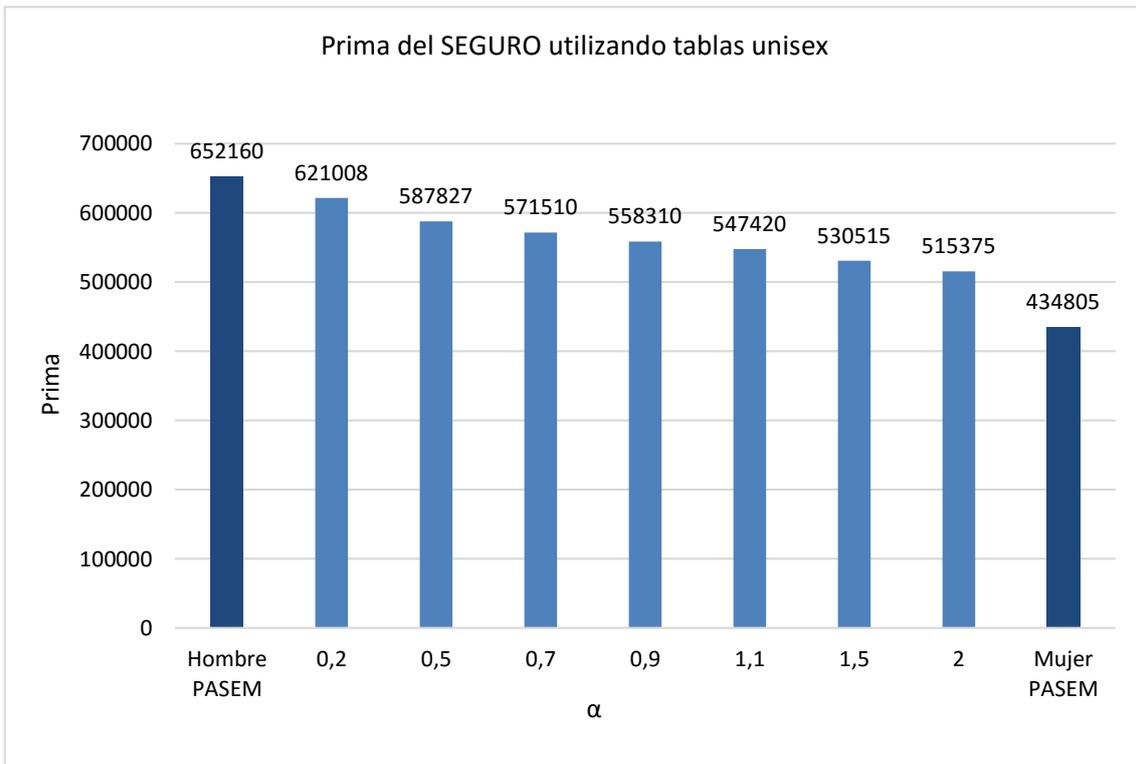
## 2.4. CAMBIO DE PRODUCTO

Aumentamos el capital que el asegurado cobraría en caso de fallecimiento de 10.000 u.m. a 300.000 u.m. y reducimos la cuantía de renta anual que percibe el asegurado. El seguro pasa de cubrir las edades comprendidas entre los 35 y los 65 a cubrir entre los 35 y los 80. Mientras que la renta en vez de percibirse a partir de los 65, se obtendrá a partir de los 80 años de edad.

### SEGURO

Seguro inmediato en caso de fallecimiento (una persona que contrata el seguro con 35 años cobra un capital de 300.000 u.m. si fallece entre los 35 y los 80).

$$C \cdot {}_{/45}\bar{A}_{35} \approx \frac{C \cdot i}{\ln(1+i)} \cdot \sum_0^{45} v^{t+1} \cdot {}_{t/1}q_{35}$$

