Aula 16 - Anuidade Contínua

Danilo Machado Pires danilo.pires@unifal-mg.edu.br Leonardo Henrique Costa leonardo.costa@unifal-mg.edu.br

https://atuaria.github.io/portalhalley

A medida que se aumenta o número de partes ao qual a anuidade foi fracionada, o seu valor converge.

Caso a anuidade fosse fracionada em infinitas partes, os pagamentos seriam feitos continuamente ao longo do ano.

➤Na prática, serve como uma abstração sobre comportamento de pagamentos contínuos.

Seja $\ddot{a}_{\overline{n}|}^{(m)}$ com $m \to \infty$, então:

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

Usando a regra de L' Hopital

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

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

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

Seja $\ddot{a}_{\overline{n}|}^{(m)}$ com $m \to \infty$, então:

• •

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

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

$$\bar{a}_{\bar{n}|} = \frac{1 - v^n}{\delta}$$

Outra forma de encontrar a anuidade contínua pode ser vista a seguir:

$$\bar{a}_{\bar{n}|} = \int_0^n v^t dt = \int_0^n e^{-\delta t} dt$$
,

$$\bar{a}_{\bar{n}|} = -\frac{e^{-\delta t}}{\delta} \bigg|_{t=0}^{t=n} = \frac{-e^{-\delta n} + 1}{\delta} = \frac{1 - v^n}{\delta}$$

 \triangleright Assim para um T_x aleatório:

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

$$E(\bar{a}_{\overline{T_X}|}) = \int_0^\infty \bar{a}_{\overline{T_X}|} f_T(t) dt$$

> O <u>valor presente atuarial</u> de anuidade contínua vitalícia pode ser calculada por:

$$\overline{a}_{x} = \int_{0}^{\infty} \frac{\left(1 - e^{-\delta t}\right)}{\delta} t p_{x} \mu(x + t) dt = \int_{0}^{\infty} e^{-\delta t} t p_{x} dt$$

Importante notar que:

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

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

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

$$\ddot{a}_{\chi} \ge \ddot{a}_{\chi}^{(m)} \ge \bar{a}_{\chi} \ge a_{\chi}^{(m)} \ge a_{\chi}$$

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

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

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

$${}^{2}\bar{A}_{x} = \int_{0}^{\infty} e^{-\delta^{2}t} f_{T_{x}}(t) dt$$

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

EXEMPLO 1: Suponha que:

$$S_{T_0}(t) = 1 - (1 - e^{-\alpha t})$$

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

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

$$var(\bar{a}_{\bar{T}|}) = \frac{{}^2\bar{A}_x - (\bar{A}_x)^2}{\delta^2} = \frac{\int_0^\infty e^{-2\delta t} \, _t p_x \mu(x+t) dt - \left(\int_0^\infty e^{-\delta t} \, _t p_x \mu(x+t) dt\right)^2}{\delta^2}$$

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

$$S_{T_0}(t) = 1 - (1 - e^{-\alpha t})$$

$$S_{T_x}(t) = P(T_0 > t + x | T_0 > x) = \frac{1 - \left(1 - e^{-\alpha(x+t)}\right)}{1 - \left(1 - e^{-\alpha x}\right)} = \frac{e^{-\alpha(x+t)}}{e^{-\alpha x}}$$

$$P(T_0 > t + x | T_0 > x) = {}_t p_x = \begin{cases} e^{-\alpha t}, & t > 0 \\ 1, & c.c \end{cases}$$

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

$$P(T_0 > t + x | T_0 > x) = {}_t p_x = \begin{cases} e^{-\alpha t}, & t > 0 \\ 1, & c. c \end{cases}$$

$$\mu(x+t) = -\frac{s'(x+t)}{s(x+t)} = \frac{\alpha e^{-\alpha(t+x)}}{e^{-\alpha(x+t)}}$$

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

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

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

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

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

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

> *Observação

$$_{t}p_{x} = \begin{cases} e^{-\alpha t}, & t > 0\\ 1, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

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

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

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

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

$$var(\bar{a}_{\overline{I_{x}}}) = \frac{var(e^{-\delta t})}{\delta^{2}} = \frac{{}^{2}\bar{A}_{x} - (\bar{A}_{x})^{2}}{\delta^{2}}$$

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

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

$${}^{2}\bar{A}_{x} = \int_{0}^{\infty} e^{-2\delta t} {}_{t} p_{x} \mu(x+t) dt = \int_{0}^{\infty} e^{-t2\delta} e^{-\alpha t} \alpha dt$$

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

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

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

$$P(\bar{a}_{\overline{T_X}|} \leq \Pi_X)$$

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

$$P(\bar{a}_{\overline{T_X}|} \leq \Pi_X) = P(1 - e^{-\delta T} \leq \delta \Pi_X)$$

