

SESGOS POR INGRESOS EN TABLAS DE MORTALIDAD

EFFECTO EN LA SOLVENCIA DEL SISTEMA JUBILATORIO

Resumen

Las tablas de mortalidad usadas en el cálculo de rentas previsionales, ya sea que se hayan calculado para la población general o se establezcan para la población de individuos con aportes a la seguridad social, generalmente se usan en forma voluntaria por parte de las empresas de seguros y organismos de seguridad social.

Los errores o sesgos que estas impliquen pueden generar déficits para los organismos de seguridad social, que en el caso de sistemas de reparto se licúan con mayores aportes de los Estados para solventar los gastos de jubilaciones y pensiones. Si el problema es estructural eventualmente puede terminar en correcciones a la baja de tasas de reemplazo o aumentos de la edad mínima jubilatoria como forma de rebalancear los egresos fiscales.

En caso de ser usadas por empresas de seguros, las pérdidas generadas por estos errores o sesgos se pueden corregir con el ajuste de las primas cobradas en la medida que el precio se fije en condiciones de mercado.

En el caso uruguayo, las rentas previsionales se fijan en base a parámetros mínimos por lo que los sesgos de las tablas de mortalidad pueden implicar pérdidas para las empresas aseguradoras que no podrán ser absorbidas mediante cambios de precios. Se entiende que si este sesgo fuese significativo podría atentar contra la solvencia del sistema.

En este sentido, se presenta un modelo teórico que explica el problema de las diferencias de expectativas de vida según tramos de ingreso y estima una ecuación para el déficit que se generaría según la diferencia en la expectativa de vida por tramo de ingresos jubilatorios.

I.- Aritmética del problema

En forma sencilla suponemos dos tramos de ingresos jubilatorios anuales relativos al ingreso promedio general por jubilaciones, siendo:

$1 - x$, ingreso del 50% más pobre en unidades monetarias por año

$1 + x$, ingreso del 50% más rico en unidades monetarias por año

De esta manera el ingreso promedio general será igual a uno por año:

$$0,5 * (1 - x) + 0,5 * (1 + x) = 1$$

Asumiendo una expectativa de vida promedio de E años y una edad de jubilación promedio R , si se considera pagar en total 1 anualmente, sin considerar tasa de descuento, el monto total pagado en los $E - R$ años de retiro de una generación equivaldrá a:

$$E - R \text{ unidades monetarias.} \quad (1)$$

Si los precios o primas prefijados por la tabla de mortalidad establecen una reserva que alcanzará a cubrir exactamente el monto calculado en el párrafo anterior, dicha reserva será suficiente solamente si los jubilados que se encuentran en el 50% de mayores ingresos no tienen una etapa de retiro más larga que aquellos que corresponden al grupo de menores ingresos.

Los años de retiro surgen de la diferencia entre la expectativa de vida y la edad de retiro, $E_i - R_i$ donde el subíndice indica a que tramo de ingresos pertenece la persona (1 pobre, 2 rico).

$$\text{Estos valores cumplen que } 0,5 * E_1 + 0,5 * E_2 = E \quad \text{y} \quad 0,5 * R_1 + 0,5 * R_2 = R \quad (2)$$

De esta manera, al introducirse diferencia en los años de retiro usufructuados por tramo de ingreso jubilatorio, el monto a ser pagado por renta previsional será:

$$\begin{aligned} &0,5 * (1 - x) * (E_1 - R_1) + 0,5 * (1 + x) * (E_2 - R_2) = \\ &(E - R) + 0,5x[(E_2 - R_2) - (E_1 - R_1)] = \\ &(E - R) + 0,5x[(E_2 - E_1) - (R_2 - R_1)] \end{aligned} \quad (3)$$

lo que nos muestra que se deberá erogar adicionalmente a lo establecido en (1), el segundo término de (3), que será positivo si la diferencia en esperanza de vida entre la población de altos ingresos y la de bajos ingresos es positiva y supera en valor absoluto el valor de la diferencia de edad de retiro de ambos grupos.

De esa manera, asumiendo $R_1 = R_2 = R$, el déficit porcentual que asumirían las empresas aseguradoras sería:

$$D = \frac{0,5x(E_2 - E_1)}{E - R} \quad (4)$$

Dicho déficit se haría cero solo en caso que la esperanza de vida E no presentase diferencias por tramos de ingresos, esto es, $E_2 = E_1$.

