Jornadas de Economía BCU 2018

Nuevos conceptos en las rentas previsionales uruguayas: tablas de mortalidad dinámicas y tarificación unisex

Leticia Colombo
María Fernanda González

República AFAP
12 de julio de 2018

Índice

Página

Resumen

En 2017 el BCU[1] introdujo cambios en los parámetros de rentas vitalicias, uno de ellos fue la utilización de tablas de mortalidad dinámicas y unisex. Estos parámetros afectan los montos de las prestaciones de jubilación por el tramo de ahorro individual y las reservas que deben realizar las aseguradoras para el pago de prestaciones.

La tabla dinámica incorpora las mejoras de la sobrevida en el tiempo y aporta mayor precisión a los cálculos. Si bien la tabla dinámica uruguaya tiene una expectativa de vida mayor que la anterior, está por debajo de las correspondientes a Chile y Estados Unidos.

En los últimos 15 años, la tendencia en las reglamentaciones ha sido exigir precios unisex. Existen diferentes métodos para obtenerlos, el más utilizado por las compañías de seguros es aplicar tablas de mortalidad unisex. En este estudio se considera un método alternativo que consiste en cálculo de la prima unisex es a partir de la ponderación de las primas específicas para cada sexo. Para evaluar si los métodos son apropiados y si existe un equilibrio entre precios y obligaciones se considera el principio de justicia actuarial.

1. Introducción

En octubre de 2017 el BCU introdujo cambios en los parámetros de rentas vitalicias con las Circulares 2.287 [1] y 2.288 [2]. Se modificó la tabla de mortalidad, la tasa de interés técnico, la probabilidad de contar con beneficiarios de pensión y el supuesto de diferencia de edad entre el titular de la prestación y el potencial beneficiario. Estos parámetros afectan los montos de las prestaciones de jubilación por el tramo de ahorro individual y las reservas que deben realizar las aseguradoras para el pago de prestaciones. Si se aplican tablas de mortalidad con mayor sobrevida se obtienen mayores reservas y un monto mensual de jubilación menor para un fondo dado.

Las nuevas tablas de mortalidad establecidas por el BCU son dinámicas, a diferencia de las anteriores que eran estáticas. En las tablas dinámicas se incorporan las mejoras en la sobrevida y por lo tanto la tasa de mortalidad para determinada edad depende del año en que se alcanza dicha edad. Esto es razonable ya que, por ejemplo, la probabilidad de fallecimiento a los 60 años que tenía una persona 10 años atrás no es la misma que la que tiene una persona en la actualidad, ni la que van a tener dentro de 10 años.

La aplicación de tablas dinámicas para el cálculo de prestaciones y reservas es fundamental porque reflejan de mejor forma el comportamiento real de la mortalidad y por lo tanto se logra mayor precisión. El uso de tablas de mortalidad dinámicas está generalizado en el mundo y es sugerido por diferentes asociaciones de actuarios.

[1] Banco Central del Uruguay

Otra modificación importante que introduce la nueva reglamentación es que las tablas de mortalidad que se aplican para calcular las prestaciones de jubilación común, por edad avanzada y jubilación anticipada por el tramo de ahorro individual [2] son unisex. En el decreto Nº 221/017 se establece que para la determinación del monto de jubilación común y por edad avanzada, por el tramo de ahorro individual, deben considerarse tablas completas de mortalidad por edad, sin distinción de sexo.

Para el cálculo de reservas se continúan considerando tablas específicas para cada sexo. La existencia de tablas de mortalidad específicas según sexo obedece a que la evidencia empírica indica que las mujeres tienen asociada una mayor sobrevida que los hombres. Con las tablas de mortalidad específicas para mujeres se obtienen montos mensuales de renta menores que si se aplican las tablas específicas para hombres.

La principal ventaja del uso de tablas unisex es que se elimina la diferenciación de precios de las rentas según género, lo cual está ligado al concepto de equidad. Las mayores desventajas son la pérdida de precisión en los cálculos y el potencial aumento del margen de seguridad de las aseguradoras para compensarlo. El objetivo de la tabla unisex en Uruguay es generar primas únicas por sexo para cada edad de retiro. Esto permite que hombres y mujeres con el mismo fondo y edad de retiro obtengan la misma jubilación.

La dificultad de generar primas únicas por sexo en Uruguay radica en que para el cálculo de las rentas mencionadas se contempla además de la prestación de jubilación, la potencial pensión. En este cálculo se introducen otros parámetros con comportamiento diferencial según sexo, como la probabilidad de generar pensión y el supuesto de diferencia de edad entre el titular de la prestación y el potencial beneficiario de la pensión. Todos estos parámetros deben ajustarse para obtener una prima única por sexo para cada edad de retiro. Para obtener primas sin distinción de sexo, la reglamentación actual define tablas y criterios unisex para cada uno de los parámetros.

En este estudio, se exploró una metodología alternativa al uso de tablas unisex que consiste en obtener una prima única a partir de la ponderación de primas específicas por sexo.

En el punto 2 se presenta el concepto de tabla de mortalidad dinámica, la forma en que se aplican, 2 métodos para construirlas y la comparación con tablas reales de Uruguay, Chile y Estados Unidos. En el punto 3 se presenta los conceptos de neutralidad de género en la tarificación de rentas vitalicias y seguros, justicia actuarial, tablas unisex y ponderación de primas. A modo de ejemplo se aplica los conceptos al caso de Uruguay.

[2] Jubilación por el tramo de ahorro individual a los 65 años sin requisitos de años de servicio (Ley 17.445)

2. Tablas de mortalidad dinámicas

2.1. Definición y características

Las tablas de mortalidad representan las probabilidades de fallecimiento dentro del próximo año para una población específica dependiendo de la edad y en algunos casos del sexo. A estas tasas en la nomenclatura actuarial se las representa como q_x, donde x representa la edad y q_x la probabilidad de fallecimiento entre x y $x+1$ de una persona de edad x.

Podemos definir la expresión q_x, contemplada en las tablas de mortalidad, como un caso específico de probabilidad de fallecimiento entre x y $x+t$ de una persona de edad x, con $t=1$. Un razonamiento análogo puede hacerse para p_x la probabilidad de supervivencia entre x y $x+1$. Estas probabilidades son aplicadas en actuarial por ejemplo para el cálculo de valores presentes de rentas, seguros, etc.

Se define:

${}_tp_x$: probabilidad de que una persona de edad x sobreviva a la edad $x+t$.
${}_tq_x$: probabilidad de que una persona de edad x fallezca entre x y $x+t$.
$q_x = {}_tq_x \quad$ con $t=1$.
${}_tq_x = 1 - {}_tp_x$.

Las probabilidades representadas en las tablas de mortalidad son q_x. Si bien en muchas de las expresiones en las que se aplica las tablas de mortalidad están definidas en términos de ${}_tq_x$ y ${}_tp_x$, es posible obtenerlas a partir de q_x y p_x.

Si adoptamos un abordaje determinístico y aplicamos la tabla de mortalidad sobre una cohorte teórica de personas de tamaño l_0 podemos decir que:

l_0: tamaño de la cohorte a la edad 0.
l_1: total de personas de la cohorte que llegan con vida a la edad 1.
.
.
.
l_j: total de personas de la cohorte que llegan con vida a la edad j.

$$
\begin{aligned}
l_1 &= l_0 p_0 \\
l_2 &= l_1 p_1 = l_0 p_0 p_1 \\
&\;. \\
&\;. \\
&\;. \\
l_x &= l_0 \prod_{i=0}^{x-1} p_i
\end{aligned}
$$

Otra forma de expresar la probabilidad de que una persona de edad x sobreviva entre x y $x+t$ puede obtenerse a la partir de los l_x y por lo tanto de p_x.

$$ {}_tp_x = \frac{l_{x+t}}{l_x} \tag{1} $$

$$ {}_tp_x = \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i \tag{2} $$

$$ {}_tq_x = 1 - \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i \tag{3} $$

Existen diferentes tablas de mortalidad, unidimensionales y bidimensionales. Las unidimensionales o estáticas son aquellas que dependen únicamente de la edad. Las tablas de mortalidad bidimensionales o dinámicas dependen de la edad y el año en que se cumple dicha edad, de esta forma se incorporan las mejoras futuras en la sobrevida. La probabilidad de fallecimiento a una edad determinada depende del momento del tiempo en que la persona alcance dicha edad. Por ejemplo, una persona que cumple 40 años hoy tiene mayor probabilidad de fallecimiento que lo que tendrá a los 40 una persona que los cumplirá dentro de 10 años.