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

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

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

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

EXEMPLO 2: Considerando que o 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 $P(\bar{a}_{\overline{T_x}}| \leq \bar{a}_x)$.

$$P(\bar{a}_{\overline{T_x}|} \le \bar{a}_x) = P\left[T_x \le -\frac{\ln(1 - \delta \bar{a}_x)}{\delta}\right] = P\left[T_x \le -\frac{\ln\left(1 - \frac{\delta}{\delta + \alpha}\right)}{\delta}\right]$$

$$P(\bar{a}_{\overline{T_{x}}|} \leq \bar{a}_{x}) = P\left[T_{x} \leq -\frac{\ln\left(\frac{\alpha}{\delta + \alpha}\right)}{\delta}\right]$$

$$P(\overline{a}_{\overline{T_{x}}|} \leq \overline{a}_{x}) = 1 - e^{-\alpha(-\frac{1}{\delta}\ln(\frac{\alpha}{\delta + \alpha}))} = 1 - (\frac{\alpha}{\alpha + \delta})^{\frac{\alpha}{\delta}}$$

$$P(\bar{a}_{\overline{T_X}|} \le \bar{a}_X) = 1 - \left(\frac{0,016}{0,016 + 0,10}\right)^{\frac{0,016}{0,1}} \approx 0,27164$$

$$P(\bar{a}_{\overline{T_X}}| \le y) = F_{T_X}\left(-\frac{\ln(1-\delta y)}{\delta}\right)$$

$$P(\overline{a}_{\overline{T_x}|} \le y) = 1 - \frac{S_{T_0}\left(x + \left(-\frac{\ln(1 - \delta y)}{\delta}\right)\right)}{S_{T_0}(x)}, \qquad 0 < y \le \frac{1 - e^{-\delta(\omega - x)}}{\delta}.$$

EXEMPLO 3: Considere a função de sobrevivência dada por:

$$S_{T_0}(t) = 115^{-\frac{1}{3}}(115 - t)^{\frac{1}{3}}; \quad 0 \le t \le 115.$$

Dado
$$x = 40$$
 e $i = 4\%$ determine $P(\bar{a}_{\overline{T_{40}}} \leq y)$.

EXEMPLO 3:

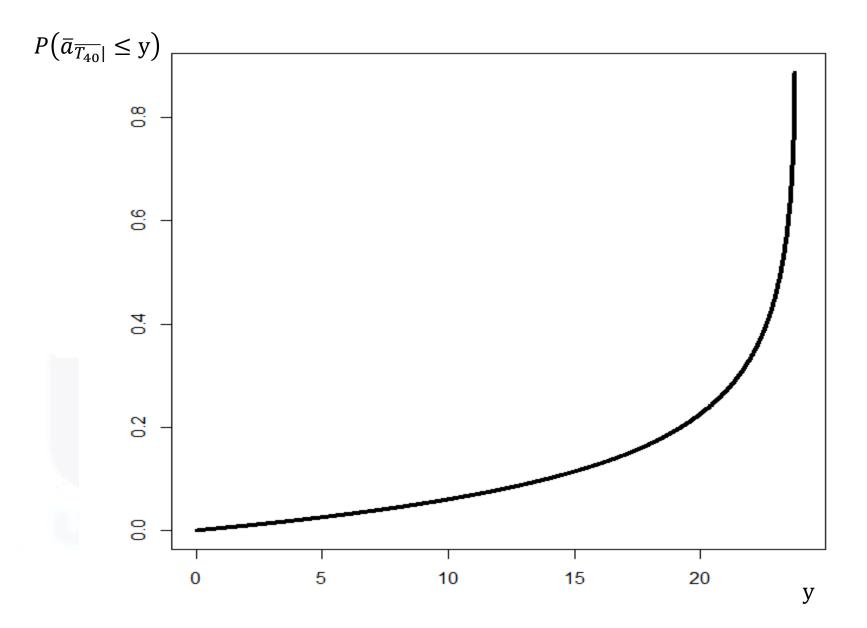
$$P(\bar{a}_{\overline{T_{40}}|} \le y) = 1 - \frac{S_{T_0} \left(40 - \frac{ln(1 - 0.04y)}{0.04} \right)}{S_{T_0}(40)}$$

