

## Exercice 1 : Probabilités discrètes

Deux personnes  $P_1$  et  $P_2$  ont rendez-vous dans un complexe formé de cinq sites  $S_1, S_2, S_3, S_4$  et  $S_5$ , disposés en pentagone et reliés par des routes, commel'illustre le schéma ci-contre. Ils arrivent au rendez-vous à l'heure prévue, mais suite à un malentendu,  $P_1$  se présente au site  $S_1$  et  $P_2$  au site  $S_2$ . Ils décident alors de partir à la recherche l'un de l'autre. Ils empruntent les différentes routes du complexe, avec les règles suivantes :

- à partir d'un site, chacun choisit de se rendre sur l'un des deux sites voisins, les deux possibilités étant équiprobables ;
- les déplacements des deux personnes se font simultanément ;
- tous les choix de déplacement se font indépendamment les uns des autres.

Ils continuent à se déplacer ainsi jusqu'à se retrouver éventuellement sur un même site (ils ne se rencontrent pas le long des routes). Une fois retrouvés, ils ne se déplacent plus.

### A. Modélisation du problème

Pour tout entier naturel  $n$ , on définit les trois événements  $A_n, B_n, C_n$  :

- $A_n$  : « les deux personnes sont sur le même site après le  $n$ -ième déplacement »
- $B_n$  : « les deux personnes sont sur des sites adjacents après le  $n$ -ième déplacement »
- $C_n$  : « les deux personnes sont à deux routes de distance après le  $n$ -ième déplacement »

On note  $a_n, b_n, c_n$  les probabilités des événements  $A_n, B_n, C_n$ .

1. La distance maximale entre deux sites est de deux routes ;

Donc  $A_n, B_n, C_n$  sont les seuls possibles.

Comme ils sont de plus incompatibles,

Conclusion : ils forment un système complet d'événements.

2. A l'instant 0, ils sont à une route de distance donc

Conclusion :  $a_0 = 0, b_0 = 1, c_0 = 0$

3. a) Si les deux sont à deux routes de distance, ils se retrouvent sur le même site à condition qu'ils se dirigent tout deux dans la direction qui les rapproche.

Chacun le fait avec une probabilité de  $\frac{1}{2}$  donc Conclusion :  $P_{C_n}(A_{n+1}) = \frac{1}{4}$ .

- b) S'ils sont tous les deux sur le même site, ils ne bougent plus, donc ils restent ensemble.

Conclusion :  $P_{A_n}(A_{n+1}) = 1$

- c) Pour cette même raison :  $P_{A_n}(B_{n+1}) = 0 : P_{A_n}(C_{n+1}) = 0$

$P_{B_n}(A_{n+1}) = 0$  (quand ils sont à une route de distance, car ils se croisent ou ils s'éloignent

$P_{B_n}(B_{n+1}) = \frac{3}{4}$  (ils se déplacent tous deux dans le même sens ; horaire avec une probabilité  $\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$  ou antihoraire, ou ils se croisent)

$P_{B_n}(C_{n+1}) = \frac{1}{4}$  (ils se fuient)

$P_{C_n}(A_{n+1}) = \frac{1}{4}$  (dans le sens opposé qui les réunit)

$P_{C_n}(B_{n+1}) = \frac{1}{4}$  (dans le sens opposé qui les rapproche)

$P_{C_n}(C_{n+1}) = \frac{1}{2}$  (ils se déplacent tous deux dans le même sens)

4.  $(A_n, B_n, C_n)$  est un système complet d'événements donc

$$P(A_{n+1}) = P_{A_n}(A_{n+1})P(A_n) + P_{B_n}(A_{n+1})P(B_n) + P_{C_n}(A_{n+1})P(C_n)$$

Donc  $a_{n+1} = a_n + \frac{1}{2}c_n$  et de même

$$\text{pour tout entier } n \in \mathbb{N} : \begin{cases} a_{n+1} = a_n + \frac{1}{4}c_n \\ b_{n+1} = \frac{3}{4}b_n + \frac{1}{4}c_n \\ c_{n+1} = \frac{1}{4}b_n + \frac{1}{2}c_n \end{cases}$$