La incorporación del componente de mejora futura de la mortalidad es fundamental para las cotizaciones y cálculos de reservas de rentas vitalicias. Si no se consideran las mejoras, pueden subestimarse los fondos requeridos para el pago de la prestación y generarse problemas de sustentabilidad y solvencia. Las tablas estáticas en muchos casos incorporan las mejoras de la sobrevida a partir de márgenes de seguridad que sean suficientes para cubrir dicho suceso.

En países como Brasil, China y Corea se aplican tablas de mortalidad estáticas mientras que en Uruguay, Chile, Inglaterra, Francia, Alemania, España y Suiza se aplican tablas dinámicas [3].

En Uruguay se aplicaron tablas de mortalidad estáticas para el cálculo de rentas previsionales hasta el año 2017. La última tabla estática utilizada fue la publicada en la Circular 75 del BCU que estaba basada en la tabla completa elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para los años 1994-1996, extendida a 110 años y con un recargo de seguridad del 20 %. En el recargo del 20 % se cubre la mejora futura de la sobrevida y las diferencias entre la población contemplada para construir las tablas (población uruguaya) y la población a la que se le aplican las tablas (jubilados del sistema mixto).

A partir de enero de 2018 se establecieron tablas de mortalidad dinámicas como parámetros de cálculo de rentas previsionales [4]. En la Comunicación 2017/183 del BCU se definió la tabla de mortalidad requerida como parámetro para la cotización de rentas. Conjuntamente, en la Comunicación 2018/049 se definieron tablas de mortalidad para el cálculo de las reservas de las rentas previsionales generales y tablas de mortalidad específicas para incapacitados. Las nuevas tablas de mortalidad a diferencia de las anteriores fueron construidas en base a datos del BPS, que se ajustan mejor a la población a la que se le aplicarán las tablas.

En el Cuadro 1 se extrae un fragmento de la tabla de mortalidad que rigió en Uruguay hasta diciembre de 2017 y en el Cuadro 2 un fragmento de la tabla de mortalidad vigente a partir de enero de 2018 para la cotización de rentas previsionales generales.

Edad	q_{x_M}	q_{x_F}
60	0,01594	0,00665
61	0,01719	0,00721
62	0,01931	0,00792
63	0,02060	0,00865
64	0,02227	0,00946
65	0,02359	0,01063
66	0,02517	0,01161
67	0,02771	0,01270
68	0,02998	0,01372
69	0,03207	0,01505
70	0,03446	0,01670

Cuadro 1: Tabla mortalidad Uruguay - Diciembre 2017.

Para la edad 65, en el Cuadro 1, $q_{65}^{M} = 0,02359$ representa la probabilidad de que un hombre de 65 años fallezca en el próximo año. En este caso, la probabilidad de fallecimiento está condicionada solo a la edad y el sexo. La misma probabilidad se aplicaba para los que cumplieron 65 años en 2016, 2017 y durante el período en que estuvo vigente la normativa.

		Edad actual					
		60	**61**	**62**	**63**	**64**	**65**
Edad de fallecimiento	**60**	0.01090					
	61	0.01114	0.01129				
	62	0.01138	0.01154	0.01169			
	63	0.01167	0.01183	0.01199	0.01215		
	64	0.01202	0.01218	0.01235	0.01252	0.01269	
	65	0.01241	0.01258	0.01276	0.01294	0.01311	0.01329
	66	0.01287	0.01305	0.01324	0.01342	0.01361	0.01380
	67	0.01339	0.01359	0.01379	0.01398	0.01418	0.01438
	68	0.01400	0.01421	0.01442	0.01463	0.01483	0.01505
	69	0.01471	0.01493	0.01515	0.01538	0.01560	0.01582
	70	0.01551	0.01575	0.01598	0.01622	0.01647	0.01670

Cuadro 2: Tabla mortalidad Uruguay - Enero 2018.

En el Cuadro 2 la probabilidad de que un individuo de 65 años de edad en 2018 fallezca antes de los 66 años es la intersección entre la edad actual 65 y edad de fallecimiento 65, es decir, 0.01329. Para esta persona de 65 años en 2018, la probabilidad de que fallezca a los 66 años (asumiendo que llegó con vida a los 66) será la intersección entre la edad actual 65 y edad de fallecimiento 66 (0.01380). Esto es lo mismo que la probabilidad de que una persona de 66 años en 2019 fallezca antes de cumplir los 67 años. Para un individuo de edad x se la aplica la columna de probabilidades correspondiente a su edad actual.

En la tabla dinámica de la normativa actual se observa el descenso de la probabilidad de fallecimiento generado por las mejoras en la sobrevida. La probabilidad de fallecimiento antes de los 63 años de un individuo de 62 años en 2018 (0.01169) es mayor que la de un individuo que los cumple en 2019 (0.01154), y que el que los cumple en el 2020 (0.01138).

La tabla para la edad actual correspondiente a 2019 podría construirse a partir de la tabla de 2018 eliminando el primer valor de cada columna y desplazando cada columna un lugar hacia la derecha.

Existen diferentes formas de incorporar las mejoras de la sobrevida en las tablas dinámicas. En la mayor parte de los casos se definen mejoras anuales fijas por edad de acuerdo al siguiente modelo:

$$q_{x,t} = q_{x,t_0}(1 - A_x)^{(t-t_0)} \tag{4}$$

donde q_{x,t_0} es la tabla base que se construye para la proyección, x la edad, t_0 el año base al que corresponde la tabla y A_x representa las mejoras anuales de la sobrevida para la edad x. En algunos casos los valores de A_x no son fijos sino que dependen del año calendario y se establecen tendencias diferentes de corto y largo plazo.

Otro caso es el de las tablas dinámicas en las que la mejoras de la sobrevida no dependen de la edad sino de la generación o cohorte. Este tipo de tablas son aplicadas por ejemplo en Francia [3].

A modo de ejemplo se incluye en el Cuadro 3 la tabla de mortalidad que se aplica actualmente en Chile que sigue el formato de la Ecuación 4, con año base 2014 y mejoras fijas anuales. La tabla presentada es la Tabla CB-2014-Hombres que corresponde a los hombres pensionados por vejez y beneficiarios no inválidos de pensión por sobrevivencia.

EDAD	q_{x_M}	A_{x_M}	q_{x_F}	A_{x_F}
60	0.00726	0.0234	0.00327	0.0208
61	0.00794	0.0234	0.00357	0.0208
62	0.00865	0.0234	0.00384	0.0208
63	0.00938	0.0234	0.00426	0.0208
64	0.01019	0.0234	0.00479	0.0208
65	0.01133	0.0197	0.00541	0.0209
66	0.01251	0.0197	0.00606	0.0209
67	0.01392	0.0197	0.00673	0.0209
68	0.01553	0.0197	0.00739	0.0209
69	0.01730	0.0197	0.00807	0.0209

Cuadro 3: Tabla mortalidad Chile - Base 2014.

En el caso del Cuadro 3 los q_x correspondientes a una persona se obtienen aplicando la Ecuación 4. Por ejemplo, si la edad de un hombre en 2018 es 60, los valores de q_x se obtienen de la siguiente forma:

$$q_{60,2018} = q_{60,2014}(1 - A_{60})^{2018-2014} = 0{,}00726(1 - 0{,}0234)^{(4)} = 0{,}006601235$$
$$q_{61,2019} = q_{61,2014}(1 - A_{61})^{2019-2014} = 0{,}00794(1 - 0{,}0234)^{(5)} = 0{,}007056609$$
$$\vdots$$
$$q_{65,2023} = q_{65,2014}(1 - A_{65})^{2023-2014} = 0{,}01133(1 - 0{,}0197)^{(9)} = 0{,}009468833$$
$$\vdots$$
$$q_{110,2068} = q_{110,2014}(1 - A_{110})^{2068-2014} = 1(1 - 0)^{(54)} = 1$$

2.2. Construcción de tablas de mortalidad

Existen diferentes métodos para modelar la tasa de mortalidad incluyendo sus cambios a través del tiempo, producto de las mejoras en la sobrevida. Las mejoras en la sobrevida obedecen a avances en la medicina, hábitos más saludables, mejoras en la calidad de vida, entre otros.