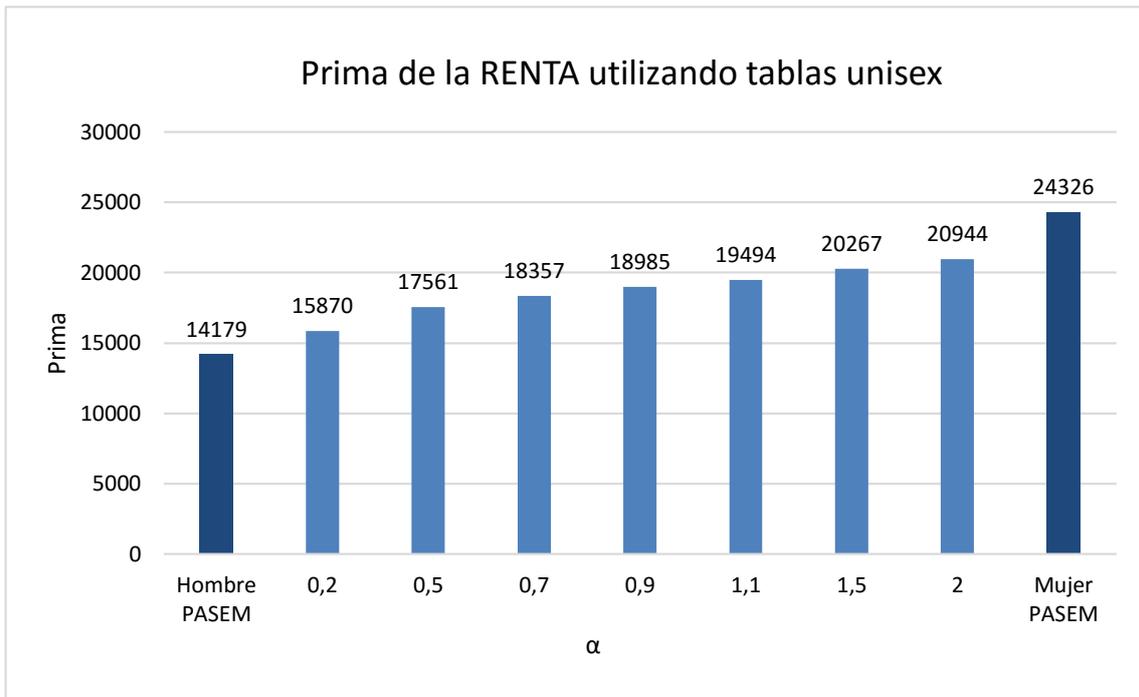


Fuente: elaboración propia

## RENTA

Una persona de 35 años de edad contrata una póliza por la que cobrará una renta anual vitalicia de 12.000 u.m. a partir de los 80 años.

