

Se gioco non equo - $E(\tilde{G}_n) \neq 0$

$$p_A = e^{-\alpha R_A} \cdot \frac{e^{-\alpha R_B} - 1}{e^{-\alpha(R_A + R_B)} - 1}$$

dove $\alpha \neq 0$ è la soluzione non banale dell'equazione $E(e^{-\alpha \tilde{G}}) = 1$

se $E(\tilde{G}_n) > 0 \quad \forall n$ allora $\alpha > 0$

(gioco "favorevole"
ad ogni colpo per A)

per cui avviene che al divergere del patrimonio del giocatore B a $+\infty$, allora la probabilità di rovina di A tende a:

$$\lim_{R_B \rightarrow +\infty} p_A = e^{-\alpha R_A} < 1$$

da cui si nota che la rovina in questo caso non è certa (< 1), e sarà tanto più contenuta quanto più il gioco è favorevole ad A (α più grande) ed il patrimonio di A è più elevato.

se $E(\tilde{G}_h) < 0 \quad \forall h \Rightarrow \alpha < 0$

(gioco "sfavorevole"
ad ogni colpo per A)

allora si avrà:

$$\lim_{R_B \rightarrow +\infty} p_A = 1$$

cioè anche in questo caso la rovina del
giocatore diviene certa se il giocatore
avversario ha un patrimonio infinito.



SOLO SE IL GIOCO NON È EQUO
E FAVOREVOLE AL GIOCATORE A
GLI HA UNA PROBABILITÀ DI
ROVINA < 1 (ROVINA NON CERTA)



ANALOGAMENTE UNA COMPAGNIA DI
ASSICURAZIONI ADOTTA UN CARICAMENTO
DI SICUREZZA PER EVITARE LA ROVINA
CERTA GIOCANDO CON UN AVVERSAIO
(L'INSIEME DEGLI ASSICURATI) INFINITAMENTE
RICCO.

Ricordiamo che α rappresenta la soluzione non banale ($\alpha \neq 0$) della relazione:

$$E(e^{-\alpha \cdot \tilde{G}_n}) = 1$$

Per avere un'idea sul valore di α , anche senza conoscere la distribuzione di probabilità della v.a. guadagno \tilde{G}_n è possibile ricavare un valore approssimato

$$E(e^{-\alpha \tilde{G}_n}) = 1 \quad \ln E(e^{-\alpha \tilde{G}_n}) = 0 \quad \psi_{\tilde{G}_n}(-\alpha) = 0$$

$$\psi_{\tilde{G}_n}(0) - \alpha \cdot \psi'_{\tilde{G}_n}(0) + \frac{\alpha^2}{2!} \cdot \psi''_{\tilde{G}_n}(0) \approx 0$$

$$0 - \alpha \cdot E(\tilde{G}_n) + \frac{\alpha^2}{2} \cdot \sigma^2(\tilde{G}_n) \approx 0$$

$$\alpha \left[\frac{\alpha}{2} \cdot \sigma^2(\tilde{G}_n) - E(\tilde{G}_n) \right] \approx 0$$

$\alpha = 0$
soluzione
banale

$$\alpha \approx \frac{1}{2} \cdot \frac{E(\tilde{G}_n)}{\sigma^2(\tilde{G}_n)}$$

da cui, nel caso di gioco favorevole ed A segue che:

$$\lim_{R_B \rightarrow +\infty} p_A \approx e^{-\frac{E(G)}{2\sigma^2(G)} \cdot R_A}$$

Riportando quanto detto sopra in ambito di una compagnia di assicurazioni, osserviamo che la v.a. guadagno al colpo h -esimo può essere tradotta come l'utile della compagnia generato nell'esercizio h -esimo, che (in condizioni di esclusioni di spese e relativi caricamenti) può essere indicato da:

$$\tilde{G}_h = P_h + \lambda \cdot P_h - \tilde{X}_h$$

con

$$E(\tilde{G}_h) = \lambda \cdot P_h$$

$$\sigma^2(\tilde{G}_h) = \sigma^2(\tilde{X}_h)$$

Nel caso in cui le caratteristiche del "gioco" rimangano inalterate sarà trascurabile l'indice temporale h e quindi:

$$\lim_{R_B \rightarrow +\infty} P_A \approx e^{-\frac{1}{2} \cdot \frac{R_A^2}{\sigma_X^2} \cdot R_A}$$

QUESTO RISULTATO EVIDENZIA
L'IMPORTANZA DEL RUOLO DEL
CARICAMENTO
di
SICUREZZA λ

IL TEOREMA DEL LIMITE CENTRALE (De Moivre - 18° secolo)

Siano $\tilde{X}_1, \tilde{X}_2, \dots, \tilde{X}_n$

n v.a. indipendenti e identicamente distribuite
(i.i.d.) con media μ e varianza σ^2

Consideriamo la v.a. somma seguente:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^n \tilde{X}_i$$

allora la distribuzione della v.a. standardizzata

$$\textcircled{\tilde{T}} = \frac{\tilde{S} - n\mu}{\sigma \cdot \sqrt{n}}$$

tende alla Normale standardizzata per $n \rightarrow \infty$
qualsiasi sia la distribuzione delle \tilde{X}_i :

$$\tilde{T} \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} \phi(0, 1)$$

Per quale valore di n inizia ad essere valida?

Se la distribuzione delle \tilde{X}_i non è molto esimmetrica
vale per $n \geq 25$

ATTENZIONE: nei problemi applicativi spesso ci interessa
la coda della distribuzione, e quindi va
fatta molta attenzione al facile utilizzo
di questo Teorema.