En esta sección incluimos el método Nolfi que por su simplicidad nos permite aplicarlo al caso uruguayo en el que no contamos con información histórica de la mortalidad.

Adicionalmente, se incluye la metodología desarrollada por Lee Carter cuya aplicación requiere datos históricos de la mortalidad. Este método es ampliamente aplicado para la construcción de tablas de mortalidad dinámicas. Dado que se requieren datos históricos no fue aplicado al caso uruguayo, a modo ilustrativo en el Anexo A.1 se incluye el ejemplo de Estados Unidos para el que se cuenta con suficiente información pública de mortalidad (período 1933-2016).

Para aplicar los métodos que incorporan las mejoras se parte usualmente de datos que ya fueron ajustados aplicando técnicas como la de Whittaker-Henderson.

2.2.1. Modelo Nolfi

El modelo Nolfi fue introducido por P. Nolfi en 1959 [5] y se aplica por ejemplo para construir las tablas de mortalidad de Suiza [3].

El modelo está dado por:

$$q_{x,t} = q_{x,t_0}\, exp(-\lambda_x(t-t_0)), \qquad con \quad \lambda_x = -\frac{log(0{,}5)}{max(40,x)} > 0. \tag{5}$$

En este caso, λ_x se define de tal manera que no depende de los valores q_x [5]. En el modelo Nolfi generalizado λ_x es estimado aplicando una regresión lineal sobre las tasas de mortalidad observadas en un período de tiempo. El año base t_0 es fijo por lo tanto el modelo, y el ajuste en los años futuros, depende de la elección de los q_{x,t_0}.

A modo de ejemplo se aplicó el método Nolfi utilizando como tabla base la tabla de mortalidad uruguaya Unisex con el año base 2018. Como no se cuenta con información suficiente para aplicar el modelo generalizado para Uruguay, se realizó el ajuste utilizando λ_x de la Ecuación 5.

		Edad	
Tabla	**60**	**65**	**70**
Uruguay Unisex 2018 - BCU	25.10	20.98	16.99
Uruguay Unisex 2018 - Nolfi	24.19	20.34	16.58
Uruguay Unisex 2028 - BCU	26.15	21.89	17.76
Uruguay Unisex 2028 - Nolfi	24.54	20.65	16.85

Cuadro 4: Expectativa de vida según edad y método de construcción de la tabla de mortalidad.

Como se observa en el Cuadro 5 las mejoras en la mortalidad obtenidas con el modelo Nolfi son bajas si las comparamos con las que efectivamente fueron aplicadas en Uruguay. Estas conclusiones son consistentes con las comparaciones realizadas por la OCDE respecto a las mejoras obtenidas con el modelo Nolfi y las obtenidas otros modelos más completos [3].

Edad	Nolfi 2019-2028	Nolfi 2029-2038	BCU 2019-2028	BCU 2029-2038
60-64	0.49 %	0.48 %	1.37 %	1.43 %
65-69	0.45 %	0.45 %	1.42 %	1.50 %
70-74	0.42 %	0.42 %	1.44 %	1.54 %
75-79	0.39 %	0.39 %	1.33 %	1.44 %
80-84	0.37 %	0.37 %	1.11 %	1.21 %
85-89	0.35 %	0.35 %	0.76 %	0.76 %
90-94	0.33 %	0.33 %	0.52 %	0.52 %
95-99	0.31 %	0.31 %	0.35 %	0.34 %

Cuadro 5: Evolución de las mejoras anuales de mortalidad por rango de edad según método.

2.2.2. Método Lee Carter

El método clásico de Lee Carter fue introducido por Ronald D. Lee y Lawrence R. Carter en 1992 [6] y es comúnmente aplicado para modelar la mortalidad incorporando sus cambios en el tiempo.

Sea $Q_{x,t}$ una variable aleatoria tal que $Q_{x,t} = \frac{D_{x,t}}{l_{x,t}}$ con $D_{x,t}$ el número de fallecimientos de las personas con edad x en el año t y $l_{x,t}$ la cantidad de personas de edad x con vida al inicio del año t.

$$Log(Q_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t} \tag{6}$$

donde $x = [1, ..., w], t = [1, ..., \tau]$, con $a_x \in \mathbb{R}$ y $b_x \in \mathbb{R}^+$ constantes que dependen de la edad. El valor $k_t \in \mathbb{R}$ depende del tiempo y $\varepsilon_{x,t} \in \mathbb{R}$ representa el error del modelo. Se asume que $\mathbb{E}[\varepsilon_{x,t}] = 0$ y $Var(\varepsilon_{x,t}) = \sigma^2$.

Dado que la tasa de mortalidad decrece con el tiempo k_t tiene una tendencia decreciente. El valor de $exp(a_x)$ describe el comportamiento general de la mortalidad para la edad x y b_x describe el decrecimiento de la tasa de mortalidad ante cambios en k_t.

Este modelo no tiene una solución única para a_x, b_x y k_t. Para cualquier solución $a \in \mathbb{R}^{w+1}$, $b \in \mathbb{R}_+^{w+1}$, $k \in \mathbb{R}_{\tau+1}$ y una constante $c \geq 0$, $(a - cb, b, k + c)$ y $(a, cb, \frac{k}{c})$ son soluciones del problema de mínimos cuadrados.

Para obtener una solución única se realiza la normalización:

$$\sum_x b_x = 1 \ y \ \sum_t k_t = 0 \tag{7}$$

Y se eligen a_x y k_t tales que:

$$\hat{a_x} = \frac{1}{\tau + 1} \sum_t log(\frac{d_{x,t}}{lx, t}) \tag{8}$$

$$\hat{k_t} = \sum_x log(\frac{d_{x,t}}{lx, t}) - \hat{}a_x \tag{9}$$

El valor de b_x se obtiene minimizando la siguiente expresión:

$$\sum_t (log(\frac{d_{x,t}}{lx, t}) - \hat{}a_x - \hat{b_x}\hat{k_t})^2 \tag{10}$$

A modo ilustrativo el modelo fue aplicado sobre los datos de la población de Estados Unidos disponibles en el sitio web de Human Mortality DataBase. Para aplicar el modelo se requiere información de mortalidad por edad y año calendario para un período lo suficientemente amplio que permita una estimación razonable de sus parámetros. En el caso de Uruguay no existe información pública de mortalidad por edad y año calendario y por lo tanto se definió contemplar el caso de Estados Unidos. Los resultados se presentan en el Anexo A.1.

2.3. Comparación con otros países

El comportamiento de la mortalidad está condicionado por numerosos factores como por ejemplo las costumbres, la prevención de enfermedades, el acceso a los servicios de salud, las características del medio ambiente, el nivel socio-económico, entre otros. Por este motivo, se registran diferencias en los niveles de mortalidad entre los diferentes países. Una forma de resumir el comportamiento de la mortalidad de una población es a partir de las tablas de mortalidad; normalmente cada país construye tablas de mortalidad que se ajustan a su población.

Las tablas de mortalidad son aplicadas frecuentemente en diferentes ámbitos que pueden ir desde los cálculos de costos de seguros de vida hasta proyecciones demográficas. Su uso es particularmente clave en los sistemas previsionales ya que se necesitan para calcular las obligaciones futuras, montos de las prestaciones, etc.

Para comparar la mortalidad de diferentes poblaciones se seleccionan dos funciones de las tablas de mortalidad cuyo uso es extendido y son de fácil interpretación: la expectativa de vida y el valor presente de una renta vitalicia adelantada de una unidad por año.

