

Ex 1) Soient  $X, Y$  v.a.  $\rightarrow \mathbb{R}$ .  $(\Omega, \mathcal{L}, \mathbb{P})$  (1)

Soit  $\mu \in \mathbb{R}$ . m.g.

$X$  et  $Y$  sont indépendantes  $\Rightarrow X + \mu, Y + \mu$  le sont aussi.

Si  $X$  et  $Y$  sont ind.  $\Rightarrow$

$$\mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y) = \mathbb{P}(X \leq x) \cdot \mathbb{P}(Y \leq y)$$

Car a donc,  $\mathbb{P}(X + \mu \leq x, Y + \mu \leq y)$

$$= \mathbb{P}(X \leq x - \mu, Y \leq y - \mu) \stackrel{\text{ind.}}{=} \mathbb{P}(X \leq x - \mu) \cdot \mathbb{P}(Y \leq y - \mu)$$

$$= \mathbb{P}(X + \mu \leq x) \cdot \mathbb{P}(Y + \mu \leq y)$$

Si  $X + \mu$  et  $Y + \mu$  sont ind.  $\Rightarrow$

$$\mathbb{P}(X + \mu \leq x, Y + \mu \leq y) = \mathbb{P}(X \leq \tilde{x} - \mu, Y \leq \tilde{y} - \mu) \quad \begin{matrix} \tilde{x} = x' \\ \tilde{y} = y' \end{matrix}$$

$$\stackrel{\text{ind.}}{=} \mathbb{P}(X \leq x', Y \leq y') \stackrel{\text{ind.}}{=} \mathbb{P}(X \leq x') \cdot \mathbb{P}(Y \leq y')$$

$X + \mu, Y + \mu$   
indépendantes.

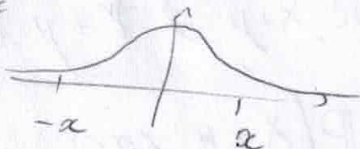
□

$$\text{Ex 2)} \\ \phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt$$

$$2 \cdot \phi(x) - 1 = 2 \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt - 1$$

$$= \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt - \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2/2} dt$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[ 2 \cdot \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt - \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2/2} dt} \right]$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[ \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt - \int_x^{\infty} e^{-t^2/2} dt \right]$$


$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[ \int_{-\infty}^{-x} e^{-t^2/2} dt + \int_{-x}^x e^{-t^2/2} dt - \int_x^{\infty} e^{-t^2/2} dt \right]$$

$$= \int_x^{\infty} e^{-t^2/2} dt$$

(symmetric)

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-x}^x e^{-t^2/2} dt \quad \square$$

$$3) X \sim N(0, 1)$$

$$E[X] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot e^{-t^2/2} dt = \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-t^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} \quad (3)$$

$$= \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} = 0.$$

$$\int f'g = \int fg - \int f \cdot g'$$

$$E[X^2] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot e^{-t^2/2} dt$$

$$\Leftrightarrow \sqrt{2\pi} \cdot E[X^2] = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot \underbrace{t \cdot e^{-t^2/2}}_{f'} dt$$

$$= -t \cdot e^{-t^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} -e^{-t^2/2} \cdot 1 = -t \cdot e^{-t^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} + \sqrt{2\pi}$$

$$= -\infty - (-\infty) + \sqrt{2\pi} = \sqrt{2\pi}$$

$$\Leftrightarrow E[X^2] = 1.$$

$$E[X^3] \cdot \sqrt{2\pi} = \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{t^2 \cdot e^{-t^2/2}}_{f'} dt = -t^2 \cdot e^{-t^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2/2} \cdot 2t$$

$$= -t^2 \cdot e^{-t^2/2} \Big|_{-\infty}^{\infty} - 2 \cdot E[X] = 0.$$

Ex 6)  $p = \frac{19}{37}$ ,  $1-p = q = \frac{18}{37}$

(4)

i) On cherche  $n_0$  t.q.  $IP(1000 \leq S_n) = \frac{1}{2}$  où  $S_n$  est la somme algébrique des pertes et des gains du casino sur  $n$  parties.  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$  où  $P(X_k=1) = p$

$$P(X_k=-1) = 1-p.$$

$$E[X_k] = \sum x_i \cdot p_i = 1 \cdot p + (-1) \cdot (1-p) = \frac{1}{37}$$

$= P(X_k=x_i)$

$$\sqrt{\text{Var}(X_k)} = \sigma = \sqrt{p \cdot (1-p)} = \sqrt{\frac{242}{37^2}} = \sqrt{\frac{342}{1369}} \approx 0,25 \approx 0,5.$$