**N.B. Vérifier la cohérence !**

5. a) On a alors

$$\begin{aligned} b_{n+2} &= \frac{3}{4}b_{n+1} + \frac{1}{4}c_{n+1} \\ &= \frac{3}{4}b_{n+1} + \frac{1}{4} \left( \frac{1}{4}b_n + \frac{1}{2}c_n \right) \\ &= \frac{3}{4}b_{n+1} + \frac{1}{16}b_n + \frac{1}{8}c_n \end{aligned}$$

et comme  $b_{n+1} = \frac{3}{4}b_n + \frac{1}{4}c_n$  on a  $c_n = 4b_{n+1} - 3b_n$  et donc

$$\begin{aligned} b_{n+2} &= \frac{3}{4}b_{n+1} + \frac{1}{16}b_n + \frac{1}{8}(4b_{n+1} - 3b_n) \\ &= \frac{5}{4}b_{n+1} - \frac{5}{16}b_n \end{aligned}$$

b) La suite  $(b_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est donc récurrente linéaire du second ordre à coefficients constants.

Son équation caractéristique est  $r^2 - \frac{5}{4}r + \frac{5}{16} = 0$  de discriminant  $\Delta = \frac{25}{16} - \frac{20}{16} = \frac{5}{16}$  et

donc de racines  $\alpha = \frac{\frac{5}{4} - \frac{\sqrt{5}}{4}}{2} = \frac{5 - \sqrt{5}}{8}$  et  $\beta = \frac{5 + \sqrt{5}}{8}$

Donc pour tout entier  $n$  :  $b_n = A\alpha^n + B\beta^n$  avec  $A$  et  $B$  solutions de

$$\begin{cases} b_0 = 1 = A + B \\ b_1 = \frac{3}{4} = \frac{5 - \sqrt{5}}{8}A + \frac{5 + \sqrt{5}}{8}B \end{cases} \text{ donc } \begin{cases} B = 1 - A \\ \frac{-2\sqrt{5}}{8}A = \frac{3}{4} - \frac{5 + \sqrt{5}}{8} = \frac{1 - \sqrt{5}}{8} \end{cases}$$

$$\text{et } \begin{cases} B = \frac{5 + \sqrt{5}}{10} \\ A = \frac{5 - \sqrt{5}}{10} \end{cases}$$

$$\text{Conclusion : } b_n = \frac{5 - \sqrt{5}}{10} \left( \frac{5 - \sqrt{5}}{8} \right)^n + \frac{5 + \sqrt{5}}{10} \left( \frac{5 + \sqrt{5}}{8} \right)^n = \frac{4}{5} (\alpha^{n+1} + \beta^{n+1})$$

c) Et comme  $c_n = 4b_{n+1} - 3b_n$  on a alors :

$$\begin{aligned} c_n &= 4\frac{4}{5} (\alpha^{n+2} + \beta^{n+2}) - 3\frac{4}{5} (\alpha^{n+1} + \beta^{n+1}) \\ &= \frac{4}{5} ((4\alpha - 3)\alpha \cdot \alpha^n + (4\beta - 3)\beta \cdot \beta^{n+1}) \end{aligned}$$

avec .

$$\begin{aligned}
 (4\alpha - 3)\alpha &= \left(4\frac{5 - \sqrt{5}}{8} - 3\right) \frac{5 - \sqrt{5}}{8} \\
 &= -\frac{1}{4}\sqrt{5} \\
 (4\beta - 3)\beta &= \left(4\frac{5 + \sqrt{5}}{8} - 3\right) \frac{5 + \sqrt{5}}{8} \\
 &= \frac{1}{4}\sqrt{5}
 \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{c_n = \frac{\sqrt{5}}{5} (\beta^n - \alpha^n)}$

