Aula 15 – Anuidades Contínuas

Danilo Machado Pires

<u>danilo.pires@unifal-mg.edu.br</u>

Leonardo Henrique Costa

<u>Leonardo.costa@unifal-mg.edu.br</u>

https://atuaria.github.io/portalhalley

- ➤ Se imaginarmos que numa anuidade fracionada o número de frações cresce infinitamente, passamos a ter o que se pode designar por uma anuidade contínua.
 - > Pagamentos por hora, por minuto, por segundo,...etc.
 - \triangleright Infinitos pagamentos ao longo do ano, $m \to \infty$
- > Importante notar que:

$$\ddot{a}_{\chi}^{(m)} = \frac{1}{m} + a_{\chi}^{(m)}$$

$$\lim_{m \to \infty} \ddot{a}_{\chi}^{(m)} = \lim_{m \to \infty} \left(\frac{1}{m} + a_{\chi}^{(m)} \right)$$

$$\bar{\ddot{a}}_{\chi} = \bar{a}_{\chi}$$

Comecemos por calcular o valor atuarial de uma anuidade continua, considerando uma taxa de capitalização constante:

$$e^{\delta} = 1 + i$$

$$v = (1 + i)^{-1}$$

$$e^{\delta} = \frac{1}{v}$$

 \triangleright Considere uma anuidade com duração n pagamentos fracionados em m partes a taxa de rentabilidade i.

$$\ddot{a}_{\bar{n}|}^{(m)} = \frac{1}{m} + \frac{1}{m} v^{\frac{1}{m}} + \frac{1}{m} v^{\left(\frac{1}{m}\right)^2} + \frac{1}{m} v^{\left(\frac{1}{m}\right)^3} \dots + \frac{1}{m} v^{\left(\frac{1}{m}\right)^{mn-1}} = \frac{1}{m} \left(\frac{1 - \left(v^{\frac{1}{m}}\right)^{mn}}{1 - v^{\frac{1}{m}}} \right)$$

Cada ano "n" tem "'m" partes, assim $m \times n$ atualizações

 \triangleright Pensemos no que ocorre quando $m \to \infty$.

$$\lim_{m \to \infty} \ddot{a}_{\bar{n}|}^{(m)} = \lim_{m \to \infty} \frac{1}{m} \left(\frac{1 - v^n}{1 - v^{\bar{m}}} \right) = (1 - v^n) \lim_{m \to \infty} \left(\frac{\frac{1}{m}}{1 - v^{\bar{m}}} \right)$$

Por L' Hopital:
$$\lim_{m \to \infty} \left(\frac{f(m)}{g(m)} \right) = \lim_{m \to \infty} \left(\frac{f'(m)}{g'(m)} \right)$$
, então:

$$f(m) = \frac{1}{m} \quad \mapsto \quad f'(m) = -\frac{1}{m^2}$$

$$f(m) = \frac{1}{m} \mapsto f'(m) = -\frac{1}{m^2}$$

$$g(m) = 1 - v^{\frac{1}{m}} \mapsto g'(m) = -e^{\frac{1}{m}\ln(v)} \left(-\frac{\ln v}{m^2}\right) = \frac{v^{\frac{1}{m}\ln v}}{m^2}$$

$$v^{\frac{1}{m}} = e^{\frac{1}{m} \ln v}$$

$$\lim_{m \to \infty} \ddot{a}_{\bar{n}|}^{(m)} = (1 - v^n) \lim_{m \to \infty} \left(-\frac{1}{v^{\frac{1}{m}} \ln v} \right) = \frac{(1 - v^n)}{\ln v} \lim_{m \to \infty} \left(-\frac{1}{v^{\frac{1}{m}}} \right)$$

$$\lim_{m \to \infty} \ddot{a}_{\bar{n}|}^{(m)} = -\frac{(1 - v^n)}{\ln v} \lim_{m \to \infty} \left(\frac{1}{v^m} \right) = -\frac{(1 - v^n)}{\ln v} \left(\frac{1}{v^0} \right)$$

$$\lim_{m \to \infty} \ddot{a}_{\bar{n}|}^{(m)} = -\frac{(1 - v^n)}{\ln v} = -\frac{(1 - v^n)}{\ln (e^{-\delta})} = \frac{(1 - v^n)}{\delta}$$
$$\bar{a}_{\bar{n}|} = \frac{(1 - v^n)}{\delta}$$

> Assim para um T aleatório:

$$\overline{\ddot{a}}_{|\overline{T}|} = \frac{\left(1 - e^{-\delta T}\right)}{\delta} = \overline{a}_{|\overline{T}|}$$

P Que é o valor presente de um fluxo contínuo de pagamentos entre [0,t].