La expectativa de vida a la de edad x se define como el valor esperado del tiempo futuro de vida de un individuo de edad x. Existe una simplificación de la fórmula de expectativa de vida que permite calcularla a partir de l_x [7].

$$e_x = 0{,}5 + \frac{\sum_{j=x+1}^{j=w} l_j}{l_x} \tag{11}$$

La fórmula de valor presente actuarial contiene una actualización financiera a partir de una tasa de interés (contemplando el valor tiempo del dinero) y un valor esperado en términos de la variable aleatoria sobrevida. En este caso se considera el valor presente actuarial de una renta vitalicia adelantada de 1 unidad por mes $\ddot{a}_x$ calculada a partir de q_x anuales [8].

$$\ddot{a}_x = (\sum_{k=0}^{\infty} v^k {}_kp_x - \frac{13}{24})12 \tag{12}$$

En el Cuadro 6 se presentan las expectativas de vida para las edades 50, 60, 65 y 70 en 2018 para tablas de mortalidad que corresponden a Uruguay, Chile y Estados Unidos. Se seleccionaron estas tablas para tener una referencia sudamericana y otra más global como la de la SOA [3] que incluso son aplicadas en otros países.

Las tablas uruguayas contempladas son *Uruguay Unisex 2018* que es la establecida por el BCU para determinar las prestaciones de renta vitalicia de jubilaciones comunes por el tramo AFAP [4] y *Uruguay 2018 reservas* que es la que se aplica para el cálculo de las reservas de dichas prestaciones.

Las tablas del *SOA* son las tablas de mortalidad construidas por la Sociedad de Actuarios a partir de la población de Estados Unidos. La tabla base es la denominada *RP-2014* [9] que representa a los beneficiarios de renta no incapacitados (Healthy Annuitant) a la que se le aplican las mejoras correspondientes a la escala MP-2017 (*Mortality Improvement Scale MP-2017)* [10].

La tabla *Chile masculino 2018 (CB-2014)* corresponde a pensionados por vejez y beneficiarios no inválidos de pensión de sobrevivencia de Chile y *Chile femenino 2018 (RV-2014)* a las pensionadas por vejez [11].

	Edad actual			
Tabla	**50**	**60**	**65**	**70**
Uruguay Unisex 2018	34.20	25.10	20.98	16.99
Uruguay hombres 2018 reservas	30.54	21.99	18.31	14.73
Uruguay mujeres 2018 reservas	37.07	27.41	22.86	18.48
SOA hombres 2018	35.18	25.84	21.48	17.37
SOA mujeres 2018	37.90	28.17	23.58	19.21
Chile hombres 2018 (CB-2014)	35.37	25.22	20.56	16.27
Chile mujeres 2018 (RV-2014)	41.17	30.65	25.62	20.82

Cuadro 6: Expectativa de vida según edad y tabla de mortalidad.

Si comparamos las expectativas de vida presentadas en el Cuadro 6 podemos

[3] Society of Actuaries
[4] Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional

observar que los valores correspondientes a la tabla Unisex de Uruguay están dentro del intervalo formado por los valores de la tabla de reservas de hombres y mujeres para cada edad. Este comportamiento es lógico ya que la tabla unisex representa el comportamiento de hombres y mujeres y puede entenderse como un promedio ponderado de estas dos tablas. Los valores de la tabla unisex son más cercanos a los de la tabla de reservas de las mujeres, esto puede deberse a la composición por sexo de la población y al recargo de seguridad.

La expectativa de vida de la tabla Unisex de Uruguay correspondiente a 2018 es 25,10 para los 60 años. Si se realiza el mismo cálculo para la tabla que correspondería al año 2019 se obtiene una expectativa de vida a los 60 años de 25,20. En las tablas dinámicas cada año la sobrevida es mayor y por lo tanto la expectativa de vida para una edad determinada aumenta.

Los valores de expectativa de vida de las tablas elaboradas por la SOA son mayores que las asociadas a las tablas uruguayas. Las diferencias entre las tablas de la SOA y la uruguaya son mayores para los hombres. También se observa que la diferencia entre hombres y mujeres es mayor en la tabla uruguaya. En las tablas de la SOA la expectativa de vida de las mujeres a los 60 años es 9,03 % mayor que la de los hombres mientras que en las tablas uruguayas es 24,65 % mayor.

Las tablas de mortalidad de Chile son menos severas para las mujeres, la expectativa de vida es superior a la del resto de las tablas. Para los hombres, la expectativa de vida de la tabla chilena es en algunos casos levemente inferior a la de la SOA. Estas tablas tienen asociada una diferencia importante entre hombres y mujeres, a los 60 años la expectativa de vida es un 21,54 % mayor para las mujeres y a los 70 un 28 %.

En los Cuadros 7 y 9 se presentan los resultados de expectativa de vida y valor presente de una renta vitalicia para tablas sin mejoras en la mortalidad en el tiempo. Para el caso de Uruguay se consideran las tablas de mortalidad vigentes hasta el 31/12/2017 que son estáticas. Para las tablas de Chile y la SOA se contemplan los q_x correspondientes a 2018, sin considerar las mejoras previstas en A_x para los años posteriores. Esta información nos permite tener una referencia respecto al impacto de considerar las mejoras de la mortalidad en el tiempo.

	Edad actual			
Tabla	**50**	**60**	**65**	**70**
Uruguay Dic. 2017 hombres	26.92	19.10	15.76	12.75
Uruguay Dic. 2017 mujeres	33.05	24.28	20.17	16.33
SOA 2018 sin mejoras hombres	32.81	24.33	20.32	16.50
SOA 2018 sin mejoras mujeres	35.45	26.55	22.30	18.25
Chile 2018 sin mejoras hombres	32.43	23.48	19.32	15.45
Chile 2018 sin mejoras mujeres	37.98	28.53	24.01	19.68

Cuadro 7: Expectativa de vida según edad y tabla de mortalidad sin considerar mejoras.

El valor presente de una renta anual de una unidad por mes ($\ddot{a}_x$), depende de la mortalidad y la tasa de interés. Este valor decrece cuando aumenta la tasa de interés técnico y cuando aumenta la mortalidad. El mayor valor de $\ddot{a}_x$ de las tablas de mortalidad consideradas (para una tasa de interés dada), corresponde a la de mujeres de Chile ya que es la que tiene una mayor sobrevida asociada. Una mayor sobrevida significa que la renta se paga por más tiempo y por eso $\ddot{a}_x$ es mayor.

	Edad actual					
		60			**65**	
	1 %	2 %	3 %	1 %	2 %	3 %
Uruguay Unisex 2018	260.73	228.40	201.99	222.47	198.50	178.42
Uruguay hombres 2018 reservas	231.01	204.53	182.62	196.12	176.70	160.24
Uruguay mujeres 2018 reservas	282.89	246.26	216.53	241.05	213.92	191.31
SOA hombres 2018	267.54	233.76	206.30	227.10	202.15	181.34
SOA mujeres 2018	289.02	250.44	219.41	247.11	218.22	194.37
Chile 2018 hombres (CB-2014)	262.51	230.38	204.07	218.59	195.55	176.18
Chile 2018 mujeres (RV-2014)	312.21	268.69	233.92	266.86	234.28	207.55

Cuadro 8: Valor presente de una renta vitalicia mensual según tasa de interés y tabla de mortalidad.

	Edad actual					
		60			**65**	
	1 %	2 %	3 %	1 %	2 %	3 %
Uruguay Dic. 2017 hombres	203.39	182.34	164.67	170.63	155.28	142.13
Uruguay Dic. 2017 mujeres	253.74	223.48	198.60	214.76	192.43	173.63
SOA 2018 sin mejoras hombres	246.52	218.00	194.41	206.77	186.06	168.51
SOA 2018 sin mejoras mujeres	293.42	254.67	223.37	251.95	222.69	198.47
Chile 2018 sin mejoras hombres	254.21	223.82	198.82	216.41	193.85	174.85
Chile 2018 sin mejoras mujeres	274.85	240.03	211.70	235.44	209.27	187.46

Cuadro 9: Valor presente de una renta vitalicia mensual según tasa de interés y tabla de mortalidad sin mejoras en la mortalidad.

Si comparamos los valores de $\ddot{a}_x$ observamos que son mayores cuando se contemplan las mejoras en la mortalidad. Esto significa que si no se contemplan correctamente las mejoras de la mortalidad en el tiempo se pueden subestimar los costos de las prestaciones y generarse problemas de solvencia de quienes deban pagar las rentas. Por ejemplo, para una tasa de interés del 1 % el valor presente actuarial de una renta para los hombres de 60 años en Chile es 3.2 % menor si no se contemplan las mejoras en la sobrevida esperadas a partir de 2018. En el caso de Uruguay, para una tasa de interés del 1 % y hombres de 60 años, el valor presente (o costo) de la renta es un 12 % mayor para la tabla con mejoras en la mortalidad. Las tablas consideradas en este ejemplos son las que se aplican para el cálculo de las reservas matemáticas.