Via thm. Central limite on sait que

$$IP(a < S_n^* < b) \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-x^2/2} dx, \text{ donc en centrant et réduisant on a :}$$

$$IP(1000 \leq S_n < \infty) = IP\left(\frac{1000 - \frac{n_0}{37}}{\sqrt{n} \cdot 0,5} \leq \frac{S_n - \frac{n \cdot \frac{1}{37}}{37}}{\sqrt{n} \cdot 0,5}\right)$$

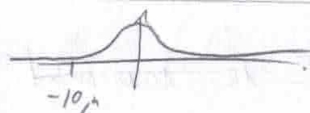
lim. central limite  $\downarrow$   $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{1000 - \frac{n_0}{37}}{\sqrt{n} \cdot 0,5}}^{\infty} e^{-x^2/2} dx$   $= S_n^*$

$$= \underbrace{\phi(\infty)}_{=1} - \phi\left(\frac{1000 - \frac{n_0}{37}}{\sqrt{n_0} \cdot 0,5}\right) = \frac{1}{2} \Leftrightarrow \phi\left(\frac{1000 - \frac{n_0}{37}}{\sqrt{n_0} \cdot 0,5}\right) = \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow \frac{1000 - \frac{n_0}{37}}{\sqrt{n_0} \cdot 0,5} = 0. \Leftrightarrow 37 \cdot 1000 = n_0 = 37'000.$$



5)



(5)

On cherche  $P(S_{n_0} < 0)$  avec  $n_0 = 37\,600$ .

Cela revient à  $P(-\infty < \sum_{n_0}^* < \underbrace{\frac{-\mu_0}{\sqrt{n_0} \cdot 0,5}}_{\approx -10,40}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-10,4} e^{-x^2/2} dx = \Phi(-10,4)$

$\approx 1 - \underbrace{\Phi(10,4)}_{\approx 1} \approx 0.$

$\Phi(10,4)$  est extrêmement proche de 1, le cas n'est pas de ne pas perdre, sinon le business plan n'est pas profitable, tout jeu de chance est basé sur une certitude de profit par celui qui organise.

Ex 4)  $X, Y \sim N(0,1)$ , définissons  $Z := X + Y$

$$E[Z] = E[X] + E[Y] = 0.$$

$$\text{Var}(Z) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) = 2, \text{ donc } \sigma = \sqrt{2}.$$

$$Z^* = \frac{Z - 0}{\sqrt{2}}, \text{ avec } \dots \text{ via thm. central limite.}$$

$$P(a < \underbrace{Z}_{= \frac{X+Y}{\sqrt{2}}} < b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-x^2/2} dx$$

Donc,  $Z$  suit une loi normale.

Ex 5) On cherche le minimal l-g.

$$IP(|F_n - p| > \alpha) = \beta \quad \Rightarrow \quad \begin{cases} |x| > \alpha & \alpha > 0 \\ x > -\alpha \Rightarrow \alpha > -\alpha \\ x > \alpha \end{cases} \quad \text{cond.} \\ \text{downward.}$$

$$\Leftrightarrow IP(|F_n - p| \leq \alpha) = 1 - \beta$$

$$\text{On a } X_n \sim B(1, p) \quad \sqrt{\text{Var}(X_n)} = \sqrt{p(1-p)} = \sigma$$

Et  $E[X_n] = p$ . le thm. central limite dit que

$$IP(a < S_n^* < b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-x^2/2} dx \quad \text{où } S_n = n \cdot F_n$$

$$E[n \cdot F_n] = n \cdot p \quad \text{et } \text{Var}(F_n) = \sigma = \sqrt{p(1-p)}$$

On a donc :

$$IP(-\alpha < F_n - p) = IP(p - \alpha < F_n)$$

$$= IP\left(\frac{n \cdot (p - \alpha) - p}{\sqrt{p(1-p)}} < \frac{n \cdot F_n - p}{\sqrt{p(1-p)}}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{n(p-\alpha)-p}{\sqrt{p(1-p)}}}^{\infty} e^{-x^2/2} dx = \beta$$

Avec  $\beta = 0,05$ ,  $\alpha = 0,01$ .

$$\text{On a : } 1 - \Phi\left(\frac{n(p-\alpha)-p}{\sqrt{p(1-p)}}\right) = 0,05 \Leftrightarrow \Phi(u) = 0,95$$

$$\Leftrightarrow \frac{n \cdot (p - \alpha) - p}{\sqrt{p(1-p)}} = 1,65 \Leftrightarrow \frac{1,65 \cdot (p(1-p))^{1/2} + p}{(p - 0,01)} = n$$

N'ayant pas  $p$ , on ne peut pas explicitement trouver  $n$ .