4.6. ANÁLISIS DEL SEGURO MIXTO

4.6.1. Determinación de la prima pura única

En este caso, para una prima única borrosa $\widetilde{P}$, la pérdida en una cartera compuesta por un único asegurado vendrá dada por la variable borroso aleatoria:

$$\widetilde{L} = \begin{cases} \widetilde{f}_{t+1} - \widetilde{P} & \text{con} \quad {}_{t|}q_x \;\; t = 0,1,...,n-1 \\ \widetilde{f}_n - \widetilde{P} & \text{con} \quad {}_n p_x \end{cases}$$

Planteando $\widetilde{E}[L] = 0$, obtendremos que $\widetilde{P}_P = {}_n\widetilde{A}_x + {}_n\widetilde{E}_x$, de forma que $P_{P\alpha}$ es:

$$P_{P\alpha} = {}_nA_{x\alpha} + {}_nE_{x\alpha} = \left[{}_nA_x^1(\alpha) + {}_nE_x^1(\alpha), {}_nA_x^2(\alpha) + {}_nE_x^2(\alpha)\right]$$

De esta forma, las cuestiones comentadas sobre la esperanza matemática de la estructura actuarial, se pueden hacer extensibles a la prima borrosa.

La prima pura cierta, P_p se calcula para un β dado como:

$$EV\left[\widetilde{P}_P, \beta\right] = P_P = (1-\beta)\int_0^1 \left[{}_nA_x^1(\alpha) + {}_nE_x^1(\alpha)\right]d\alpha + \beta\int_0^1 \left[{}_nA_x^2(\alpha) + {}_nE_x^2(\alpha)\right]d\alpha =$$

$$= (1-\beta)\int_0^1 \left[\sum_{t=0}^{n-1} f_{t+1}^1(\alpha)\,{}_{t|}q_x + f_n^1(\alpha)\,{}_np_x\right]d\alpha + \beta\int_0^1 \left[\sum_{t=0}^{n-1} f_{t+1}^2(\alpha)\,{}_{t|}q_x + f_n^2(\alpha)\,{}_np_x\right]d\alpha =$$

$$= (1-\beta)\left[\sum_{t=0}^{n-1} {}_{t|}q_x \int_0^1 f_{t+1}^1(\alpha)\,d\alpha + {}_np_x \int_0^1 f_n^1(\alpha)\,d\alpha\right] + \beta\left[\sum_{t=0}^{n-1} {}_{t|}q_x \int_0^1 f_{t+1}^2(\alpha)\,d\alpha + {}_np_x \int_0^1 f_n^2(\alpha)\,d\alpha\right]$$

4.6.2. Análisis de la función de distribución y los cuantiles de la variable borroso aleatoria pérdida si se cobra la prima pura única

En este caso, la variable borroso aleatoria pérdida, $\widetilde{L}_p$ vendrá caracterizada, para un nivel α por una variable aleatoria inferior y por una variable aleatoria superior. Si ordenamos, como siempre, sus realizaciones en orden creciente, $L^1_p(\alpha)$ y $L^2_p(\alpha)$ presentan la siguiente forma:

$$L^i_P(\alpha) = \begin{cases} f_n^i(\alpha) - P_P & \text{con} \;\; {}_{n-1}p_x \\ f_{n-(t+1)}^i(\alpha) - P_P & \text{con} \;\; {}_{t|}q_x,\; t = 0,1,...,n-2 \end{cases} \qquad i=1,2.$$

Obsérvese que al construir esta función de distribución hemos considerado como el mismo suceso que una persona fallezca durante el n-ésimo año del contrato (probabilidad $_{n-1|}q_x$) o que sobreviva n años (probabilidad $_n p_x$). En ambos casos, la pérdida para el asegurador después de cobrar la prima pura es $\tilde{f}_n - P_p$, y la probabilidad de ocurrencia de esta realización $_{n-1|}q_x + {}_n p_x = {}_{n-1}p_x$.