6. a) Comme  $(A_n, B_n, C_n)$  est un système complet d'événements,  $a_n + b_n + c_n = 1$  et

$$\begin{aligned}
 a_n &= 1 - b_n - c_n \\
 &= 1 - \frac{\sqrt{5}}{5} (\beta^n - \alpha^n) - \frac{4}{5} (\alpha^{n+1} + \beta^{n+1}) \\
 &= 1 - \alpha^n \left(-\frac{\sqrt{5}}{5} + \frac{4}{5}\alpha\right) - \beta^n \left(\frac{\sqrt{5}}{5} + \frac{4}{5}\beta\right) \\
 &= 1 - \alpha^n \left(-\frac{\sqrt{5}}{5} + \frac{5 - \sqrt{5}}{10}\right) - \beta^n \left(\frac{\sqrt{5}}{5} + \frac{5 + \sqrt{5}}{10}\right)
 \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{a_n = 1 - \alpha^n \frac{5 - 3\sqrt{5}}{10} - \beta^n \frac{5 + 3\sqrt{5}}{10}}$

b) Et comme  $|\alpha| < 1$  et  $|\beta| < 1$  (car  $2 < \sqrt{5} < 3$ ) alors  $\alpha^n \rightarrow 0$  et  $\beta^n \rightarrow 0$

Conclusion :  $\boxed{\lim_{n \rightarrow +\infty} a_n = 1}$

c) Ne se retrouver jamais est l'événement  $\bigcap_{k=1}^{+\infty} \overline{A_k}$  suite décroissante d'événements donc  $P(\bigcap_{k=1}^{+\infty} \overline{A_k}) = \lim P(\overline{A_n}) = 0$

Conclusion :  $\boxed{\text{Les deux personnes se retrouveront presque sûrement.}}$

## B. Nombre de déplacements avant rencontre

On définit la variable aléatoire  $X$  égale au nombre de déplacements effectués par chacune des personnes avant leur rencontre sur un même site.

1. Elles ne peuvent se retrouver qu'à partir du second déplacement.

Conclusion :  $\boxed{X(\Omega) = \llbracket 2, +\infty \llbracket$

2. Pour arriver sur le même site à l'instant  $n$ , il faut être à deux de distance l'instant précédent. (quand on est à un site de distance, on ne peut pas se retrouver au tour suivant)

Donc  $(X = n) = (C_{n-1} \cap A_n)$  donc

$$\begin{aligned}
 P(X = n) &= P(C_{n-1}) P_{C_{n-1}}(A_n) \\
 &= \frac{1}{4} P(C_{n-1}) \\
 &= \frac{\sqrt{5}}{20} (\beta^{n-1} - \alpha^{n-1})
 \end{aligned}$$

3. La série converge absolument et

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \sum_{n=2}^{+\infty} \frac{\sqrt{5}}{20} n (\beta^{n-1} - \alpha^{n-1}) \\
 &= \frac{\sqrt{5}}{20} \left[ \sum_{n=2}^{+\infty} n \beta^{n-1} - \sum_{n=2}^{+\infty} n \alpha^{n-1} \right] \\
 &= \frac{\sqrt{5}}{20} \left[ \frac{1}{(1-\beta)^2} - 1 - \frac{1}{(1-\alpha)^2} + 1 \right] \\
 &= \frac{\sqrt{5}}{20} \left[ \frac{1}{(1-\beta)^2} - \frac{1}{(1-\alpha)^2} \right] \\
 &= \frac{\sqrt{5}}{20} \left( \frac{1}{\left(1 - \frac{5+\sqrt{5}}{8}\right)^2} - \frac{1}{\left(1 - \frac{5-\sqrt{5}}{8}\right)^2} \right) \\
 &= \dots = 12
 \end{aligned}$$

(réduction au même dénominateur puis quantités conjuguées)

4. et .... aucun plaisir dans ces calculs ! Calculer la variance et l'écart-type de  $X$ .

## Exercice 2 : Probabilités et analyse

Dans certaines situations (paris sportifs, investissements financiers...), on est amené à miser de l'argent de façon répétée sur des paris à espérance favorable. On se propose de mettre en place une stratégie afin d'optimiser les gains à long terme.

On adopte ici le cadre simplifié suivant : on considère une suite de variables aléatoires  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  indépendantes et suivant toutes la même loi de Bernoulli de paramètre  $p$ .

Un joueur mise une partie  $M_n$  de son capital sur la réalisation de l'événement  $(X_n = 1)$ , pour chaque  $n > 1$ . La variable  $M_n$  est supposée indépendante des variables  $X_k$ ,  $k \in \mathbb{N}^*$

En cas de victoire, il double sa mise (son capital est donc augmenté de  $M_n$ ), en cas de défaite il perd sa mise (son capital diminue de  $M_n$ ).