3. Neutralidad de género en la fijación de precios de rentas vitalicias y seguros

3.1. Fundamentos de la tarificación unisex y principio de justicia actuarial

Las variables con mayor incidencia en el cálculo de precios de rentas vitalicias y seguros son edad y sexo. En los últimos 15 años, la tendencia en las reglamentaciones ha sido la de exigir precios unisex para este tipo de productos.

En la Unión Europea la Directiva del Consejo 2004/113/CE, del 13 de diciembre de 2004 establece la aplicación del principio de igualdad de trato entre hombres y mujeres al acceso a bienes y servicios y su suministro. La normativa exigía que los nuevos contratos que se celebren después del 21 de diciembre de 2007, no presenten diferencias en las primas y prestaciones en función del sexo. Sin embargo, otro de los artículos de la misma reglamentación autorizaba diferencias en las primas y prestaciones en los casos en que el sexo constituya un factor determinante de la evaluación del riesgo. Esta excepción se elimina con la sentencia del Tribunal de Justicia de la Unión Europea en el asunto C-236/09, conocido como "Test-Achats". Con esta sentencia, a partir de diciembre de 2012 se exige en la Unión Europea la fijación de precios unisex para los nuevos contratos de productos de seguros, incluyendo seguros de vida y rentas vitalicia.

En Uruguay, hasta diciembre de 2017 el costo de las rentas vitalicias previsionales eran diferentes según sexo. El decreto Nº 221/017 establece que para determinar el monto de jubilación común y por edad avanzada, por el tramo de ahorro individual, deben considerarse tablas de mortalidad por edad, sin distinción de sexo. Esta reglamentación fue aplicada a partir del 01/01/2018 con la Circular 2.287 del BCU que establece la fórmula vigente para el cálculo de las rentas previsionales. En Uruguay actualmente no existe una reglamentación específica de fijación de precios unisex respecto a los seguros o las rentas vitalicias que están por fuera del sistema previsional.

Existen argumentos a favor y en contra del criterio de neutralidad de sexo para la determinación de los precios de las rentas y seguros. Los productos de rentas y seguros dependen de la mortalidad que se comporta diferente según sexo. El origen de las primas unisex está asociado a asegurar la aplicación del principio de igualdad de género a pesar de estas diferencias de comportamiento. En este punto se describen las principales ventajas y desventajas de las primas unisex.

Ventajas

- La principal ventaja de los precios unisex es que permite equiparar las condiciones de hombres y mujeres de la misma edad para acceder a rentas vitalicias y seguros.

- Uno de los argumentos a favor de la fijación de precios unisex en rentas y seguros es que el género es cada vez menos relevante y existen otros factores asociados a los hábitos del beneficiario (si es fumador por ejemplo), su estilo de vida, su ocupación o su estado de salud que tienen mayor impacto [12].

Desventajas

- Una de las principales desventajas está asociada a la pérdida de precisión para cotizar los productos. En el cálculo unisex, se agrega un nuevo parámetro de incertidumbre que es la composición por sexo (gender mix risk). En el caso de las rentas vitalicias, si el género femenino está sobre-representado en el cálculo, se genera un perjuicio para quienes compran las rentas. Si el genero femenino está sub-representado se genera un perjuicio para la aseguradora. Para el caso de seguros de vida ocurre lo opuesto. Cabe aclarar, que normalmente las reservas para financiar los compromisos de la aseguradora son calculadas diferenciando según sexo.

- Las rentas vitalicias y seguros unisex pueden ser más costosos que los específicos por sexo. Las compañías aseguradoras cargan márgenes más altos en sus productos para cubrir el riesgo de desvíos entre la composición de sexo esperada y la efectiva en su cartera.

- En los casos en los que la compra de rentas vitalicias no es obligatoria, se genera el fenómeno de selección adversa ya que los hombres adquieren en menor medida rentas vitalicias unisex y eligen otro tipo de opciones más convenientes. De está forma, en la composición para la definición del precio, el peso del sexo femenino aumenta, encareciendo el producto. En los seguros de vida ocurre lo opuesto.

Existen diferentes métodos que permiten obtener primas unisex, el más utilizado por las compañías de seguros es aplicar tablas de mortalidad unisex. Otra alternativa es el cálculo de la prima unisex a partir de la ponderación de las primas específicas para cada sexo (Sección 3.2.2). También podría seleccionarse como prima unisex el máximo entre la prima calculada específicamente para hombres y para mujeres. Esta última opción si bien cubre a la aseguradora del riesgo de composición de género, no es el precio justo para quienes puedan adquirirlo.

Para evaluar si el método es apropiado y existe un equilibrio entre la solvencia de la aseguradora y la conveniencia de precio para los potenciales beneficiarios se considera el principio de justicia actuarial (actuarial fearness) [13].

Se considera un portafolio mixto compuesto por m hombres y n mujeres y pólizas de un mismo producto, y con un beneficio único de 1 unidad contratadas en un período $[0, T]$. Se supone una edad fija x al momento 0 para todo el portafolio. Sean P^F y P^M la prima pura justa para mujeres y hombres respectivamente, calculadas con los parámetros específicos de dicho sexo y P^U la prima unisex. El principio de justicia actuarial consiste en que el total que ingresa a la aseguradora por prima pura debe ser igual si se consideran primas específicas por sexo y primas unisex. El cálculo se realiza al momento 0 y se asume que las primas se pagan en su totalidad en el momento 0 (como sucede con las rentas vitalicias previsionales).

$$(m+n)P^U = mP^M + nP^F \tag{13}$$

Por lo tanto,

$$P_U = \frac{mP^M + nP^F}{m+n} \tag{14}$$

Existe una coherencia entre el principio de justicia actuarial y el cumplimiento de los compromisos futuros contraídos por la aseguradora ya que aunque la tarifa de los productos sea unisex, las reservas se calculan diferenciando según sexo.

Los supuestos considerados en este principio son restrictivos. En el caso de contar con diferentes edades en el portafolio puede obtenerse una prima unisex para cada edad y la suma debería respetar el principio de justicia actuarial. Algo similar sucede si se considera más de un producto. Si se contemplan diferentes beneficios, es más complejo obtener una prima unisex que cumpla con el criterio de justicia actuarial.

3.2. Tablas de mortalidad unisex

Una de las metodologías aplicadas para la tarificación unisex en los productos de seguro es el cálculo a partir de tablas de mortalidad unisex. Dependiendo del tipo de producto puede suceder que el uso de una tabla unisex no sea suficiente para obtener una tarifa unisex. En los casos más sencillos como las rentas vitalicias (de una sola vida) y seguros de vida el uso de tablas unisex es suficiente para lograr un precio único para ambos sexos.

3.2.1. Tablas de mortalidad unisex calculadas como ponderación de los q_x específicos por sexo

Las tablas de mortalidad unisex pueden ser dinámicas o estáticas. Existen diferentes formas de obtener tablas de mortalidad unisex a partir de las tablas específicas por sexo. Una forma es definir los q_x de la tabla unisex como un promedio ponderado de los q_x de las tablas específicas por sexo.

$$q_x^U = \frac{mq_x^M + nq_x^F}{m+n} \tag{15}$$

Donde:
q_x^U: q_x para la tabla de mortalidad unisex.
q_x^F: q_x para la tabla de mortalidad específica para mujeres.
q_x^M: q_x para la tabla de mortalidad específicas para hombres.

Esta metodología solo contempla la composición inicial según sexo. Para un grupo de edad inicial x cuya composición es m hombres y n mujeres, el valor ${}_tp_x^U$ no incorpora los cambios en la composición originados por las diferencias en el comportamiento del fallecimiento de hombres y mujeres entre x y $x+t$. Por este motivo, el cálculo de ${}_tp_x^U$ no coincide con el obtenido sumando los supervivientes en t años de la cohorte de edad inicial x de m hombres y n mujeres.

Se aplica esta metodología para el cálculo del valor de la prima unisex P_x^U para un portafolio de edad x, de un producto que consiste en un único pago de 1 unidad si el titular llega con vida a la edad $x+t$.