Es claro que suponer igual edad de retiro es un supuesto restrictivo, pero si asumimos que la edad de retiro se atrasa en parte como estrategia de incrementar en lo posible el ingreso en edad avanzada, podría pensarse que de haber un sesgo el mismo implicaría una mayor edad de retiro en las personas de menores ingresos¹. En el mismo sentido existe evidencia de que los trabajadores más pobres tienen menor probabilidad de cotizar a la seguridad social, por tanto, es esperable que lleguen a la causal jubilatoria a edades más avanzadas². Por los motivos antedichos, trabajar con el supuesto simplificador de iguales edades de retiro sesga a la baja el déficit constatado en (3) pues R_2 sería menor a R_1 ³.

II. Estimaciones para Uruguay

En primera instancia, ante la falta de estadísticas de mortalidad por tramo de ingresos, se calcula el Déficit porcentual de la ecuación (4) con deciles poblacionales utilizando los datos de deciles e ingresos jubilatorios correspondientes al año 2011 de Burdín, Esponda y Vigorito (2014) que surgen de la ECH⁴. Este cálculo se realiza bajo el supuesto de igualdad en la edad de retiro ($R_1 = R_2 = R$), sin tasa de descuento y con una diferencia de un año entre la expectativa de vida del décimo decil y el primer decil de ingresos.

	(1) Ingresos jubilatorios	(2) Expectativa de vida	(3) Egresos = (1)* [(2) - 60 años]	(4) Egresos teóricos = (1) * [75 - 60 años]	[(3)-(4)] / (4) DÉFICIT (%)
DECIL 1	6,7	74,50	97	101	-0,22%
DECIL 2	9,5	74,61	139	143	-0,25%
DECIL 3	8,7	74,72	128	131	-0,16%
DECIL 4	7,8	74,83	116	117	-0,09%
DECIL 5	7,6	74,94	114	114	-0,03%
DECIL 6	7,3	75,06	110	110	0,03%
DECIL 7	9,3	75,17	141	140	0,10%
DECIL 8	9,5	75,28	145	143	0,18%
DECIL 9	12,2	75,39	188	183	0,32%
DECIL 10	21,4	75,50	332	321	0,71%
TOTAL	100	75,00	1509	1500,00	0,59%

¹ Según Panorama de la vejez en Uruguay -Federico Rodríguez y Cecilia Rossel- UCUDAL - IPES -UNFPA (2009), un 80% de las explicaciones de la permanencia en el mercado de trabajo de las personas de edad avanzada se relacionaban con la necesidad de obtener ingresos.

² Determinantes de la probabilidad de cotización a la seguridad social en Uruguay - María Cecilia Lara - JAE 2009. Este trabajo encuentra que el nivel de ingresos es una variable significativa para determinar la probabilidad de cotizar a la seguridad social, a medida que aumenta el nivel de ingresos aumenta la probabilidad de cotizar.

³ En el caso del tramo de ahorro individual, los datos de ingresos jubilatorios se ajustan automáticamente en función de R_i , y por tanto, el verdadero efecto de suponer diferentes edades de retiro sería de segundo orden.

⁴ Desigualdad y sectores de altos ingresos en Uruguay: un análisis en base a registros tributarios y encuestas de hogares para el período 2009-2011 - Gabriel Burdín, Fernando Esponda, Andrea Vigorito - Serie Documentos de Trabajo - Instituto de Economía DT 06/2014.

Este resultado significa que el déficit porcentual de una aseguradora que pague con una tabla de mortalidad no ajustada por ingresos alcanza un 0,59%. Esto implica que dado un capital de las empresas de seguros de aproximadamente un 4% de las reservas acumuladas, un solo año de diferencia en expectativas de vida entre los deciles 1 y 10 de ingresos jubilatorios genera un déficit equivalente al 14,8% del capital.