$$C \cdot {}_{45/} \ddot{a}_{35} = C \cdot \sum_{t=45}^w v^t \cdot {}_tP_{35}$$

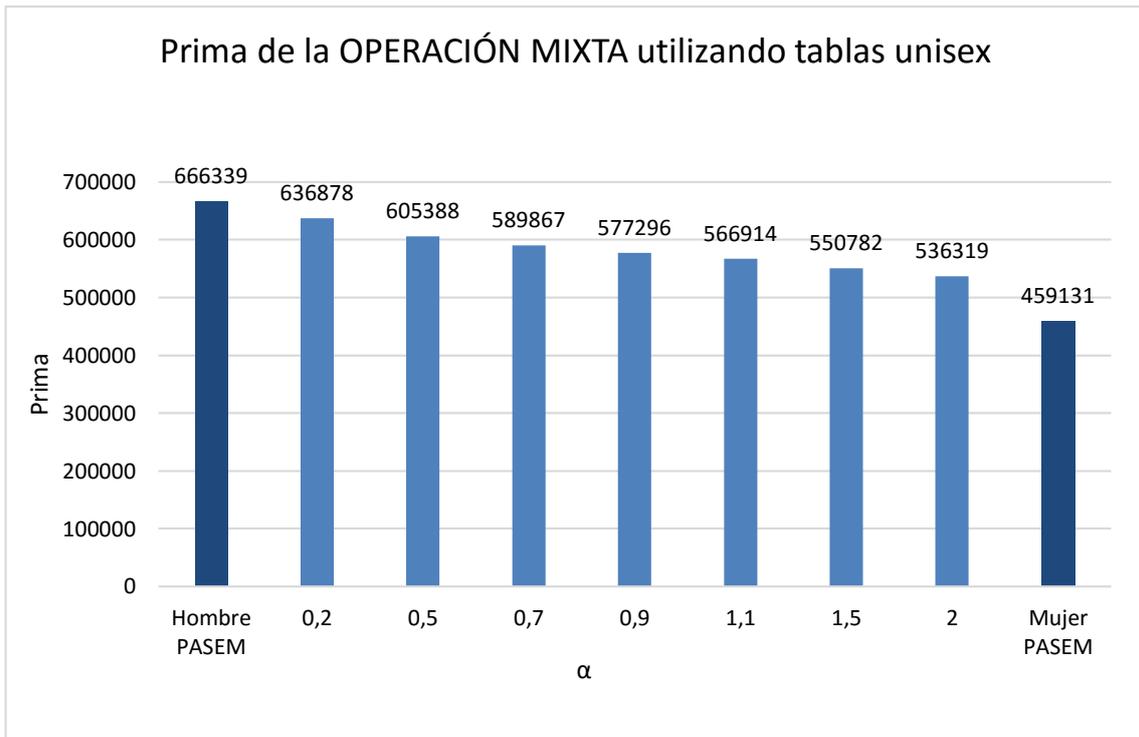


Fuente: elaboración propia

## OPERACIÓN MIXTA

Una persona de 35 años de edad contrata un producto formado por un seguro de fallecimiento de 300.000 u.m. con duración desde los 35 hasta los 80 años de edad y una renta vitalicia de 12.000 u.m anuales a cobrar a partir de los 80. La prima estará formada por la suma de las primas de ambos productos ya calculadas anteriormente.

$$\Pi = 300.000 \cdot {}_{/45} \bar{A}_{35} + 12.000 \cdot {}_{45/} \ddot{a}_{35}$$



Fuente: elaboración propia

Como podemos comprobar, cuando se cambia el producto mixto de forma que tome más peso el seguro que la renta, la tendencia de las primas en la operación mixta será la misma que en el seguro pero más suavizada (a mayor número de hombres, mayor será la prima unisex a pagar por un individuo del colectivo).

Para las operaciones mixtas, la distribución de la cartera no influiría en el valor de la prima en el caso en el que, haciendo el cálculo con las tablas discriminatorias, el precio para la mujer fuera igual que el precio para el hombre. Esto sucedería cuando la prima de las dos operaciones que forman el producto mixto fuera la misma.

### 3. ANÁLISIS DE OPERACIONES CON DIFERENTES TABLAS UNISEX SEGÚN LA DISTRIBUCIÓN DE LA CARTERA

A continuación, calculamos la prima pura del seguro, de la renta y de la operación mixta para colectivos con diferentes  $\alpha$  cogiendo como edad base 25 y 45.

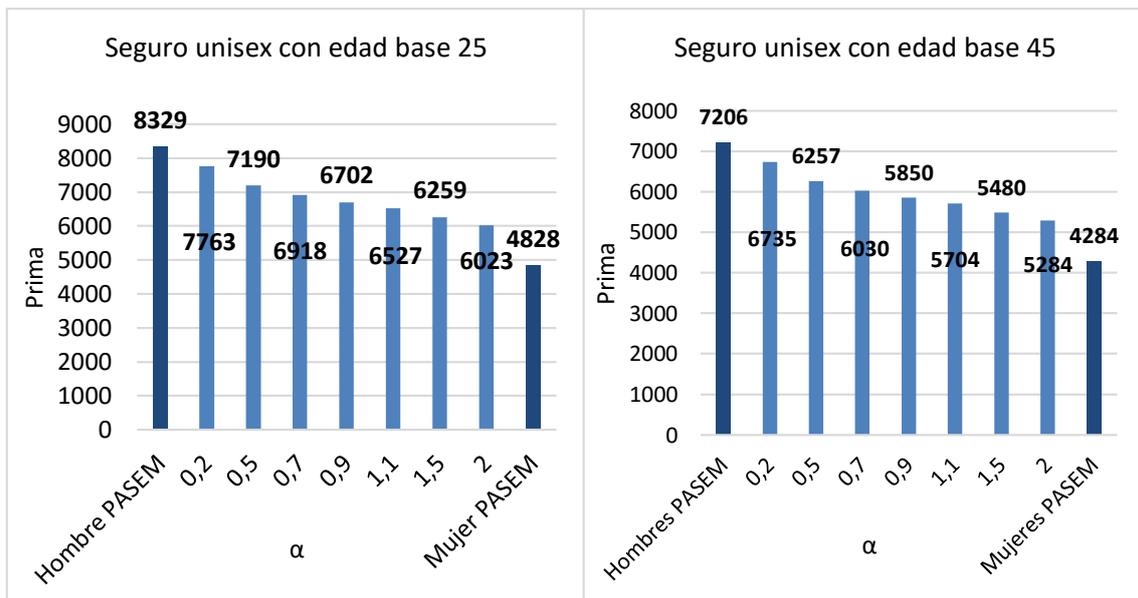
#### 3.1. SEGURO

Seguro inmediato en caso de fallecimiento (una persona que contrata el seguro con 25 años cobra un capital de 10.000 u.m. si fallece entre los 25 y los 65).