,

$$P(\bar{a}_{\overline{T_{40}}|} \le y) = 1 - \frac{115^{-\frac{1}{3}} \left(115 - \left(40 - \frac{ln(1 - 0.04y)}{0.04}\right)\right)^{\frac{1}{3}}}{115^{-\frac{1}{3}} (115 - 40)^{\frac{1}{3}}}$$

$$P(\bar{a}_{\overline{T_{40}}|} \le y) = 1 - \frac{\left(75 + \frac{\ln(1 - 0.04y)}{0.04}\right)^{\frac{1}{3}}}{(75)^{\frac{1}{3}}}$$

$$P(\bar{a}_{\overline{T_{40}}|} \le y) = 1 - \left(\frac{3 + \ln(1 - 0.04y)}{3}\right)^{\frac{1}{3}}, 0 < y \le \frac{1 - e^{-3}}{0.04}$$



Anuidades Temporária contínua

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

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

$$E(Y)=\overline{a}_{x:\overline{n}|}$$

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

$$\bar{a}_{x:\bar{n}|} = \int_0^n \bar{a}_{\bar{t}|t} p_x \mu(x+t) dt + \bar{a}_{\bar{n}|n} p_x$$

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

Anuidades Temporária contínua

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

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

$$var(\bar{a}_{\overline{T_x}|}) = \frac{{}^2 \overline{A}_{x:n} - (\bar{A}_{x:n})^2}{\delta^2}$$

Anuidade contínua, Diferida

$$m|\bar{a}_x = \int_m^\infty v^m \bar{a}_{\overline{t-m}|\ t} p_x \mu(x+t) dt = \int_m^\infty e^{-\delta t} \ _t p_x dt$$

$$m|\bar{a}_x = m E_x \bar{a}_{x+m} = \bar{a}_x - \bar{a}_{x:\bar{m}|}$$

$$a_{m|} \overline{a}_{x:\overline{n}|} = \int_{m}^{m+n} e^{-\delta t} t p_x dt$$

$$m|\bar{a}_{x:\bar{n}|} = m E_x \bar{a}_{x+m:\bar{n}|} = \bar{a}_{x:\bar{m}+\bar{n}|} - \bar{a}_{x:\bar{m}|}$$

Relação entre anuidade e seguro pago no momento da morte.

Dado que:

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

$$\delta \bar{a}_{\overline{T_x}|} + e^{-\delta T} = 1$$

Caso queiramos obter a Esperança Matemática, tem-se:

$$E(1) = E(\delta \bar{a}_{\overline{T_x}} + e^{-\delta T})$$

$$1 = E(\delta \overline{a}_{\overline{T_X}}) + E(e^{-\delta T})$$

$$1 = \delta \bar{a}_x + \bar{A}_x$$

Relação entre anuidade e seguro pago no momento da morte.

$$1 = \delta \bar{a}_{x} + \bar{A}_{x}$$

$$1 = \delta \bar{a}_{x:\bar{n}|} + \bar{A}_{x:\bar{n}|}$$

| | | | | Fracionadas | Contínuas |
|----------|------------|-------------|--------------------------------|---------------------------------------|-------------------------------|
| Imediata | Vitalícia | Antecipada | \ddot{a}_{x} | $\ddot{a}_{\chi}^{(m)}$ | |
| | | | | | \bar{a}_x |
| | | Postecipada | a_x | $a_{x}^{(m)}$ | |
| | Temporária | Antecipada | $\ddot{a}_{x:\overline{n }}$ | $\ddot{a}_{x:\bar{n} }^{(m)}$ | |
| | | | | | $ar{a}_{x:ar{n} }$ |
| | | Postecipada | $a_{x:\overline{n }}$ | $a_{x:\bar{n} }^{(m)}$ | |
| Diferida | Vitalícia | Antecipada | $m \ddot{a}_x$ | $k \ddot{a}_{x}^{(m)}$ | |
| | | | | | $m \bar{a}_x$ |
| | | Postecipada | $m a_x$ | $a_{x}^{(m)}$ | |
| | Temporária | Antecipada | $m \ddot{a}_{x:\overline{n }}$ | $k \ddot{a}_{x:\overline{n} }^{(m)}$ | |
| | PRICE | de Fes | CIPAL. | de Ali | $m \bar{a}_{x:\overline{n} }$ |
| | | Postecipada | $a_{n }a_{x:\overline{n }}$ | $k \mid a_{x:\overline{n}\mid}^{(m)}$ | |

- Portal Halley: https://atuaria.github.io/portalhalley/
- Bowers et al. **Actuarial Mathematics**, 2ª edição. SOA, 1997.
- D. C. M. Dickson, M. R. Hardy and H. R. Waters.
 Actuarial Mathematics for Life Contingent Risks. Cambridge University Press, 2019.

- CORDEIRO FILHO, Antônio. Cálculo Atuarial Aplicado: teoria e aplicações, exercícios resolvidos e propostos. São Paulo: Atlas, 2009.
- PIRES,M.D.;COSTA,L.H.;FERREIRA,L.;MARQUES, R. Fundamentos da matemática atuarial: vida e pensões. Curitiba: CRV,2022.