Asimismo, los α-cortes de la función de distribución, $F[X]_\alpha$, quedan determinados por la función de distribución inferior, $F^1[X](\alpha)$ y la superior $F^2[X](\alpha)$, de forma que éstas tienen la siguiente expresión :

$$F^{3-i}[X](\alpha) = \begin{cases} 0 & \text{si } X < f_n^i(\alpha) - P_P \\ {}_{n-1}p_x & \text{si } f_n^i(\alpha) - P_P \le X < f_{n-1}^i(\alpha) - P_P \\ {}_{n-1}p_x + \sum_{r=1}^{t} {}_{n-1-r|}q_x & \text{si } f_{n-t}^i(\alpha) - P_p \le X < f_{n-(t+1)}^i(\alpha) - P_p,\ t = 1,2,\dots,n-2 \\ 1 & X \ge f_1^i(\alpha) - P_p \end{cases}$$

Donde i=1,2.

Asimismo, el 1-ε percentil, de $\tilde{L}_p$, $\tilde{Q}^\varepsilon$, presentará como α-cortes, para cada uno de los niveles ε para los que se analice la solvencia:

- Si $0<1-\varepsilon\le {}_{n-1}p_x$, $Q_\alpha^\varepsilon = \left[f_n^1(\alpha), f_n^2(\alpha)\right] - P_P$
- Si $_{n-1}p_x<1-\varepsilon\le {}_{n-1}p_x+{}_{n-2|}q_x$, $Q_\alpha^\varepsilon = \left[f_{n-1}^1(\alpha), f_{n-1}^2(\alpha)\right] - P_P$
- Si $_{n-1}p_x+\sum_{r=0}^{t} {}_{n-1-r|}q_x < 1-\varepsilon \le {}_{n-1}p_x+\sum_{r=0}^{t+1} {}_{n-1-r|}q_x$, $Q_\alpha^\varepsilon = \left[f_{n-(t+1)}^1(\alpha), f_{n-(t+1)}^2(\alpha)\right] - P_P$, donde $t\in\{1,\dots,n-2\}$. Si n-2<1, entonces $\{1,\dots,n-2\}$ es vacío.

De esta forma, el recargo a aplicar, Q^ε, si se busca un nivel de estabilidad ε, vendrá dado para una aversión al riesgo dada β', y $0<1-\varepsilon\le {}_{n-1}p_x$,

$$Q^\varepsilon = (1-\beta')\int_0^1 f_n^1(\alpha)\,d\alpha + \beta'\int_0^1 f_n^2(\alpha)\,d\alpha - P_P$$

Si $_{n-1}p_x<1-\varepsilon\le {}_{n-1}p_x+{}_{n-2|}q_x$,

$$Q_\alpha^\varepsilon = (1-\beta')\int_0^1 f_{n-1}^1(\alpha)\,d\alpha + \beta'\int_0^1 f_{n-1}^2(\alpha)\,d\alpha.$$

Asimismo, si buscamos Q^ε tal que $_{n-1}p_x+\sum_{r=0}^{t} {}_{n-1-r|}q_x < 1-\varepsilon \le {}_{n-1}p_x+\sum_{r=0}^{t+1} {}_{n-1-r|}q_x$, $t\in\{1,\dots,n-2\}$, se obtiene:

$$Q^{\varepsilon}= (1-\beta')\int_0^1 f^1_{n-(t+1)}(\alpha)\,d\alpha + \beta'\int_0^1 f^2_{n-(t+1)}(\alpha)\,d\alpha \ \ -P_p$$

4.6.3. Determinación de las primas cuando el interés de actualización viene dado a través de un único número borroso triangular para toda la duración del contrato

En este caso, los α-cortes de $\widetilde{P}_p$, $P_{p\alpha}$, se obtiene sin más que sustituir $i^1(\alpha)=i^1+(i^2-i^1)\alpha$ en $f^2_t(\alpha)$, y $i^2(\alpha)=i^3-(i^3-i^2)\alpha$ en $f^1_t(\alpha)$, de forma que:

$$P_{p_\alpha} = \left[\sum_{t=0}^{n-1}(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-(t+1)}\ {}_{t|}q_x + (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n}\ {}_n p_x\,,\right.$$
$$\left.\sum_{t=0}^{n-1}(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-(t+1)}\ {}_{t|}q_x + (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n}\ {}_n p_x\right]$$