$$C \cdot {}_{/40}\bar{A}_{25} \approx \frac{C \cdot i}{\ln(1+i)} \cdot \sum_t^{40} v^{t+1} \cdot {}_{t/1}q_{25}$$

Seguro inmediato en caso de fallecimiento (una persona que contrata el seguro con 45 años cobra un capital de 10.000 u.m. si fallece entre los 45 y los 65).

$$C \cdot {}_{/20}\bar{A}_{45} \approx \frac{C \cdot i}{\ln(1+i)} \cdot \sum_t^{20} v^{t+1} \cdot {}_{t/1}q_{45}$$



Fuente: elaboración propia

Como vemos, el seguro para una persona del colectivo que contrata con 25 años es más caro que el seguro para una persona del colectivo que contrata con 45 años, esto que a priori puede parecer contradictorio, sucede porque en el primer caso los años de duración del seguro (desde los 25 hasta los 65) son el doble que los años de duración en el segundo caso (desde los 45 hasta los 65).

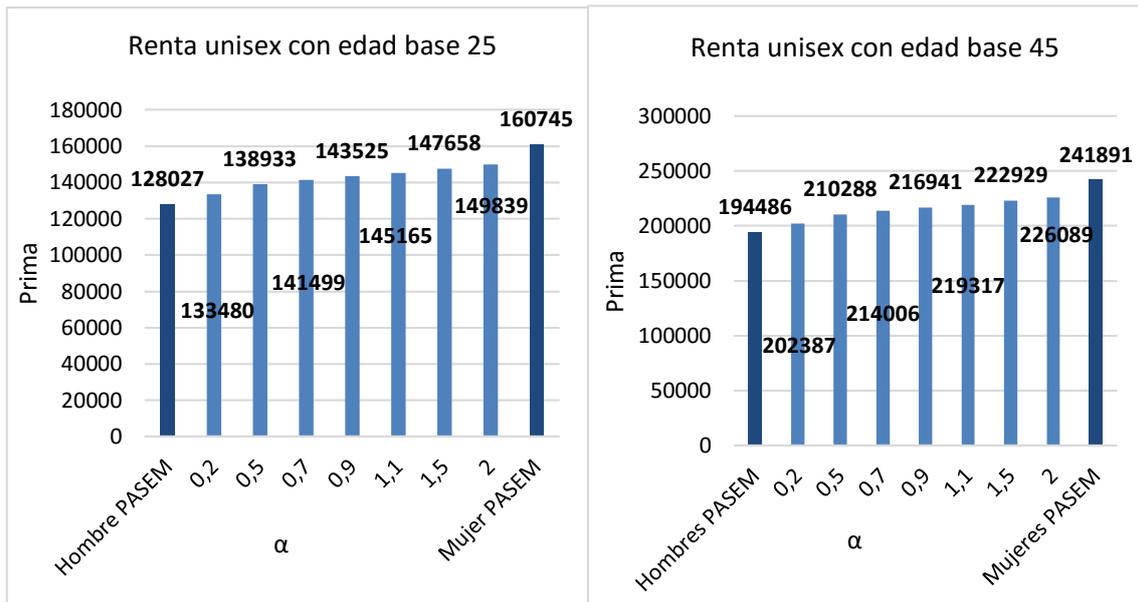
### 3.2. RENTA

Una persona de 25 años de edad contrata una póliza por la que cobrará una renta anual vitalicia de 24.000 u.m. a partir de los 65 años.

Una persona de 45 años de edad contrata una póliza por la que cobrará una renta anual vitalicia de 24000 a partir de los 65 años.

$$C \cdot {}_{40/} \ddot{a}_{25} = C \cdot \sum_{t=40}^w v^t \cdot {}_tP_{25}$$

$$C \cdot {}_{20/} \ddot{a}_{45} = C \cdot \sum_{t=20}^w v^t \cdot {}_tP_{45}$$



Fuente: elaboración propia

En el caso de la renta, vemos que es más cara para el colectivo de 45 años de edad. En ambos casos, la renta se cobrará desde los 65 años y será vitalicia. El primer colectivo contrata la renta 40 años antes de que ésta se vaya a hacer efectiva, mientras que el segundo grupo la contrata 20 años antes de que se vaya a hacer efectiva. Por lo tanto, hay más incerteza sobre que el grupo de 25 vaya a llegar vivo a los 65 que la que hay sobre que el grupo de 45 vaya a llegar vivo a los 65.