P_x^U calculado con la tabla de mortalidad unisex:

$$P_x^U = v^t {}_tp_x^U = v^t \prod_{i=x}^{x+t-1} \frac{(m\, p_i^M + n\, p_i^F)}{m+n}$$

P_x^* que cumple con el principio de justicia actuarial:

$$\begin{aligned} P_x^* = v^t {}_tp_x^U &= \frac{m\ v^t \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^M + n\ v^t \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^F}{m+n} \\ &= \frac{v^t(m\ \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^M + n\ \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^F)}{m+n} \end{aligned}$$

El valor ${}_tp_x^U$ calculado a partir de la Ecuaciones 2 y 15 no permite que se cumpla el principio de justicia actuarial. Dado que para el cálculo de las primas de los seguros y rentas se consideran los valores de ${}_tp_x^U$, las primas calculadas a partir del criterio de la Ecuación 15 no cumplirán con el principio de justicia actuarial.

Para una cartera de 60 años de edad actual compuesta por 40 hombres y 60 mujeres, sean P_{60}^U la prima pura unisex de una renta vitalicia de 1 unidad por mes para una persona de 60 años y P_{60}^M y P_{60}^F las primas puras calculadas con las tablas de mortalidad específicas de hombres y mujeres.

$$P_{60}^U = 203{,}300602$$
$$P_{60}^* = 0{,}4\ P_{60}^M + 0{,}6\ P_{60}^F = 204{,}7675058$$

Si se aplica una tabla de mortalidad unisex construida directamente a partir de la ponderación de los q_x de las tablas específicas de hombres y mujeres la prima obtenida es menor a la que cumple el criterio de justicia actuarial. Esto implica que pueden subestimarse las obligaciones futuras que son calculadas por separado para hombres y mujeres. Vale aclarar que normalmente en las tablas de mortalidad se incluyen márgenes de seguridad, que en el caso unisex deben contemplar también el riesgo de desvíos en la composición por género.

3.2.2. Tablas de mortalidad unisex calculadas como ponderación de los l_x específicos por sexo

Una alternativa para construir una tabla de mortalidad unisex a partir de las tablas específicas para hombres y mujeres es calculando los valores $l_{x+t,x}$ unisex como suma de los $l_{x+t,x}$ de hombres y mujeres cuyo valor inicial es m y n respectivamente. Para desarrollar una explicación más general, se utiliza la terminología de tablas dinámicas.

Sea:

$q_{x+t,x}$: probabilidad de fallecimiento a la edad $x+t$, de una persona de edad inicial x.

$q^U_{x+t,x}$: probabilidad de fallecimiento a la edad $x+t$, de una persona de edad inicial x en una tabla unisex.

$l_{x+t,x}$: sobrevivientes en la edad $x+t$, de una cohorte de personas de edad inicial x.

Para obtener la tabla unisex de esta forma, se consideran los $l_{x+t,x}$ calculados con las tablas específicas de hombres y mujeres y la proporción correspondiente a la estructura de sexo que existe en el momento de su construcción. En el caso de las tablas dinámicas, para una edad actual x se obtienen los valores de $q^U_{x+t,x}$ a partir de los valores de $l_{x+t,x}$ obtenidos en cada tabla específica por sexo, una vez aplicada la proporción de sexo a la edad inicial x.

Edad fallecimiento $(x+t)$	$q^M_{x+t,x}$	$q^F_{x+t,x}$	$l^M_{x+t,x}$	$l^F_{x+t,x}$	$l^U_{x+t,x}$	$q^U_{x+t,x}$
60	0.0168	0.0063	0.4000	0.6000	1	0.0105
61	0.0170	0.0066	0.3933	0.5962	0.9895	0.0107
62	0.0173	0.0068	0.3866	0.5923	0.9789	0.0110
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.
100	1	1	0.0092	0.0455	0.0547	1

Cuadro 10: Cálculo de la tabla de mortalidad unisex a partir de las tablas específicas por sexo de Uruguay.

$$
\begin{aligned}
l^M_{60+t,60} &= l^M_{60+t-1,60} * (1 - q^M_{60+t-1,60}) \\
l^F_{60+t,60} &= l^F_{60+t-1,60} * (1 - q^F_{60+t-1,60}) \\
l^U_{60+t,60} &= l^M_{60+t,60} + l^F_{60+t,60} \\
q^U_{60+t,60} &= 1 - \frac{l_{60+t,60}}{l_{60,60}}
\end{aligned}
$$

Las tablas de mortalidad unisex construidas con este método reflejan el comportamiento de la composición por sexo y la mortalidad en el tiempo. La composición por sexo en una cohorte varía en el tiempo por el efecto de la mayor sobrevida de las mujeres y este comportamiento es recogido por las tablas de mortalidad.

Este método de construcción de tablas unisex cumple con el criterio de justicia actuarial salvo que, por ejemplo, se contemplen otros parámetros específicos por sexo además de la mortalidad. Es sencillo demostrar que ${}_tp^U_x$ calculado a partir de este método permite que se cumpla con el principio de justicia actuarial. Se presenta la demostración para el caso de tablas de mortalidad estáticas que es análoga al de las dinámicas.

$$
\begin{aligned}
{}_tp_x^U = \frac{l_{x+t}^U}{l_x^U} &= \frac{l_{x+t}^M + l_{x+t}^F}{l_x^M + l_x^F} \\
&= \frac{l_x^M \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^M + l_x^F \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^F}{m+n} \\
&= \frac{m \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^M + n \prod_{i=x}^{x+t-1} p_i^F}{m+n} \\
&= \frac{m_tp_x^M + n_tp_x^F}{m+n}
\end{aligned}
$$

Si se considera el mismo ejemplo de renta vitalicia que en el punto 3.2.1, es decir, una cartera de personas de 60 años de edad compuesta por 40 hombres y 60 mujeres, con P_{60}^U la prima pura unisex de una renta vitalicia de 1 unidad por mes para una persona de 60 años y P_{60}^M y P_{60}^F las primas puras calculadas con las tablas de mortalidad específicas de hombres y mujeres. En este caso P_{60}^U es calculado con una tabla de mortalidad obtenida a partir del criterio presentado en el Cuadro 10 y P_{60}^* la prima que cumple con el criterio de justicia actuarial.

$$
\begin{aligned}
P_{60}^U &= 204{,}7675058 \\
P_{60}^* &= 0{,}4\ P_{60}^M + 0{,}6\ P_{60}^F \\
&= 0{,}4\ * 183{,}8879868 + 0{,}6\ * 218{,}6871851 \\
&= 204{,}7675058
\end{aligned}
$$

Con el método presentado en este punto, se obtiene una tabla de mortalidad unisex que aplicada en productos de seguro simples cumple el principio de justicia actuarial. Si se consideran productos más complejos, por ejemplo, con otros parámetros que dependen del sexo, no se cumple el principio de justicia actuarial. Si se levanta el supuesto de que todos los productos tienen un beneficio único, el principio de justicia actuarial no tiene sentido de la forma en que fue definido.

Para el caso en que los productos sean más complejos, se presenta en el punto 3.2.3 una metodología de cálculo de primas unisex a partir de las primas específicas por sexo.

3.2.3. Cálculo de primas unisex a partir de las primas específicas por sexo

Un método alternativo al uso de tablas unisex para el cálculo de primas con neutralidad de género es combinar las primas específicas de cada sexo. La prima unisex puede obtenerse como el promedio ponderado de las primas obtenidas individualmente para cada sexo. Las ponderaciones pueden definirse en función de la composición de sexo registrada en el portafolio del producto, para una edad determinada. Esta ponderación cumple con el principio de justicia actuarial definido en la Ecuación 14 y tiene sentido únicamente si se consideran productos con un único beneficio.

En el caso de un beneficio único y para un portafolio de la misma edad la prima pura unisex, P_x^U, puede obtenerse despejando de la ecuación del principio de justicia actuarial.

$$P_x^U = \frac{m\ P_x^M + n\ P_x^F}{m+n} \tag{16}$$

Si se considera el ejemplo de los puntos 3.2.1 y 3.2.2, una cartera compuesta por 40 hombres y 60 mujeres de 60 años de edad. Con P_{60}^U la prima pura unisex de una renta vitalicia de 1 unidad por mes para una persona de 60 años y P_{60}^M y P_{60}^F las primas puras calculadas con las tablas de mortalidad específicas de hombres y mujeres.

$$\begin{aligned} P_{60}^U &= \frac{m\ P_{60}^M + n\ P_{60}^F}{m+n} \\ &= 0{,}4\ * 183{,}8879868 + 0{,}6\ * 218{,}6871851 \\ &= 204{,}7675058 \end{aligned}$$

Si los beneficios no son únicos deberían considerarse otros elementos para el cálculo de la prima unisex de modo que el ingreso obtenido por primas sea coherente con las obligaciones asumidas por la aseguradora.