Initialement, le joueur dispose du capital  $C_0 > 0$ , puis on note  $C_n$  la variable aléatoire égale au capital détenu à l'issue du  $n^{\text{ième}}$  pari.

On a ainsi l'encadrement :  $0 \leq M_{n+1} \leq C_n$  pour tout entier  $n$ .

Le jeu est supposé favorable, on considérera dans tout le problème :  $\frac{1}{2} < p < 1$ .

### I. Quitte ou double

1. On a deux conditions à vérifier : pour  $X_{n+1} = 0$  on doit avoir  $C_{n+1} = C_n - M_{n+1}$  et pour  $X_{n+1} = 1$  on doit avoir  $C_{n+1} = C_n + M_{n+1}$ . On résout ces conditions :

$$\begin{cases} C_n + bM_{n+1} = C_n - M_{n+1} \\ C_n + (a+b)M_{n+1} = C_n + M_{n+1} \end{cases} \quad \text{si} \quad \begin{cases} b = -1 \\ a = 2 \end{cases}$$

$$\text{Conclusion : } \boxed{C_{n+1} = C_n + (2X_{n+1} - 1) M_{n+1}}$$

2. **N.B.** On a besoin d'une relation de récurrence sur  $E(C_n)$  :

On a donc  $E(C_{n+1}) = E(C_n) + (2E(X_{n+1}) - 1)E(M_{n+1})$  (car  $X_{n+1}$  et  $M_{n+1}$  indépendants) et

$E(C_{n+1}) = E(C_n) + (2p - 1)E(M_{n+1})$  et on a alors par récurrence :

- Pour  $n = 1$  :  $C_0 + (2p - 1) \sum_{k=1}^1 E(M_k) = C_0 + (2p - 1) E(M_1) = E(C_1)$  d'après le 1.

- Soit  $n \in \mathbb{N}^*$  tel que  $E(C_n) = C_0 + (2p - 1) \sum_{k=1}^n E(M_k)$

alors

$$\begin{aligned} E(C_{n+1}) &= E(C_n) + (2p - 1) E(M_{n+1}) \\ &= C_0 + (2p - 1) \left( \sum_{k=1}^n E(M_k) + E(M_{n+1}) \right) \\ &= C_0 + (2p - 1) \sum_{k=1}^{n+1} E(M_k) \end{aligned}$$

- Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}^*, E(C_n) = C_0 + (2p - 1) \sum_{k=1}^n E(M_k)$

Comme  $(2p - 1) > 0$ , plus  $\sum_{k=1}^n E(M_k)$  est grande est plus  $E(C_n)$  est grande. et comme  $M_{k+1} \leq C_k$ , on aura  $E(C_n) \leq C_0 + (2p - 1) \sum_{k=1}^n E(C_{k-1})$  cette somme étant atteinte pour  $M_{k+1} = C_k$  pour tout  $k$ .

Conclusion : pour maximiser  $E(C_n)$  il faut miser tout son capital à chaque pari.

3. Si l'on mise la totalité de son capital, à chaque pari, on est ruiné si  $X_n = 0$ .

Donc " ne pas être ruiné " est l'événement  $\bigcap_{n=1}^{+\infty} (X_n = 1)$  de probabilité  $\lim_{N \rightarrow +\infty} P(\bigcap_{n=1}^N (X_n = 1))$ .

Avec  $P(\bigcap_{n=1}^N (X_n = 1)) = p^N$  car les  $X_n$  sont indépendants, on a donc

$\lim_{N \rightarrow +\infty} P(\bigcap_{n=1}^N (X_n = 1)) = 0$  et donc la probabilité de ne jamais être ruiné est nulle.

Conclusion : Si le joueur mise tout son capital, la ruine est quasi certaine.