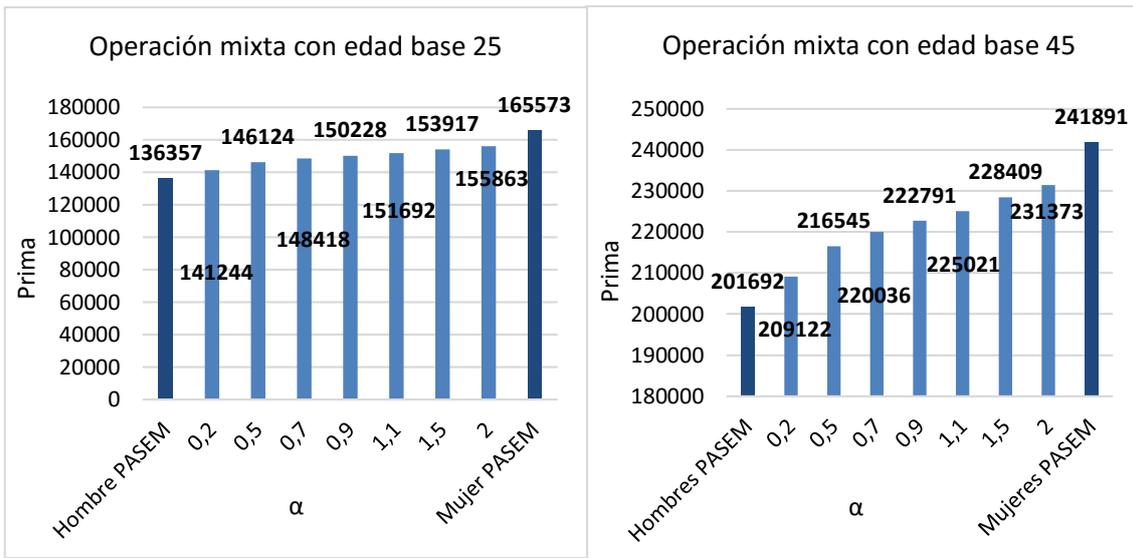
### 3.3. OPERACIÓN MIXTA

Una persona de 25 años de edad contrata un producto formado por un seguro de fallecimiento de 10.000 u.m con duración desde los 25 hasta los 65 años de edad y una renta vitalicia de 24.000 u.m. anuales a cobrar a partir de los 65. La prima estará formada por la suma de las primas de ambos productos ya calculadas anteriormente.

$$\Pi = 10.000 \cdot {}_{/40}\bar{A}_{25} + 24.000 \cdot {}_{40/}\ddot{a}_{25}$$

Una persona de 45 años de edad contrata un producto formado por un seguro de fallecimiento de 10.000 u.m con duración desde los 45 hasta los 65 años de edad y una renta vitalicia de 24.000 u.m. anuales a cobrar a partir de los 65. La prima estará formada por la suma de las primas de ambos productos ya calculadas anteriormente.

$$\Pi = 10.000 \cdot {}_{/20}\bar{A}_{45} + 24.000 \cdot {}_{20/}\ddot{a}_{45}$$



Fuente: elaboración propia

Comparando los casos extremos:

α	Edad base	Prima Seguro	Prima Renta	Prima Op. mixta
<b>0,2</b> (Colectivo formado por 83% Hombres + 33% Mujeres)	25	7763	133480	141244
	45	6735	202387	209122
	<i>Diferencia entre primas</i>	<b>13%</b>	<b>34%</b>	<b>32%</b>
<b>2</b> (Colectivo formado por 17% Hombres + 67% Mujeres)	25	6023	149839	155863
	45	5284	226089	231373
	<i>Diferencia entre primas</i>	<b>12%</b>	<b>34%</b>	<b>33%</b>

Fuente: elaboración propia

#### **4. DIFERENCIAS ENTRE EL USO DE TABLAS UNISEX Y EL USO DE TABLAS DIFERENCIADAS EN COLECTIVOS**

Vamos a comprobar el error o la diferencia entre el uso de tablas unisex y de tablas diferenciadas.

Para ello, creamos colectivos iguales a los utilizados para las tablas unisex pero esta vez, las primas de estos colectivos serán calculadas según las tablas diferenciadas.

En un colectivo,  $\beta$  será el porcentaje de hombres y  $\delta$  será el porcentaje de mujeres que lo configuran. De manera que para el colectivo  $\alpha=0,2$  (20%),  $\beta=0,83\%$  y  $\delta=17\%$ .