Dentro de la ponderación puede incluirse además de la composición por sexo otros factores como el perfil de riesgo al que quiera someterse la compañía, contemplando escenarios que favorecen más al asegurado o al asegurador.

3.3. Tablas de mortalidad unisex en Uruguay

La tarificación unisex comenzó a regir en Uruguay en enero de 2018 para las rentas vitalicias previsionales, es decir, aquellas que perciben los jubilados en función de lo ahorrado en el tramo de capitalización individual.

El costo de una renta vitalicia previsional en Uruguay tienen un componente asociado a la jubilación del titular de la renta y otro asociado a una potencial pensión. Aplicar una tabla de mortalidad unisex no asegura obtener primas de renta vitalicia iguales para hombres y mujeres por el componente asociado a la pensión. Si las primas de renta vitalicia son diferentes según sexo, no se obtienen prestaciones iguales con un mismo fondo. Si se considerara únicamente el componente de jubilación del titular, que es el valor presente actuarial de una renta de una unidad por mes (Ecuación 12) se obtienen primas iguales por sexo aplicando una tabla de mortalidad unisex.

Los parámetros vigentes para calcular el costo de las rentas previsionales son:

- Tabla de mortalidad unisex
- Curva de tasas de interés técnico
- Tabla de probabilidad de generar pensión (unisex)
- Supuesto de igualdad entre la edad del titular de la renta y el beneficiario de pensión.
- Margen de la aseguradora en la tasa de interés

En la reglamentación vigente hasta diciembre de 2017 se aplicaban probabilidades de generar pensión diferentes para titulares de renta hombres y mujeres ya que las condiciones legales para acceder a una pensión son diferentes por sexo. El supuesto de diferencia de 3 años de edad a favor de los hombres para determinar la edad del beneficiario de pensión se debía a un comportamiento esperado. Es más frecuente que los beneficiarios de pensión sean los cónyuges/concubinos y que los hombres sean mayores que las mujeres en esa situación.

Para obtener un costo de renta vitalicia única para hombres y mujeres, de la misma edad de retiro, se requiere el ajuste de todos los parámetros de forma tal que se cumpla con el principio de neutralidad actuarial. Esto significa que los resultados totales sean iguales que cuando se calculan por separado para hombres y mujeres. Esta opción es metodológicamente compleja porque implica el ajuste de más de un parámetro.

Con la modificación exclusiva de la tabla de mortalidad no se alcanza el objetivo de primas iguales por sexo. Si se aplica la misma tabla de mortalidad para los titulares de la jubilación y los beneficiarios de pensión y se igualan los supuestos de probabilidades de generar pensión y diferencia de edad por sexo, sin analizar su composición, se obtienen primas iguales pero pueden generarse desequilibrios entre los ingresos de las aseguradoras y los costos de las prestaciones.

Una alternativa metodológica es la presentada en el Punto 3.2.3 en la que se obtiene la prima unisex como un promedio ponderado de las primas específicas de cada sexo. Si bien el uso de tablas unisex para la tarificación de rentas previsionales es obligatorio según el Decreto 221/017, estas primas pueden utilizarse como valores de referencia o de control.

La metodología consiste en ponderar los valores de prima calculados distinguiendo según sexo, con los porcentajes esperados de altas de jubilación por sexo para cada edad de retiro [13]. Esta alternativa metodológica tiene como limitación que pueden generarse desequilibrios si los fondos promedio al momento de retiro de los hombres y mujeres son diferentes. Si el fondo promedio al momento de retiro es diferente, también lo será la prestación promedio de jubilación. Para solucionarlo, deberían ajustarse las primas de renta vitalicia considerando además de la composición por sexo de las altas de jubilación, las diferencias entre los fondos. Esta limitación también aplica para la metodología de parámetros unisex.

Si el comportamiento de la composición por sexo varía respecto al esperado se genera un desequilibrio que puede ocasionar pérdidas o ganancias para la aseguradora. Las ganancias para la aseguradora significan una pérdida para los jubilados, dado que perciben en conjunto prestaciones inferiores a los fondos que transfirieron a la aseguradora. Para evaluar el equilibrio se calcula por un lado el monto total que ingresa a la aseguradora por transferencia de fondos para financiar las prestaciones de jubilación y por otro lado el costo total de las prestaciones.

Si bien, pueden existir desvíos porque la composición por sexo no es la esperada, en el caso de Uruguay las rentas previsionales son obligatorias por lo tanto no existe el riesgo de selección adversa. En caso de no ser obligatorias, los hombres optarían por otro tipo de productos más beneficiosos.

A modo ilustrativo se calculan los valores presentes de rentas vitalicias unisex y específicas para cada sexo, para una sola vida (Ecuación 12) e incluyendo beneficiarios de pensión. Se utilizan los parámetros vigentes en Uruguay a junio de 2018 y las tablas de mortalidad especificas para las reservas [1] para el cálculo de las primas específicas por sexo. Para el cálculo de la prima pura de las rentas vitalicias previsionales que incluyen pensión se considera la fórmula presentada en el Artículo 101 de la Circular 2.287 [1] del BCU. En el caso de las primas especificas por sexo se asume que el beneficiario es el cónyuge y que el hombre es 3 años mayor que la mujer. Para obtener las probabilidades de pensión específicas por sexo se consideran las tablas presentadas en el proyecto normativo del BCU de 2016. La curva de tasas de interés técnico aplicada es la vigente hasta junio de 2018 sin descontar el margen de la aseguradora.

Edad de retiro	**Masculino**	**Femenino**	**Unisex**
60	183,8880	218,6872	203,7713
65	160,8628	192,4883	179,3744

Cuadro 11: Valor presente actuarial de una renta vitalicia de una unidad mensual sin beneficiarios de pensión.

Edad de retiro	Masculino	Femenino	Unisex
60	212,7842	222,2623	215,7603
65	187,9361	195,4749	190,1924

Cuadro 12: Valor presente actuarial de una renta vitalicia de 1 unidad mensual con beneficiarios de pensión de 0.6 unidades.

En el ejemplo del Cuadro 11, la composición de sexo requerida para que la prima pura cumpla con el principio de justicia actuarial es 43 % hombres y 57 % mujeres a los 60 años y 41 % hombres y 59 % mujeres a lo 65. En el ejemplo del Cuadro 12 la composición requerida asciende a 69 % para los hombres a los 60 años de edad y 70 % a los 65.

Este comportamiento se debe a que en las pensiones se contemplan otros factores como la diferencia de edad entre el beneficiario y el titular, su probabilidad de fallecimiento y la probabilidad de generar pensión que afectan de diferentes formas a las primas de hombres y mujeres. Adicionalmente, al trabajar con parámetros unisex deben agregarse márgenes de seguridad adicionales que reflejen el riesgo de desvíos en la composición por sexo.

El propósito de este tipo de ejemplos es contar con una referencia de control ya que la ley actual obliga al uso de tablas unisex.

4. Comentarios finales

La aplicación de tablas dinámicas para el cálculo de prestaciones y reservas es importante porque incorpora las mejoras en la sobrevida y refleja de mejor forma el comportamiento real de la mortalidad.

En las tablas de mortalidad actuales de Uruguay se incorporan las mejoras futuras en la sobrevida. Si bien la nueva tabla dinámica tiene asociada una mayor sobrevida que la anterior, está por debajo de la chilena y la elaborada por la SOA.

La tabla dinámica unisex vigente en Uruguay tiene asociada una mayor sobrevida que la tabla construida a partir del método Nolfi. Esto se explica en parte porque la tabla vigente incluye un margen de seguridad. Cabe aclarar además que con el método Nolfi se obtiene mejoras en la mortalidad inferiores que con otros métodos como Lee Carter.