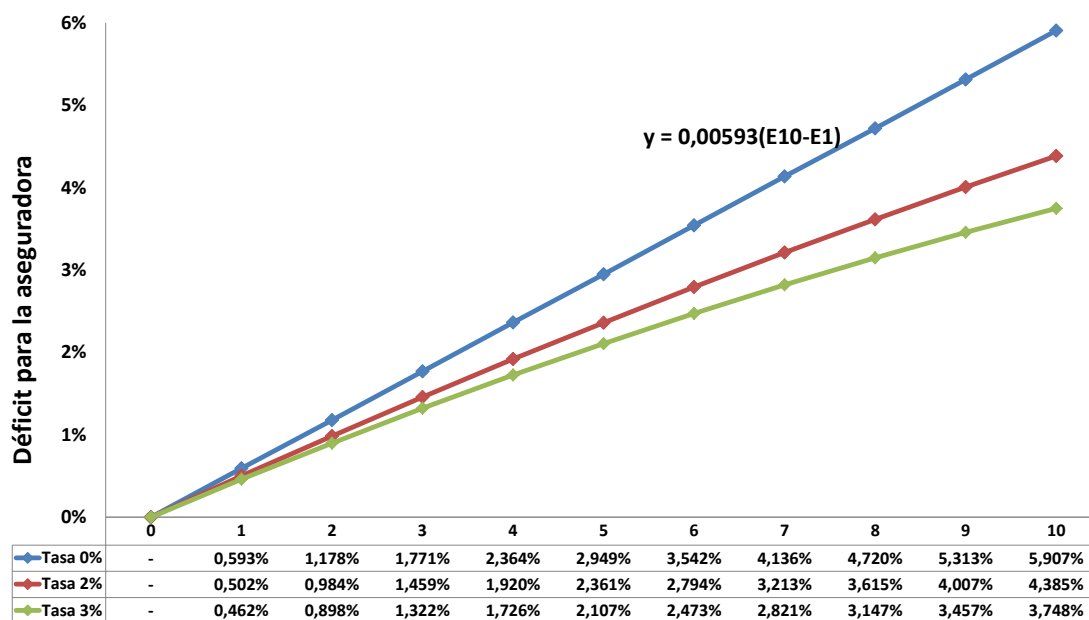
En segunda instancia, se tomaron los mismos ingresos jubilatorios por decil de ingresos pero se plantearon distintos niveles de diferencia en años entre la expectativa de vida del primer y el décimo decil, diferencias que se linealizaron hacia el interior de la distribución. A su vez, se realizaron dichos cálculos utilizando diferentes tasas de descuento y se trabajó en frecuencia mensual para simular más adecuadamente la realidad de las erogaciones.

El resultado de la aplicación del modelo a una distribución más compleja de ingresos y expectativas de vida mantuvo linealidad respecto a las expectativas de vida de acuerdo a la siguiente ecuación⁵:

$$D = 0,593\% * (E_{10} - E_1)$$

El déficit es algo más de medio punto porcentual por cada año de diferencia entre la expectativa de vida del decil de mayores ingresos y el decil de menores ingresos de la población. Por ejemplo, si suponemos que en el décimo decil la expectativa de vida es cinco años superior a la esperanza de vida del primer decil, el déficit equivaldría al 3% del total de las erogaciones de la aseguradora⁶.

GRÁFICO 1: Déficit de la aseguradora en función de diferencias en expectativas de vida



Coefficiente de la ecuación del déficit según tasa de descuento y diferencia de expectativas de vida en años entre los deciles 10 y 1 de ingresos jubilatorios

⁵ La introducción de una tasa de descuento en el modelo no modifica las conclusiones aunque reduce el impacto de la diferencia de mortalidad. De esa manera, introducir una tasa de descuento anual real del 2% genera un coeficiente para 1 año de diferencia entre E10 y E1 de 0,502% en lugar del 0,593% del modelo original, lo que se traduce en un equivalente al 12,6% del capital. Al incorporar una tasa de descuento se pierde la linealidad de los resultados, disminuyendo gradualmente la magnitud del coeficiente para mayores diferencias de expectativas de vida.

⁶ En el Anexo se encuentra un cuadro que ilustra los principales resultados para el déficit.

III. Conclusiones

La diferencia en ingresos jubilatorios de aquellas personas que forman la cohorte de individuos atendidos por las empresas de seguros puede generar que el total de haberes pagado por estas últimas supere al estimado por tablas de mortalidad si existen diferencias de expectativas de vida según tramo de haberes previsionales.

En términos simples puede decirse que las tablas de mortalidad sin ajustar por tramo de ingresos equilibran las cuentas en términos de individuos pero mantienen en desequilibrio las cuentas en términos de unidades monetarias dado que los ahorros se producen en individuos que retiran menos y los aumentos de gasto en aquellos que retiran más.