Sumando el producto de la prima discriminada de un hombre por el porcentaje de hombres de la cartera con l prima discriminada de una mujer por el porcentaje de mujeres de la cartera, obtenemos la prima media ponderada entre la prima de un hombre y la prima de una mujer para ese colectivo en concreto.

$$\bar{\Pi}_{\alpha} = \beta \cdot \Pi_x + \delta \cdot \Pi_y$$

Veámoslo con el colectivo con edad base 35 años.

Tenemos las primas calculadas con las tablas diferenciadas para un hombre y para una mujer de 35 años de edad para los tres productos estudiados:

Primas diferenciadas			
	Seguro	Renta	Op. mixta
Prima hombre $\Pi_x$	8.103	157.310	165.413
Prima mujer $\Pi_y$	5.044	196.568	201.612

Fuente: elaboración propia

$\alpha$	Distribución cartera		Seguro			Renta			Op. mixta
	%Hombres $\beta$	%Mujeres $\delta$	$\beta\Pi_x$	$\delta\Pi_y$	$\bar{\Pi}_{S\alpha} = \beta\Pi_x + \delta\Pi_y$	$\beta\Pi_x$	$\delta\Pi_y$	$\bar{\Pi}_{R\alpha} = \beta\Pi_x + \delta\Pi_y$	$\bar{\Pi}_{OM\alpha} = \bar{\Pi}_{S\alpha} + \bar{\Pi}_{R\alpha}$
<b>0,2</b>	<b>83%</b>	<b>17%</b>	6.752	841	7.593	131.092	32.761	163.853	171.446
<b>0,5</b>	<b>67%</b>	<b>33%</b>	5.402	1.681	7.083	104.873	65.523	170.396	177.479
<b>0,7</b>	<b>59%</b>	<b>41%</b>	4.766	2.077	6.843	92.535	80.940	173.475	180.318
<b>0,9</b>	<b>53%</b>	<b>47%</b>	4.265	2.389	6.654	82.795	93.111	175.906	182.560
<b>1,1</b>	<b>48%</b>	<b>52%</b>	3.858	2.642	6.501	74.910	102.964	177.874	184.374
<b>1,5</b>	<b>40%</b>	<b>60%</b>	3.241	3.027	6.268	62.924	117.941	180.865	187.132
<b>2</b>	<b>33%</b>	<b>67%</b>	2.701	3.363	6.064	52.437	131.045	183.482	189.546

Fuente: elaboración propia

Una vez obtenida la prima media ponderada para cada distribución de cartera calculada según las tablas diferenciadas por sexo, podemos compararla con la prima unisex obtenida en los apartados anteriores para cada una de estas distribuciones de cartera.

Edad base 35											
Distribución de la cartera			Seguro			Renta			Op. mixta		
$\alpha$	%Hombres $\beta$	%Mujeres $\delta$	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia
0,2	83%	17%	7.593	7.609	-16	163.853	163.853	0	171.446	171.462	-16
0,5	67%	33%	7.083	7.110	-26	170.396	170.396	0	177.479	177.506	-26
0,7	59%	41%	6.843	6.872	-29	173.475	173.475	0	180.318	180.347	-29
0,9	53%	47%	6.654	6.684	-30	175.906	175.906	0	182.560	182.589	-30
1,1	48%	52%	6.501	6.530	-30	177.874	177.874	0	184.374	184.404	-30
1,5	40%	60%	6.268	6.296	-28	180.865	180.865	0	187.132	187.161	-28
2	33%	67%	6.064	6.090	-26	183.482	183.482	0	189.546	189.572	-26

Fuente: elaboración propia

Para el cálculo del seguro, hay diferencias leves de entre 16 y 30 u.m. Para la renta, vemos que las primas calculadas con las tablas unisex han resultado ser iguales a las primas calculadas por las tablas diferenciadas. Con lo cual, en las operaciones mixtas, las diferencias vienen dadas por el seguro.