> O <u>valor presente atuarial contínuo</u> de anuidades vitalícias por ser calculada por:

$$\bar{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} \frac{\left(1 - e^{-\delta t}\right)}{\delta} f_{T(x)}(t) dt$$

$$\bar{a}_x = \int_0^\infty \frac{\left(1 - e^{-\delta t}\right)}{\delta} t p_x \mu_{x+t} dt$$

Considerando que :

$$\bar{a}_{\bar{t}|} = \frac{(1 - e^{-\delta t})}{\delta} \qquad f_T(t) = {}_t p_x \mu_{x+t}$$

 \blacktriangleright a variância do valor presente de um fluxo contínuo de pagamentos em [0,t] à taxa de 1 real por ano, com juros δ .

$$var(\bar{a}_{\bar{T}|}) = var\left[\frac{1 - e^{-\delta T}}{\delta}\right]$$

$$var(\bar{a}_{\bar{T}|}) = \frac{var(1 - e^{-\delta T})}{\delta^{2}}$$

$$var(\bar{a}_{\bar{T}|}) = \frac{var(e^{-\delta T})}{\delta^{2}}$$

$$var(\bar{a}_{\bar{T}|}) = \frac{var(e^{-\delta T})}{\delta^{2}}$$

$$var(\bar{a}_{\bar{T}|}) = \frac{var(e^{-\delta T})}{\delta^{2}}$$

> Exemplo 20

Suponha que:

$$S_{T(0)}(t) = 1 - (1 - e^{-\alpha t})$$

Usando a taxa de juros δ , calcule a esperança e variância de $\bar{a}_{\bar{T}|}$ considerando uma pessoa de idade x.

$$\bar{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} \bar{a}_{\bar{t}|\ t} p_{x} \mu_{x+t} dt$$

$$var(\bar{a}_{\bar{t}|}) = \frac{{}^{2}\bar{A}_{x} - (\bar{A}_{x})^{2}}{\delta^{2}} = \frac{\int_{0}^{\infty} e^{-2\delta t} {}_{t} p_{x} \mu_{x+t} dt - \left(\int_{0}^{\infty} e^{-\delta t} {}_{t} p_{x} \mu_{x+t} dt\right)^{2}}{\delta^{2}}$$

Exemplo 20

$$\overline{a}_{\overline{T}|} = \frac{\left(1 - e^{-\delta T}\right)}{\delta}$$

$$S_{T(0)}(t) = 1 - (1 - e^{-\alpha(t)})$$

$$S_{T(x)}(t) = P(T > t + x | T > x) = \frac{1 - \left(1 - e^{-\alpha(x+t)}\right)}{1 - \left(1 - e^{-\alpha x}\right)} = \frac{e^{-\alpha(x+t)}}{e^{-\alpha x}}$$

$$P(T > t + x | T > x) = {}_{t} p_{x} = \begin{cases} e^{-\alpha t}, & t > 0 \\ 1, & c. c \end{cases}$$

$$\overline{a}_{\overline{T}|} = \frac{\left(1 - e^{-\delta T}\right)}{\delta}$$

> (ii)

$$P(T > t + x | T > x) = {}_{t} p_{x} = \begin{cases} e^{-\alpha t}, & t > 0 \\ 1, & c. c \end{cases}$$

> (iii)

$$\mu_{x+t} = -\frac{s'(x+t)}{s(x+t)} = \frac{f(x+t)}{1 - F(x+t)} = -\frac{\alpha e^{-\alpha(t+x)}}{1 - [1 - e^{-\alpha(x+t)}]}$$

$$\mu_{x+t} = \frac{\alpha e^{-\alpha(t+x)}}{e^{-\alpha(x+t)}} = \alpha$$

> Exemplo 20

$$\bar{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} \bar{a}_{\bar{t}|t} p_{x} \mu_{x+t} dt = \int_{0}^{\infty} \frac{(1 - e^{-\delta t})e^{-\alpha t} \alpha}{\delta} dt$$

$$\bar{a}_{x} = \frac{\alpha}{\delta} \int_{0}^{\infty} e^{-\alpha t} - e^{-t(\delta + \alpha)} dt$$