## II. Stratégie à mises proportionnelles

La stratégie précédente étant risquée, le joueur décide d'engager dans chaque pari une fraction du capital dont il dispose : on a ainsi  $M_{n+1} = \alpha C_n$ , avec  $\alpha \in ]0, 1[$  ( indépendant de  $n$  )

1. On a  $C_{n+1} = C_n + (2X_{n+1} - 1) M_{n+1} = C_n + (2X_{n+1} - 1) \alpha C_n$  donc

- si  $X_{n+1} = 1$  alors  $(1 + \alpha)^{X_{n+1}} (1 - \alpha)^{1-X_{n+1}} C_n = (1 + \alpha) C_n = C_{n+1}$

- si  $X_{n+1} = 0$  alors  $(1 + \alpha)^{X_{n+1}} (1 - \alpha)^{1-X_{n+1}} C_n = (1 - \alpha) C_n = C_{n+1}$

Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}, C_{n+1} = (1 + \alpha)^{X_{n+1}} (1 - \alpha)^{1-X_{n+1}} C_n$ .

2. On pose  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ .

$S_n$  représente le nombre de succès pendant les  $n$  premières épreuves.

Ces épreuves étant indépendantes et ayant la même probabilité  $p$  de succès,

Conclusion :  $S_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$  et  $E(S_n) = np$

3. On a par récurrence :

- pour  $n = 1$  :  $(1 + \alpha)^{S_1} (1 - \alpha)^{1-S_1} C_0 = (1 + \alpha)^{X_1} (1 - \alpha)^{1-X_1} C_0 = C_1$

- Soit  $n \in \mathbb{N}^*$  tel que  $C_n = (1 + \alpha)^{S_n} (1 - \alpha)^{n-S_n} C_0$

alors

$$\begin{aligned} C_{n+1} &= (1 + \alpha)^{X_{n+1}} (1 - \alpha)^{1-X_{n+1}} C_n \\ &= (1 + \alpha)^{S_n + X_{n+1}} (1 - \alpha)^{n - S_n - X_{n+1}} C_0 \\ &= (1 + \alpha)^{S_{n+1}} (1 - \alpha)^{n+1 - S_{n+1}} C_0 \end{aligned}$$

– Conclusion :  $\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad C_n = (1 + \alpha)^{S_n} (1 - \alpha)^{n - S_n} C_0.$

4. On a

$$\begin{aligned} \frac{C_n}{C_0} &= (1 + \alpha)^{S_n} (1 - \alpha)^{n - S_n} \text{ donc} \\ \ln \left( \frac{C_n}{C_0} \right) &= S_n \ln(1 + \alpha) + (n - S_n) \ln(1 - \alpha) \text{ car } > 0 \\ \frac{1}{n} \ln \left( \frac{C_n}{C_0} \right) &= \frac{S_n}{n} \ln(1 + \alpha) + \left( 1 - \frac{S_n}{n} \right) \ln(1 - \alpha) \text{ et donc} \\ E \left[ \frac{1}{n} \ln \left( \frac{C_n}{C_0} \right) \right] &= E \left[ \frac{S_n}{n} \right] \ln(1 + \alpha) + \left( 1 - E \left[ \frac{S_n}{n} \right] \right) \ln(1 - \alpha) \\ &= p \ln(1 + \alpha) + (1 - p) \ln(1 - \alpha) \end{aligned}$$

Conclusion :  $E \left[ \frac{1}{n} \ln \left( \frac{C_n}{C_0} \right) \right] = p \ln(1 + \alpha) + (1 - p) \ln(1 - \alpha)$

Par la suite, on cherche à maximiser cette quantité, ce qui équivaut à maximiser l'espérance du *taux moyen de croissance* du capital.

### III. Optimisation : le critère de Kelly

On pose, pour tout  $x \in [0, 1[$ ,  $f(x) = p \ln(1 + x) + (1 - p) \ln(1 - x)$

1. Étude de  $f$ .

a)  $f$  est  $C^2$  sur  $]0, 1[$  (car  $1 + x > 0$  et  $1 - x > 0$ ) et

$$\begin{aligned} f'(x) &= \frac{p}{1+x} - \frac{1-p}{1-x} \\ &= \frac{2p-1-x}{1-x^2} > 0 \\ f''(x) &= \frac{x^2-1+2x(2p-1-x)}{(1-x^2)^2} \\ &= \frac{-x^2+2(2p-1)x-1}{(1-x^2)^2} \end{aligned}$$

**Il faut chercher les racines de  $-x^2 + 2(2p - 1)x - 1$**

Soit  $g(x) = -x^2 + 2(2p - 1)x - 1$ .