Siguiendo el mismo procedimiento con el grupo de edad 25 y con el grupo de edad 45 obtenemos la siguiente comparación:

Edad base 25											
Distribución de la cartera			Seguro			Renta			Op. mixta		
$\alpha$	%Hombres $\beta$	%Mujeres $\delta$	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia
0,2	83%	17%	7746	7763	-18	133480	133480	0	141226	141244	-18
0,5	67%	33%	7162	7190	-28	138933	138933	0	146096	146124	-28
0,7	59%	41%	6888	6918	-31	141499	141499	0	148387	148418	-31
0,9	53%	47%	6671	6702	-32	143525	143525	0	150196	150228	-32
1,1	48%	52%	6495	6527	-32	145165	145165	0	151661	151692	-32
1,5	40%	60%	6229	6259	-30	147658	147658	0	153887	153917	-30
2	33%	67%	5995	6023	-28	149839	149839	0	155834	155863	-28

Fuente: elaboración propia

Edad base 45											
Distribución de la cartera			Seguro			Renta			Op. mixta		
$\alpha$	%Hombres $\beta$	%Mujeres $\delta$	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia	Diferenciada por sexo	Unisex	Diferencia
0,2	83%	17%	6719	6735	-16	202387	202387	0	209106	209122	-16
0,5	67%	33%	6232	6257	-26	210288	210288	0	216520	216545	-26
0,7	59%	41%	6003	6030	-28	214006	214006	0	220008	220036	-28
0,9	53%	47%	5822	5850	-29	216941	216941	0	222763	222791	-29
1,1	48%	52%	5675	5704	-29	219317	219317	0	224993	225021	-29
1,5	40%	60%	5453	5480	-28	222929	222929	0	228382	228409	-28
2	33%	67%	5258	5284	-26	226089	226089	0	231347	231373	-26

Fuente: elaboración propia

Para cualquier edad, la tendencia es la misma: leve diferencia en el seguro y ninguna diferencia en la renta.

## Conclusiones

En este trabajo hemos visto como crear, para un determinado colectivo, una tabla de probabilidades de fallecimiento unisex. Hemos creado diferentes tablas unisex según distintos colectivos y las hemos aplicado en el cálculo de la prima para rentas, seguros y operaciones mixtas. Por último, hemos comparado la solvencia de distintos colectivos utilizando las tablas unisex o usando las tablas diferenciadas por sexo (concretamente, las PASEM-2010 por ser las más recientes) y hemos extraído las siguientes conclusiones:

Comparando colectivos con distribuciones “porcentaje hombres/porcentaje mujeres” distintas pero con la edad común en todos ellos, las probabilidades de fallecimiento unisex empiezan siendo cero a la edad de referencia y a partir de entonces, a medida que avanza la edad, las probabilidades van siendo cada vez más distintas entre colectivos, siendo mayores en los colectivos con mayor número de hombres. Hasta aproximadamente los 80 años de edad, en los cuales las probabilidades empiezan a tender a ser más similares entre colectivos hasta llegar a los 112 años en que son cero para todas las distribuciones.

### SEGUROS

En las operaciones de seguros, sabemos que las tablas diferenciadas generan una prima de mayor cuantía si el asegurado es un hombre que si se trata de una mujer, esto es causa de que la probabilidad de fallecimiento es mayor en hombres que en mujeres.

Al hacer el cálculo con las tablas unisex, vemos que para colectivos con un número mayor de hombres que de mujeres, las primas también salen más elevadas.

Todos los individuos que forman un colectivo, independientemente de su sexo, tendrán que pagar la misma prima unisex del seguro, con lo cual, las mujeres se harán cargo de un mayor importe de la prima para solventar el mayor riesgo de fallecimiento de los hombres.

### RENTAS

El caso contrario pasa con las operaciones de rentas, en las que a mayor número de hombres tiene el colectivo, menor es la prima.

Las primas unisex se sitúan siempre entre la prima por tablas diferenciadas para un hombre y la prima por tablas diferenciadas para una mujer. Es decir, mientras que la prima unisex para un seguro, saldrá siempre inferior a la prima diferenciada para un hombre y superior a la prima diferenciada para una mujer, la prima unisex para una renta, será superior a la prima diferenciada para un hombre e inferior a la prima diferenciada para una mujer.

### OPERACIONES MIXTAS

En las operaciones mixtas, la prima unisex también se sitúa entre la prima diferenciada para un hombre y la prima diferenciada para una mujer. En este producto, las primas

para distintas distribuciones de colectivos serán más similares entre ellas que en los productos aislados dado que, en la operación mixta, la prima menor del hombre en la renta compensa la prima mayor del seguro y la prima menor de la mujer en el seguro compensa la prima mayor en la renta. Es decir, la diferencia entre la prima para el colectivo con más hombres y la prima para el colectivo con más mujeres es menor en la operación mixta que en el seguro y que en la renta por separados.

Para determinar nuestro margen de error al utilizar las tablas unisex en comparación con las PASEM-2010, hemos usado las PASEM-2010 en el cálculo de los productos (rentas, seguros y mixtos) para los mismos colectivos con los que habíamos calculado las primas con tablas unisex. Las diferencias de primas al utilizar las tablas diferenciadas o las tablas unisex han sido muy pequeñas y por lo tanto, este sistema de elaboración de tablas unisex utilizado parece coherente.