De esta forma, P_p se calcula para un β dado como:

$$P_p = (1-\beta)\left[\sum_{t=0}^{n-1} {}_{t|}q_x \int_0^1 (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-(t+1)}\,d\alpha + {}_n p_x \int_0^1 (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n}\,d\alpha\right] +$$
$$+\beta\left[\sum_{t=0}^{n-1} {}_{t|}q_x \int_0^1 (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-(t+1)}d\alpha + {}_n p_x \int_0^1 (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n}\right] =$$
$$=(1-\beta)\left[\frac{\ln\dfrac{1+i^3}{1+i^2}}{i^3-i^2}\ {}_{0|}q_x + \sum_{t=1}^{n-1}\frac{(1+i^2)^{-t}-(1+i^3)^{-t}}{t(i^3-i^2)}\ {}_{t|}q_x + \frac{(1+i^2)^{-n+1}-(1+i^3)^{-n+1}}{(n-1)(i^3-i^2)}\ {}_n p_x\right] +$$
$$+\beta\left[\frac{\ln\dfrac{1+i^2}{1+i^1}}{i^2-i^1}\ {}_{0|}q_x + \sum_{t=1}^{n-1}\frac{(1+i^1)^{-t}-(1+i^2)^{-t}}{t(i^2-i^1)}\ {}_{t|}q_x + \frac{(1+i^1)^{-n+1}-(1+i^2)^{-n+1}}{(n-1)(i^2-i^1)}\ {}_n p_x\right]$$

En este caso, las funciones de distribución inferior y superior para un nivel α prefijado, vendrán dadas por:

$$F^1[X](\alpha)=\begin{cases} 0 & \text{si } X<(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n}-P_P \\ {}_{n-1}p_x & \text{si } (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n}-P_P \le X<(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-(n-1)}-P_p \\ {}_{n-1}p_x+\sum_{r=1}^{t} {}_{n-1-r|}q_x & \text{si } (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-(n-t)}-P_P\le X \\ & <(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-(n-(t+1))}-P_p,\ t=1,\dots,n-2 \\ 1 & \text{si } X\ge(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-1}-P_p \end{cases}$$

$$F^2[X](\alpha)=\begin{cases} 0 & \text{si } X<(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n}-P_P \\ {}_{n-1}p_x & \text{si } (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n}-P_P\le X<(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-(n-1)}-P_p \\ {}_{n-1}p_x+\sum_{r=1}^{t} {}_{n-1-r|}q_x & (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-(n-1)}-P_P\le X \\ & <(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-(n-(t+1))}-P_p,\ t=1,\dots,n-2 \\ 1 & \text{si } X\ge(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-1}-P_p \end{cases}$$

Así, la expresión de los α-cortes del 1-ε cuantil borroso, $\widetilde{Q}^{\varepsilon}$, el cual acumula a su izquierda una probabilidad al menos igual a 1-ε, vendrá dado por:

- Si $0<1-\varepsilon\le {}_{n-1}p_x$, $Q_\alpha^\varepsilon=\left[(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n},(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n}\right]-P_p$
- Si ${}_{n-1}p_x<1-\varepsilon\le{}_{n-1}p_x+{}_{n-2|}q_x$,

  $Q_\alpha^\varepsilon=\left[(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n+1},(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n+1}\right]-P_p$
- Si ${}_{n-1}p_x+\sum_{r=0}^{t} {}_{n-1-r|}q_x<1-\varepsilon\le{}_{n-1}p_x+\sum_{r=0}^{t+1} {}_{n-1-r|}q_x$,

  $Q_\alpha^\varepsilon=\left[(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-(n-(t+1))},(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-(n-(t+1))}\right]-P_p$ donde t∈{1,…,n-2}. Si n-2<1, {1,…,n-2} es vacío.

