Aula 16 - Anuidade Contínua

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

Anuidade Contínua

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

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

Usando a regra de L' Hopital

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

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

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

Anuidade Contínua

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

. .

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

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

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

Anuidade Contínua

Entregar

Prova que
$$a_{\bar{n}|}^{(m)}$$
 com $m \to \infty$, leva a $\bar{a}_{\bar{n}|} = \frac{(1-v^n)}{\delta}$

 \triangleright Assim para um T_x aleatório:

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

➤ 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:

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

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

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

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

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

$$var(1 - e^{-\delta T})$$

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

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

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

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

$$\delta^{2}$$

$$\delta^{2}$$

Suponha que:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

> (ii)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Anuidade Contínua Vitalícia

P Qual a probabilidade de que o valor presente de uma anuidade exceda o valor presente esperado, para o caso $T_x \sim Exp(\alpha)$?

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

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

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

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

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

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

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 $\delta = 0.01$ e $\alpha = 0.033$:

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

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

 \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 $\delta = 0.01 \,\mathrm{e}\,\mu(x+t) = 0.033$:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Suponha que :

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

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 $\overline{a}_x = \int_0^\infty e^{-\delta t} \ _t p_x dt$.

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

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

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

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

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

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

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

Anuidades Temporária contínua

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

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

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

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

Anuidades Temporária contínua

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

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

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

Anuidade vitalícia contínua, Diferida

$$Y = \begin{cases} 0, & 0 \le T < m \\ v^m \overline{a}_{\overline{T-m}}, & T \ge m \end{cases}$$

$$m|\bar{a}_x = \int_m^\infty \bar{a}_{\bar{t}|t} p_x \mu_{x+t} dt = \int_m^\infty e^{-\delta t} p_x dt$$

$$m|\bar{a}_x = v^m \,_m p_x \int_0^\infty \bar{a}_{\bar{t}|\ t} \, p_{x+m} \mu_{x+m+t} dt$$

$$m_{\parallel} \bar{a}_{x} = \bar{a}_{x} - \bar{a}_{x:\bar{m}}$$

Anuidade vitalícia contínua, Diferida

$$Y = \begin{cases} 0, & 0 \le T < m \\ v^m \bar{a}_{\overline{T-m}|}, & T \ge m \end{cases}$$

$$var(Y) = \frac{2}{\delta} v^{2m} {}_{t} p_{x} (\bar{a}_{x+m} - {}^{2} \bar{a}_{x+m}) - ({}_{m|} \bar{a}_{x})^{2}$$

Relação entre anuidade e seguro pago no momento da morte.

Dado que:

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

$$\delta \bar{a}_{\bar{t}|} + e^{-\delta t} = 1$$

Caso queiramos obter a Esperança Matemática, tem-se:

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

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

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

Relação entre anuidade e seguro pago no momento da morte.

A Relação entre anuidades e seguros também é satisfeita para o caso temporário.

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

Aula 15 – Anuidade com pagamentos certos

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

- Considere, o caso em que uma seguradora pagará certamente *m* parcelas para o segurado ou outrem e, a partir desse ponto, a seguradora pagará 1 u.m. caso o segurado esteja vivo.
- \succ Caso o segurado morra antes do tempo m a segurora precisa ter o valor presente necessário a m pagamentos .
- \blacktriangleright Caso o segurado morra após m anos, a seguradora devererá ter o necessário a pagar os m pagamentos mais anuidades vitalícias descartado os pagamentos já efetuados.