$$\bar{a}_{x} = \frac{\alpha}{\delta} \left[-\frac{1}{\alpha e^{\alpha t}} + \frac{1}{(\delta + \alpha)e^{t(\delta + \alpha)}} \right]_{t=0}^{t \to \infty}$$

$$\overline{a}_{x} = \frac{\alpha}{\delta} \left[-\frac{1}{\alpha e^{\alpha t}} + \frac{1}{(\delta + \alpha)e^{t(\delta + \alpha)}} \right]_{t=0}^{t \to \infty} = \frac{\alpha}{\delta} \left[-\frac{1}{(\delta + \alpha)} + \frac{1}{\alpha} \right]$$

$$\overline{a}_{x} = \frac{1}{\delta + \alpha}$$

> Exemplo 20

$$var(\bar{a}_{\bar{t}}|) = \frac{var(e^{-\delta t})}{\delta^2} = \frac{{}^2A_x - (A_x)^2}{\delta^2}$$

$$\bar{A}_x = \int_0^\infty e^{-\delta t} {}_t p_x \mu_{x+t} dt = \int_0^\infty e^{-t\delta} e^{-\alpha t} \alpha dt$$

$$\bar{A}_x = \alpha \left[-\frac{1}{(\delta + \alpha)e^{t(\delta + \alpha)}} \right]_{t=0}^{t \to \infty} = \boxed{\frac{\alpha}{\delta + \alpha}}$$

$${}^2\bar{A}_x = \int_0^\infty e^{-2\delta t} {}_t p_x \mu_{x+t} dt = \int_0^\infty e^{-t2\delta} e^{-\alpha t} \alpha dt$$

$${}^2\bar{A}_x = \alpha \left[-\frac{1}{(2\delta + \alpha)e^{t(2\delta + \alpha)}} \right]_{t=0}^{t \to \infty} = \boxed{\frac{\alpha}{2\delta + \alpha}}$$

$$var(\bar{a}_{\bar{t}|}) = \frac{1}{\delta^2} \left[\frac{\alpha}{2\delta + \alpha} - \left(\frac{\alpha}{\delta + \alpha} \right)^2 \right] = \frac{\alpha}{(2\delta + \alpha)(\delta + \alpha)^2}$$

 \triangleright Qual a probabilidade de que o valor presente de uma anuidade exceda o valor presente esperado, para o caso do tempo de vida adicional ser exponencial com parâmetro α ?

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = P\left(\frac{1 - e^{-\delta T}}{\delta} > \frac{1}{\delta + \alpha}\right)$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = P\left(-e^{-\delta T} > \frac{\delta}{\delta + \alpha} - 1\right) = P\left(e^{-\delta T} < \frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = P\left(-\delta T < \ln\frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = P\left(T > -\frac{1}{\delta}\ln\frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = P\left(T > -\frac{1}{\delta} ln \frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = e^{-\alpha \left(-\frac{1}{\delta} \ln \frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)} = \left(\frac{\alpha}{\alpha + \delta}\right)^{\frac{\alpha}{\delta}}$$

> Exemplo 21

Considerando que o que tempo de vida adicional de uma pessoa de idade x seja modelado por uma função de densidade exponencial, $T_x \sim Exp(0,016)$, dado que $\delta=0,10$, calcule $P(\bar{a}_{\bar{T}|}>\bar{a}_x)$.

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_{x}) = e^{-\alpha \left(-\frac{1}{\delta} \ln \frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)} = \left(\frac{\alpha}{\alpha + \delta}\right)^{\frac{\alpha}{\delta}}$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_x) = \left(\frac{0,016}{0,016 + 0,10}\right)^{\frac{0,016}{0,1}} = 0,7283$$

 \triangleright Considerando $\delta = 0.01 \, \mathrm{e} \, \alpha = 0.033 :$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_x) = \left(\frac{0,033}{0,033 + 0,10}\right)^{\frac{0,033}{0,1}} = 0,4174$$

Exemplo 21

$$P\left(\overline{a}_{\overline{T}|} > \overline{a}_{x}\right) = P\left(T > -\frac{1}{\delta} \ln \frac{\mu_{x+t}}{\delta + \mu_{x+t}}\right) = e^{-\mu_{x+t}\left(-\frac{1}{\delta} \ln \frac{\mu_{x+t}}{\delta + \mu_{x+t}}\right)} = \left(\frac{\mu_{x+t}}{\delta + \mu_{x+t}}\right)^{\frac{\mu_{x+t}}{\delta}}$$