En caso de que el problema se resuelva bajando en términos generales la jubilación a los efectos de calcular montos que equilibren las cuentas de las aseguradoras (lo que debería hacerse también si se quisiera contener el desequilibrio fiscal de los institutos de seguridad social) se estará generando un subsidio cruzado de aquellos sectores de menores ingresos hacia los de mayores ingresos, lo que solo se evitaría si se estableciesen tablas de mortalidad por intervalos de ingresos.

A los efectos de una mejor estimación del déficit general debería trabajarse con microdatos del BPS para la obtención de estadísticas de expectativa de vida y edad de retiro por tramo de ingresos jubilatorios. Dado que la dispersión de ingresos servidos por el BPS se estima que será menor que la de aquellos ingresos provenientes de la acumulación en cuentas individuales, se entiende que los resultados sesgarán el déficit a la baja.

Asimismo, las bases de datos de las empresas de seguros no tendrán suficiente cantidad de datos en condiciones de equilibrio por cuanto los datos de asegurados corresponden a una cohorte de individuos que cambiará sustancialmente en el corto plazo cuando comiencen a jubilarse los obligados a entrar en cuentas individuales en 1996 y por lo tanto presentarán pocas observaciones de extinción de pagos por fallecimiento. Esto claramente quita precisión a los indicadores de esperanza de vida y aún más por disminución del tamaño muestral a los indicadores abiertos por decil de ingreso.

En consideración de los cálculos iniciales realizados en este trabajo se propone como futura línea de investigación el cálculo a partir de datos BPS, a los efectos de considerar atemperar el déficit teórico actual que se supone importante a la luz de la experiencia de otros países^{7 8}.

⁷ Según "Trends in Mortality Differentials and Life Expectancy for Male Social Security-Covered Workers, by Average Relative Earnings" para Estados Unidos los individuos de 60 años a 2001 que componían la mitad de la muestra que exhibía mayores ingresos jubilatorios tenían una expectativa de vida 5,8 años mayor en ese momento respecto a aquellos que componían la mitad de la muestra que correspondía a la población de menores ingresos.

⁸ En el caso de existir un año de diferencia entre primero y último decil de ingresos, una distribución lineal de esa diferencia en el resto de los deciles implicaría una diferencia de medio año entre la mitad de la población de menores ingresos y la mitad que recibe mayores ingresos.

BIBLIOGRAFÍA

1. Desigualdad y sectores de altos ingresos en Uruguay: un análisis en base a registros tributarios y encuestas de hogares para el período 2009-2011 - Gabriel Burdin, Fernando Esponda, Andrea Vigorito - Serie Documentos de Trabajo INSTITUTO DE ECONOMÍA DT 06/2014
2. Determinantes de la probabilidad de cotización a la seguridad social en Uruguay – María Cecilia Lara – Jornadas Anuales de Economía del BCU (2009).
3. Panorama de la vejez en Uruguay -Federico Rodríguez y Cecilia Rossel - UCUDAL / IPES/ UNFPA (2009)
4. Trends in Mortality Differentials and Life Expectancy for Male Social Security–Covered Workers, by Average Relative Earnings. Hilary Waldron Office of Research, Evaluation, and Statistics, Office of Policy, Social Security Administration (USA) Working Paper No. 108 (released October 2007)

ANEXO

Cuadro resumen del déficit porcentual en función de las diferencias entre las expectativas de vida de los deciles 10 y 1; y de diferentes tasas de descuento en términos reales.

ESTIMACIÓN DEL DÉFICIT PORCENTUAL (D)		Diferencia en años entre la expectativa de vida del decil 10 y el decil 1										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Tasa de descuento real	Tasa dto. 0%	0,00%	0,59%	1,18%	1,77%	2,36%	2,95%	3,54%	4,14%	4,72%	5,31%	5,91%
	Tasa dto. 2%	0,00%	0,50%	0,98%	1,46%	1,92%	2,36%	2,79%	3,21%	3,62%	4,01%	4,39%
	Tasa dto. 3%	0,00%	0,46%	0,90%	1,32%	1,73%	2,11%	2,47%	2,82%	3,15%	3,46%	3,75%
	Tasa dto. 10%	0,00%	0,25%	0,46%	0,64%	0,79%	0,90%	0,98%	1,03%	1,04%	1,03%	0,97%