Siendo por tanto, el recargo de seguridad cierto a repercutir, Q^ε, de forma que se obtenga a un nivel ε de estabilidad, y para un parámetro β' prefijado:

- Si $0<1-\varepsilon\le{}_{n-1}p_x$:

$$Q^\varepsilon=(1-\beta')\int_0^1(1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n}d\alpha+\beta'\int_0^1(1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n}d\alpha-P_p=$$

$$=(1-\beta')\frac{\left(1+i^2\right)^{-n+1}-\left(1+i^3\right)^{-n+1}}{(n-1)\left(i^3-i^2\right)}+\beta'\frac{\left(1+i^1\right)^{-n+1}-\left(1+i^2\right)^{-n+1}}{(n-1)\left(i^2-i^1\right)}-P_p$$

- Si ${}_{n-1}p_x<1-\varepsilon\le{}_{n-1}p_x+{}_{n-2|}q_x$:

$$Q^{\varepsilon} = (1-\beta')\int_0^1 (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n+1}d\alpha + \beta'\int_0^1 (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n+1}d\alpha - P_p =$$

en este caso, deberemos realizar dos supuestos. En primer lugar, si n>2, se observa que:

$$Q^{\varepsilon} = (1-\beta')\frac{\left(1+i^2\right)^{-n+2}-\left(1+i^3\right)^{-n+2}}{(n-2)\left(i^3-i^2\right)} + \beta'\frac{\left(1+i^1\right)^{-n+2}-\left(1+i^2\right)^{-n+2}}{(n-2)\left(i^2-i^1\right)} - P_p$$

y en cambio, si n=2:

$$Q^{\varepsilon} = (1-\beta')\frac{\ln\frac{1+i^3}{1+i^2}}{i^3-i^2} + \beta'\frac{\ln\frac{1+i^2}{1+i^1}}{i^2-i^1} - P_p$$

- Si ${}_{n-1}p_x+\sum_{r=1}^{t} {}_{n-1-r|}q_x <1-\varepsilon\leq {}_{n-1}p_x+\sum_{r=1}^{t+1} {}_{n-1-r|}q_x$, para $t\in\{1,\ldots,n-3\}$, se obtiene:

$$Q^{\varepsilon} = (1-\beta')\int_0^1 (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-n+t+1}d\alpha + \beta'\int_0^1 (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-n+t+1}d\alpha - P_p =$$

$$= (1-\beta')\frac{\left(1+i^2\right)^{-n+t+2}-\left(1+i^3\right)^{-n+t+2}}{(n-t-2)\left(i^3-i^2\right)} + \beta'\frac{\left(1+i^1\right)^{-n+t+2}-\left(1+i^2\right)^{-n+t+2}}{(n-t-2)\left(i^2-i^1\right)} - P_p$$

donde para n-3<1, {1,…,n-3} es un conjunto vacío.

Y para Q^{ε} tal que ${}_{n}p_x+\sum_{r=1}^{n-2} {}_{n-1-r|}q_x <1-\varepsilon\leq {}_{n}p_x+\sum_{r=1}^{n-1} {}_{n-1-r|}q_x$, es decir, para t=n-2 entonces el resultado es:

$$Q^{\varepsilon} = (1-\beta')\int_0^1 (1+i^3-(i^3-i^2)\alpha)^{-1}d\alpha + \beta'\int_0^1 (1+i^1+(i^2-i^1)\alpha)^{-1}d\alpha - P_p =$$

$$= (1-\beta')\frac{\ln\frac{1+i^3}{1+i^2}}{i^3-i^2} + \beta'\frac{\ln\frac{1+i^2}{1+i^1}}{i^2-i^1} - P_p$$

aunque este supuesto no será considerado para n-2<1.

4.6.4. Aplicación numérica

Analicemos un seguro mixto con una cuantía asegurada en todos los casos de 1000 u.m. si el asegurado tiene 35 años, su duración es 10 años, y se utilizan las bases técnicas de siempre. Es inmediato comprobar que la prima pura borrosa es $\widetilde{P}_P = {}_{10}\widetilde{A}_{35} + {}_{10}\widetilde{E}_{45}$, por lo que los α-cortes $P_{P\alpha}$ se hallan como:

$$P_{P\alpha} = \left[1000 \cdot \left(\sum_{t=0}^{9} (1'05 - 0'02\alpha)^{-(t+1)}\,{}_{t|}q_{35} + (1'05 - 0'02\alpha)^{-10}\,{}_{10}p_{35}\right),\right.$$
$$\left. 1000 \cdot \left(\sum_{t=0}^{9} (1'02 + 0'01\alpha)^{-(t+1)}\,{}_{t|}q_{35} + (1'02 + 0'01\alpha)^{-10}\,{}_{10}p_{35}\right)\right]$$

y, entonces, para un parámetro β dado P_P, es:

$$P_P = (1-\beta)678{,}95 + \beta 783{,}10$$

Si como siempre tomamos β = 0'75, P_P = 757,06.