> Os valores possíveis dessa variável aleatória pode ser descrito por:

$$Y = \begin{cases} \bar{a}_{\bar{m}|} + 0, & 0 \le T < m \\ \bar{a}_{\bar{m}|} + (\bar{a}_{\bar{t}|} - \bar{a}_{\bar{m}|}), & T > m \end{cases}$$

Ou

$$Y = \begin{cases} \overline{a}_{\overline{m}|}, & 0 \le T < m \\ \overline{a}_{\overline{t}|}, & T > m \end{cases}$$

O valor esperado dessa variável será:

$$\bar{a}_{\overline{x},\overline{m}|} = \int_0^m \bar{a}_{\overline{m}|} f_T(t) dt + \int_m^\infty \bar{a}_{\overline{t}|} f_T(t) dt$$

$$\bar{a}_{\overline{x,\overline{m}|}} = \int_0^m \frac{1 - e^{-\delta m}}{\delta} t p_x \mu_{x+t} dt + \int_m^\infty \frac{1 - e^{-\delta t}}{\delta} t p_x \mu_{x+t} dt$$

O valor esperado dessa variável será:

$$\bar{a}_{\overline{x},\overline{m}|} = \int_0^m \bar{a}_{\overline{m}|} f_T(t) dt + \int_m^\infty \bar{a}_{\overline{t}|} f_T(t) dt$$

$$\int_0^m \overline{a}_{\overline{m}|} f_T(t) dt = \overline{a}_{\overline{m}|} \int_0^m f_T(t) dt = \overline{a}_{\overline{m}|m} q_x$$

$$\overline{a}_{\overline{x},\overline{m}|} = \overline{a}_{\overline{m}|m} q_x + \int_m^\infty \overline{a}_{\overline{t}|t} p_x \mu_{x+t} dt$$

$$\overline{a}_{\overline{x,\overline{m}|}} = \frac{1 - e^{-\delta m}}{\delta} {}_m q_x + \int_m^\infty \frac{1 - e^{-\delta t}}{\delta} {}_t p_x \mu_{x+t} dt$$

Considere, o caso em que uma seguradora pagará certamente 30 parcelas para o segurado ou seus dependentes (ou para qualquer outra pessoa) e, a partir desse ponto, a seguradora pagará 1 u.m. caso o segurado esteja vivo.

Calcule o prêmio puro único para esse produto considerando que o segurado tenha o seu tempo de vida adiconal modelado por:

$$f_{T(x)}(t) = 0.016e^{-0.016t}$$
 para $t > 0$

E considere também $\delta = 0.10$

Lembrando que $_{m}q_{x}=F_{T_{x}}(m)$, temos que:

$$_{m}q_{x}=1-e^{-0,016m}$$

Assim a partir de

$$\overline{a}_{\overline{x,\overline{m}|}} = \frac{\left(1 - e^{-\delta m}\right)}{\delta} {}_m q_x + \int_m^\infty \frac{\left(1 - e^{-\delta t}\right)}{\delta} {}_t p_x \mu_{x+t} dt$$

Tem-se:

$$\overline{a}_{\overline{x,\overline{30}|}} = \frac{\left(1 - e^{-0.1(30)}\right)}{0.1} \left(1 - e^{-0.016(30)}\right) + \int_{30}^{\infty} \frac{(1 - e^{-0.1t})}{0.1} 0.016e^{-0.016t} dt$$

$$\overline{a}_{\overline{x,\overline{30}|}} = \frac{\left(1 - e^{-0.1(30)}\right)}{0.1} \left(1 - e^{-0.016(30)}\right) + 0.16 \int_{30}^{\infty} e^{-0.016t} - e^{-0.116t} dt$$

. . .

$$\bar{a}_{\overline{x,30|}} = \frac{\left(1 - e^{-0.1(30)}\right)}{0.1} \left(1 - e^{-0.016(30)}\right) + 0.16 \int_{30}^{\infty} e^{-0.016t} - e^{-0.116t} dt$$

$$\overline{a}_{\overline{x,30|}} = (9,502)(0,3812) + 0,16 \left[-\frac{1}{0,016e^{0,016t}} + \frac{1}{(0,116)e^{t(0,116)}} \right]_{30}^{30}$$

$$\overline{a}_{\overline{x,30}|} = (9,502)(0,3812) + 0,016 \left(\frac{1}{0,016e^{0,016(30)}} - \frac{1}{(0,116)e^{(30)(0,116)}} \right)$$

$$\overline{a}_{\overline{x,30}|} = 9,7675$$

Lembrando que

$$\bar{a}_{x} = 8,62$$