 \triangleright Considerando $\delta=0.10$ e a força de mortalidade igual a 0.016

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_x) = \left(\frac{0,016}{0,016 + 0,10}\right)^{\frac{0,016}{0,1}} = 0,7283$$

 \triangleright Considerando $\delta = 0.01 \,\mathrm{e}\,\mu_{x+t} = 0.033$:

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} > \bar{a}_x) = \left(\frac{0,033}{0,033 + 0,10}\right)^{\frac{0,033}{0,1}} = 0,4174$$

 \blacktriangleright Qual a probabilidade de que o valor presente de uma anuidade seja menor que um dador valor Π_x ?

$$F(\Pi_{x}) = P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x})$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x}) = P\left(\frac{1 - e^{-\delta T}}{\delta} \leq \Pi_{x}\right)$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x}) = P(1 - e^{-\delta T} \leq \delta \Pi_{x})$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x}) = P(-e^{-\delta T} \leq \delta \Pi_{x} - 1) = P(e^{-\delta T} \geq 1 - \delta \Pi_{x})$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x}) = P[-\delta T \geq \ln(1 - \delta \Pi_{x})]$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x}) = P\left[-T \geq \frac{\ln(1 - \delta \Pi_{x})}{\delta}\right]$$

$$P(\bar{a}_{\bar{T}|} \leq \Pi_{x}) = P\left[T \leq -\frac{ln(1 - \delta\Pi_{x})}{\delta}\right] = F_{T}\left(-\frac{ln(1 - \delta\Pi_{x})}{\delta}\right)$$

> O valor presente atuarial contínuo de vitalícia por ser calculada por:

$$\bar{a}_x = \int_0^\infty \frac{1 - e^{-\delta t}}{\delta} \,_t p_x \mu_{x+t} dt$$

$$\bar{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} e^{-\delta t} \,_{t} p_{x} dt$$

> Exemplo 22

Suponha que:

$$S_{T(0)}(t) = 1 - (1 - e^{-\alpha t})$$

Usando a taxa de juros δ , calcule o prêmio puro único imediato para comprar anuidades vitalícias a tempo contínuo para uma pessoa de idade x. Utilize $\overline{a}_x = \int_0^\infty e^{-\delta t} \,_t p_x dt$.

$$S_{T(0)}(t) = 1 - (1 - e^{-\alpha t})$$

$$S_{T(x)}(t) = P(T > t + x | T > x) = \frac{1 - [1 - e^{-\alpha(x+t)}]}{1 - (1 - e^{-\alpha x})} = \frac{e^{-\alpha(x+t)}}{e^{-\alpha x}}$$

$$P(T > t + x | T > x) = {}_{t} p_{x} = \begin{cases} e^{-\alpha t}, & t > 0 \\ 1, & c. c \end{cases}$$

$$\overline{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} e^{-\delta t} p_{x} dt = \int_{0}^{\infty} e^{-\delta t} e^{-\alpha t} dt$$

$$\overline{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} e^{-t(\delta + \alpha)} dt$$

$$\overline{a}_{x} = \left[-\frac{1}{(\delta + \alpha)e^{t(\delta + \alpha)}} \right]_{t=0}^{t \to \infty}$$

$$\overline{a}_{\chi} = \frac{1}{\delta + \alpha}$$

 \triangleright Prêmio puro único para anuidades contínuas em um período de cobertura n.

$$Y = \begin{cases} \bar{a}_{\bar{T}|} & se \ 0 \le T < n \\ \bar{a}_{\bar{n}|} & se \ T \ge n \end{cases}$$

$$\bar{a}_{x:\bar{n}|} = E(Y) = \int_0^n \bar{a}_{\bar{t}|\ t} p_x \mu_{x+t} dt + \int_n^\infty \bar{a}_{\bar{n}|\ t} p_x \mu_{x+t} dt$$

$$\overline{a}_{x:\overline{n}|} = \int_0^n \overline{a}_{\overline{t}|t} p_x \mu_{x+t} dt + \overline{a}_{\overline{n}|n} p_x$$

$$\overline{a}_{x:\overline{n}|} = \int_0^n e^{-\delta t} \, _t p_x dt$$