De esta forma, la función pérdida $\widetilde{L}_p$ vendrá dada por la función pérdida inferior, $L_p^1(\alpha)$ y superior $L_p^2(\alpha)$, siendo éstas respectivamente:

$$L_p^1(\alpha) = \begin{cases} 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10} - 757'06 & \text{con } {}_9p_{35} \\ 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10+(t+1)} - 757'06 & \text{con } {}_{8\text{-}t|}q_{35},\ t = 1,\ldots,8 \end{cases}$$

y,

$$L_p^2(\alpha) = \begin{cases} 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10} - 757'06 & \text{con } {}_9p_{35} \\ 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10+(t+1)} - 757'06 & \text{con } {}_{8\text{-}t|}q_{35},\ t = 1,\ldots,8 \end{cases}$$

De esta forma, las funciones de distribución inferior y superior para un nivel de presunción α dado, $F^1[X](\alpha)$ y $F^2[X](\alpha)$, son:

$$F^1[X](\alpha) = \begin{cases} 0 & \text{si } X < 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10} - 757'06 \\ {}_9p_{35} & \text{si } 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10} - 757'06 \le X < \\ & < 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-9} - 757'06 \\ {}_9p_{35} + \sum_{r=1}^{t} {}_{9-r|}q_{35} & \text{si } 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10+t} - 757'06 \le X < \\ & < 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10+(t+1)} - 757'06,\ t = 1,\ldots,8 \\ 1 & X \ge 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-1} - 757'06 \end{cases},$$

y,

$$F^2[X](\alpha) = \begin{cases} 0 & \text{si } X < 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10} - 757'06 \\ {}_9p_{35} & \text{si } 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10} - 757'06 \le X < \\ & < 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-9} - 757'06 \\ {}_9p_{35} + \sum_{r=1}^{t} {}_{9-r|}q_{35} & \text{si } 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10+t} - 757'06 \le X < \\ & < 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10+(t+1)} - 757'06, t = 1,...,8 \\ 1 & X \ge 1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-1} - 757'06 \end{cases}$$

Así, la probabilidad de que la prima pura calculada sea suficiente, puede ser analizada a través de $\widetilde{F}[0]$. Su función de pertenencia corresponde a la de un número borroso discreto cuyas realizaciones son:

x	0,9830	0,9856	0,9880	0,9902	0,9922
$\mu(x)$	1,00	0,93	0,73	0,47	0,13

Respecto a la expresión de los α-cortes de $\widetilde{Q}^{\varepsilon}$, Q^{ε}_{α}, éstos se obtiene, dependiendo del nivel ε de solvencia que busquemos:

- Si $0<1-\varepsilon\le {}_9p_{35}$, $Q_{\alpha}^{\varepsilon} = \left[1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10}, 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10}\right]$-757’06
- Si ${}_9p_{35}<1-\varepsilon\le {}_9p_{35}+{}_{8|}q_{35}$:

  $Q_{\alpha}^{\varepsilon} = \left[1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-9}, 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-9}\right]$-757’06
- Si ${}_9p_{35}+\sum_{r=1}^{t} {}_{9-r|}q_{35} <1-\varepsilon\le {}_9p_{35}+\sum_{r=1}^{t+1} {}_{9-r|}q_{35}$, $t\in\{1,\ldots,8\}$:

  $Q_{\alpha}^{\varepsilon} = \left[1000 \cdot (1'05 - 0'02\alpha)^{-10+(t+1)}, 1000 \cdot (1'02 + 0'01\alpha)^{-10+(t+1)}\right]$- 757'06