En los cálculos, hemos utilizado colectivos que estaban formados por individuos de la misma edad, en caso de una cartera con asegurados de distintas edades, habría que definir una distribución “porcentaje de hombres/porcentaje de mujeres” para cada edad.

## Bibliografía

Ayuso, M. et al. (2007). *Estadística actuarial vida*. Universidad de Barcelona.

Betés de Toro, Alfredo (2012) La futura tarifa unisex para el cálculo de la prima de los seguros: ¿Más igualdad jurídica o menos sentido común? *Revista de Responsabilidad Civil y Seguro. Asociación Española de Abogados Especializados en Responsabilidad Civil y Seguro*.

Camacho, Luis (2005) Algoritmo para la apertura mensual de las tasas de mortalidad. *Asesoría Económica y Actuarial. Comentarios de Seguridad Social - Nº7*.

Cantalapiedra Malaguila, Margarita (2013) El cálculo de las tablas de mortalidad en España *Instituto de Actuarios Españoles, nº 32*.

Ferreiro, Alejandro (2011) Igualdad entre sexos al jubilar.  
<http://www.latercera.com/noticia/opinion/ideas-y-debates/2011/03/895-349772-9-igualdad-entre-sexos-al-jubilar.shtml>

Holgado, Jorge (2012) Seguro: cambio de tarifas en marcha. *Capital Madrid, diario de información empresarial y financiera*.

Instituto de Actuarios Españoles (1996) Probabilidades de mortalidad de las tablas GRMF95, GKMF95 y EVK90. *Instituto de Actuarios Españoles, nº 13, Debate Actuarial*.

Instituto Nacional de Estadística (2009) Tablas de mortalidad. Metodología. *Instituto Nacional de Estadística. Octubre 2009*.

Muñoz Pradas, Francisco (2001) Modelos e historia de la mortalidad: una evaluación crítica. *Revista de Demografía Histórica, volumen XIX, Ejemplar 2, p.183-224*

Rodríguez-Pardo, José Miguel (2016) ¿Ha llegado la hora de actualizar las tablas PERM/F-2000? *Red Cumis, la red para profesionales del seguro 21/01/2016*.

Saldaña Sanz, Mónica (2012) Impacto de la Directiva de Género en el sector seguros: proposición de un nuevo modelo predictivo. *Gerencia de riesgos y seguros*. - Madrid: Fundación MAPFRE Estudios, 1983-2014 - 20/12/2012 Número 114 - 4 2012 , p. 37-49

### **Normativa:**

Resolución de 6 de julio de 2012, de la Dirección General de Seguros y Fondos de Pensiones <http://www.boe.es/boe/dias/2012/07/21/pdfs/BOE-A-2012-9776.pdf>

Directiva del Consejo 2004/113/CE, de 13 de diciembre de 2004, por la que se aplica el principio de igualdad de trato entre hombres y mujeres al acceso a bienes y servicios y su suministro. <http://www.boe.es/buscar/doc.php?id=DOUE-L-2004-82937>

Pablo Antolin “Longevity Seminar -Mortality Assumptions and Longevity Risk” presentado por la OCDE en Chicago en febrero de 2015 [http://www.keepeek.com/Digital-Asset-Management/oecd/finance-and-investment/mortality-assumptions-and-longevity-risk\\_9789264222748-en#page5](http://www.keepeek.com/Digital-Asset-Management/oecd/finance-and-investment/mortality-assumptions-and-longevity-risk_9789264222748-en#page5)

Comisión Europea. Comunicado de prensa. Bruselas, 22 de diciembre de 2011 [http://europa.eu/rapid/press-release\\_IP-11-1581\\_es.htm](http://europa.eu/rapid/press-release_IP-11-1581_es.htm)

Real Decreto 1361/2007, de 19 de octubre, por el que se modifica el Reglamento de ordenación y supervisión de los seguros privados, aprobado por el Real Decreto 2486/1998, de 20 de noviembre, en materia de supervisión del reaseguro, y de desarrollo de la Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres, en materia de factores actuariales. [http://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2007-18395](http://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2007-18395)

### **Tablas de mortalidad**

Boletín Oficial del Estado. PASEM2010.

[https://www.boe.es/diario\\_boe/txt.php?id=BOE-A-2012-9776](https://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=BOE-A-2012-9776)