Las mejoras anuales en la sobrevida previstas en la tabla de mortalidad unisex uruguaya para los próximos 10 años son del orden del 1,37 % para las edades de 60 a 64. La expectativa de vida, según esta tabla, para una persona de 60 años en 2018 es 25.10 mientras que en 2028 es 26.15.

La tarificación unisex permite equiparar las condiciones entre hombres y mujeres en términos de rentas vitalicias y seguros. Dado que puede tener como consecuencia la pérdida de precisión, debe asegurarse el equilibrio entre la fijación de precios y el cálculo de reservas para los compromisos asumidos. En este sentido, es importante el concepto de justicia actuarial, que fija una igualdad entre el ingreso total por primas con una tarificación unisex y una específica por sexo.

Si la tabla de mortalidad unisex se construye a partir de los l_x correspondientes a hombres y mujeres, pueden obtenerse primas actuarialmente justas. Esto es válido solo si se cumplen los supuestos de beneficio único, composición según sexo conocida y no se contemplan otros parámetros con comportamiento diferencial según sexo. El principio de justicia actuarial no se cumple si la tabla de mortalidad unisex se construye a partir de la ponderación de los q_x de las tablas de mortalidad específicas por sexo.

En el caso uruguayo, la tarificación de las rentas vitalicias previsionales a partir de parámetros unisex es más compleja porque existe un componente asociado a la pensión por sobrevivencia. Como mecanismo de control y para contar con un valor de referencia puede utilizarse una metodología más sencilla como la ponderación de primas específicas por sexo.

Se sugieren como líneas de trabajo futuro: el estudio del principio de justicia actuarial con beneficios diferenciales según sexo y la aplicación del método Lee Carter sobre datos de mortalidad de Uruguay.

A. Anexo

A.1. Modelo Lee Carter aplicado sobre datos de mortalidad la población de Estados Unidos

En este anexo se presentan los resultados obtenidos al aplicar el modelo clásico de Lee Carter desarrollado en la Sección 2.2.2 sobre los datos de mortalidad registrados para el total de población de Estados Unidos. La fuente de la información de mortalidad es el sitio web Human Mortality DataBase que incluye datos para el período 1933 - 2016.

El modelo estimado para los datos de 1933 - 2016 tiene asociado un porcentaje de variación explicado del 96.2 %. Este valor elevado de poder explicativo del modelo se debe a que se estima a partir de un período de tiempo suficientemente extenso, 83 años.

En la Figura 1 se grafican los coeficientes a_x, b_x y k_t obtenidos para el modelo Lee Carter clásico. Los valores k_t son decrecientes con el año, ya que la mortalidad decrece en el tiempo. El coeficiente a_x representa el comportamiento del logaritmo de la mortalidad para las diferentes edades y b_x la forma en que decrece la mortalidad cuando cambia k_t.

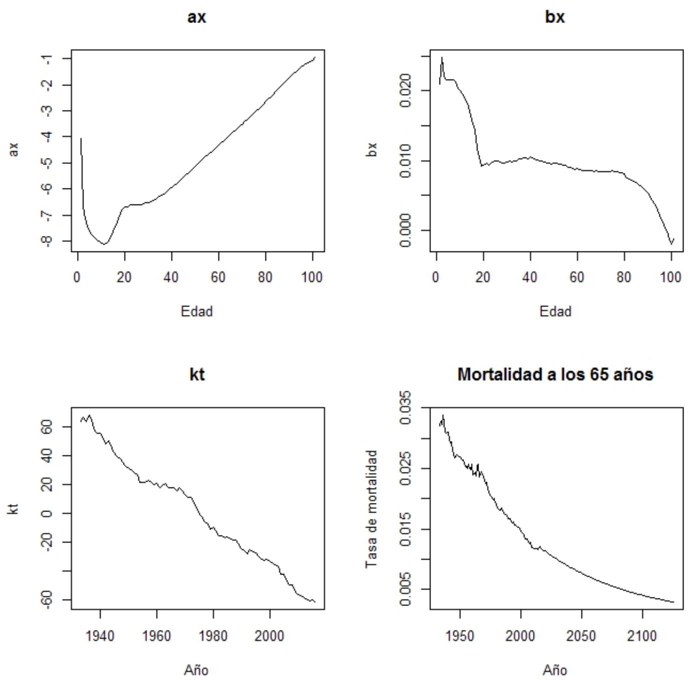

Figura 1: Coeficientes estimados de a_x, b_x y k_t y tasa de mortalidad a los 65 años

A modo ilustrativo, se grafica la tasa de mortalidad a los 65 años de edad según año calendario, la mortalidad es decreciente en el tiempo.

En el Cuadro 13 se presentan los valores calculados de expectativa de vida a los 50, 60, 65 y 70 años con la tabla de mortalidad estimada con el método Lee Carter para los años 2018 y 2028. El aumento de la esperanza de vida en 10 años es aproximadamente 1 año para los 50 años de edad, 0.9 años para los 60, 0.8 años para los 65 y 0.7 años para los 70.

	Edad			
Tabla	**50**	**60**	**65**	**70**
Población U.S.A. 2018 Lee Carter	33.70	24.29	20.00	16.00
Población U.S.A. 2028 Lee Carter	34.70	25.19	20.81	16.71

Cuadro 13: Expectativa de vida según edad y año calendario.

Edad	**2019-2028**	**2029-2038**
50-59	1.38 %	1.38 %
60-64	1.29 %	1.29 %
65-69	1.27 %	1.27 %
70-74	1.26 %	1.26 %
75-79	1.23 %	1.24 %
80-84	1.05 %	1.06 %
85-89	0.86 %	0.87 %
90-94	0.50 %	0.50 %
95-99	-0.02 %	-0.02 %

Cuadro 14: Evolución de las mejoras anuales de mortalidad por rango de edad.

Por último, se presenta el promedio de las mejoras anuales de la mortalidad según rango de edad para los períodos 2019-2028 y 2029-2038. Las mejoras son similares para ambos períodos y decrecen con la edad. Las mejoras fueron calculadas de acuerdo al criterio presentado en la Ecuación 4, si se calculan con respecto a la fuerza de la mortalidad las mejoras anuales son constantes para todos los períodos.

Referencias

[1] BCU, *Modificación de las bases técnicas para las reservas y de los parámetros para determinar la renta vitalicia inicial.*, Empresas aseguradoras - seguro colectivo de invalidez y fallecimiento y seguro de renta vitalicia previsionales - Circular 2.287, 2017.

[2] BCU, *Tope de interés de referencia mínima para determinar la renta inicial*, Art. 101 Recopilación de normas de seguros y reaseguros - Circular 2.288, 2017.

[3] *Mortality Assumptions and Longevity Risk Implications for pension funds and annuity providers.* OECD Publishing, 2014, http://dx.doi.org/10.1787/9789264222748-en.

[4] BCU, *Modificaciones en los parámetros actuariales para el cálculo de las rentas vitalicias generadas por el régimen de ahorro individual.* Proyectos normativos de Seguros, 2017, http://www.bcu.gub.uy/Servicios-Financieros-SSF/Documents/Proyectos%20Normativos/Metodologia-nuevas-tablas-mortalidad-consulta.pdf

[5] Binder, Gaby. *Construction and Comparison of Mortality Tables Based on Different Techniques.* ETH Zürich, Febrero 2014.

[6] Lee R. D., Carter L. R. *Modeling and Forecasting U. S. Mortality.* Journal of the American Statistical Association, Vol. 87, No. 419, Setiembre 1992.

[7] Caselli G, Vallin J, Wunsch G. *Demography: Analysis and Synthesis.* Academic press, 2006.

[8] Newton L, Bowers JR, et all. *Actuarial Mathematics* The Society of Actuaries, 1986.

[9] *RP-2014 Mortality Tables Report* Society of Actuaries, Octubre 2014.

[10] *Mortality Improvement Scale MP-2017* Society of Actuaries, Octubre 2017.

[11] *Norma de carácter general 398* Superintendencia de pensiones de Chile, Noviembre 2015.

[12] Curry C., O'Connell A. *An analysis of unisex annuity rates.* Pensions Policy Institute, 2004.

[13] Chen A., Vigna E. *A unisex stochastic mortality model to comply with EU Gender Directive.* Collegio Carlo Alberto, Diciembre 2015.