Así, los α-cortes de $\widetilde{Q}^{0'1}$, $\widetilde{Q}^{0'05}$ y $\widetilde{Q}^{0'01}$, que son los valores que teóricamente reducen la probabilidad de insuficiencia de la prima finalmente repercutida al 10%, 5% y 1% respectivamente, son:

$Q_{\alpha}^{0'05} = Q_{\alpha}^{0'1}$ =[1000·(1’05-0’02α)$^{-10}$, 1000·(1’02+0’01α)$^{-10}$] –757’06

$Q_{\alpha}^{0'01}$ =[1000·(1’05-0’02α)$^{-7}$, 1000·(1’02+0’01α)$^{-7}$] –757’06

Obsérvese que en este caso, para asegurar una probabilidad de insolvencia del 10% o del 5% el recargo a aplicar es igual. Ello es debido a que, en este supuesto, se considera en la fijación de la prima final el escenario más favorable, es decir, que las 1.000 unidades monetarias son satisfechas por el asegurador dentro de 10 años, suceso que acumula una probabilidad superior al 95%. Por esa misma razón, dicho recargo es negativo, ya que la prima pura es superior al valor de las prestaciones asociadas al suceso más favorable para el asegurador -el valor actual de la prestación a satisfacer es menor-, escenario que asimismo acumula más del 95% de probabilidad.

Asimismo, el valor de $Q^{0'1}$, $Q^{0'05}$ y $Q^{0'01}$, con β' = 0'75, y la prima recargada con el porcentaje que el recargo implica sobre la prima pura, la desviación estándar y la varianza de $\tilde{L}_p$ vienen dados en el siguiente cuadro:

ε	Q^{ε}	P_R	P_P	$V^*[L_P]$	$D^*[L_P]$
0'01	64,17	821,23	8,48%	21,68%	372,87%
0'05/0'1	-1,73	755,33	-0,23%	-0,58%	-10,05%

Damos a continuación las expresiones de $\mu_{\tilde{F}[-1'73]}(x)$ y $\mu_{\tilde{F}[64'17]}(x)$, permitiéndonos estas funciones de pertenencia hallar la probabilidad de que no haya pérdidas en el caso en que se repercuta sobre la prima pura cada uno de los recargos hallados anteriormente:

$Q^{0'1}=Q^{0'05}=-1'73$		$Q^{0'01}=64'17$	
x	μ(x)	x	μ(x)
0,9830	1,00	0,9940	0,49
0,9856	0,92	0,9922	0,83
0,9880	0,72	0,9902	1,00
0,9902	0,45	0,9880	0,49
0,9922	0,11	0,9856	0,21

4.7. ANÁLISIS DE LAS RENTAS VITALICIAS ANTICIPADAS

4.7.1. Determinación de la prima pura única

En este caso, para una prima única borrosa, $\tilde{P}$, el valor actual de la pérdida para el asegurador correspondiente a una póliza viene dada por la variable borroso aleatoria:

$$\tilde{L} = \begin{cases} 0 - \tilde{P} & \text{con } {}_{d}q_x \\ {}_{d|}\tilde{\ddot{a}}_{\overline{t-d+1|}} - \tilde{P} & \text{con } {}_{t|}q_x \quad t = d, d+1, ..., w-x-1 \end{cases}$$

Y como siempre, planteando $\tilde{E}[L] = 0$, obtenemos la prima pura única borrosa, que en este caso es $\tilde{P}_P = {}_{d|}\tilde{\ddot{a}}_x$. De esta forma, $P_{P\alpha}$ será:

$$P_{P\alpha} = {}_{d|}\ddot{a}_{x\alpha} = \left[{}_{d|}\ddot{a}^1_x(\alpha), {}_{d|}\ddot{a}^2_x(\alpha)\right]$$

Así, para un β dado, P_p se calculará como:

$$EV[\tilde{P}_P, \beta] = P_P = (1-\beta)\int_0^1 {}_{d|}\ddot{a}^1_x(\alpha)d\alpha + \beta\int_0^1 {}_{d|}\ddot{a}^2_x(\alpha)d\alpha =$$