$g$  est dérivable sur  $[0, 1]$  et  $g'(x) = -2x + 2(2p - 1) = -2(x - (2p - 1))$  et comme  $1 > p > \frac{1}{2}$  alors  $2p - 1 \in ]0, 1[$

$g(2p - 1) = -(2p - 1)^2 + 2(2p - 1)^2 - 1 = (2p - 1)^2 - 1 < 0$  car  $2p - 1 \in ]0, 1[$

	0	$2p - 1$	1
$g'(x)$	+	0	-
$g(x)$	$\nearrow$ -	$g(2p - 1) < 0$	$\searrow$ -
$f''(x)$	-		-
$2p - 1 - x$	+	0	- affine
$f'(x)$	+	0	-
$f(x)$	0	$\nearrow$	$\searrow$ $-\infty$

Conclusion :  $f$  est donc bien concave ( $f'' < 0$ ) et atteint son maximum en  $\alpha_K = 2p - 1$

b) On a  $\lim_{x \rightarrow 1} f(x) = -\infty$

Quand  $x \rightarrow 1$  Déterminer la limite de  $f$  en 1 et interpréter le résultat.

Quand la proportion rejouée ( $\alpha$ ) tend vers 1, la croissance moyenne du capital tend vers  $-\infty$  (on cours à la ruine)

c) Comme  $f(0) = 0$  et que  $f$  est strictement croissante sur  $[0, \alpha_K]$  alors  $f(\alpha_K) > 0$

Comme  $f$  est continue et strictement décroissante sur  $[\alpha_k, 1[$  elle est bijective de  $[\alpha_k, 1[$  dans  $] \lim_1 f, f(\alpha_k) ] = ]-\infty, f(\alpha_K) ]$

Et comme  $0 < f(\alpha_K)$  alors  $0 \in ]-\infty, f(\alpha_K) ]$

Donc  $f(x) = 0$  a une unique solution dans  $\alpha_c \in [\alpha_k, 1[$  qui n'est pas  $\alpha_K$

**Conclusion :**  $f$  s'annule deux fois exactement sur  $[0, 1[$  :  
en 0 et en un réel  $\alpha_c$  vérifiant  $\alpha_K < \alpha_c$ .

d) Asymptote verticale en 1.

Tangente en 0 :  $f'(0) = 2p - 1 > 0$

Comme le maximum est en  $2p - 1$ , on peut reporter en ordonnée cette valeur pour construire la tangente.

Et on note  $\alpha_c$  au point d'intersection.

2. Conclusion : le choix  $\alpha = \alpha_K$  est celui qui optimise la croissance de gain à long terme.

Pour  $p = \frac{1}{2}$ , on aurait  $\alpha_K = 0$  donc quand on a autant de chances de gagner que de perdre, pour gagner en moyenne, il vaut mieux ne rien miser.

Pour  $p = 1$  on a  $\alpha_K = 1$  donc quand on est sûr de gagner, on peut tout miser à chaque fois

#### IV. Étude de la valeur critique $\alpha_c$

Les choix de  $\alpha$  au-delà de la valeur critique  $\alpha_c$  conduisent à une perte de capital. On cherche dans cette partie un équivalent de  $\alpha_c$  lorsque  $p$  est proche de  $\frac{1}{2}$ .

On considèrera dans ce qui suit que  $\alpha_c$  est une fonction de  $p$  (on écrira ainsi  $\alpha_c(p)$ ).

1. On définit la fonction  $\varphi$  sur  $]0, 1[$  par  $\varphi(x) = \frac{\ln(1+x)}{\ln(1-x)}$ .

a)  $\varphi$  est continue en  $x$  tel que  $1+x > 0$  et  $1-x > 0$  et  $\ln(1-x) \neq 0$  donc sur  $]0, 1[$  comme composée et quotient de fonctions continues.

En 0 :  $\frac{\ln(1+x) \rightarrow 0}{\ln(1-x) \rightarrow 0}$  forme indéterminée et  $\varphi(x) \sim \frac{x}{-x} = -1 \rightarrow -1$

**Conclusion :**  $\varphi$  est prolongeable en 0 par  $\varphi(0) = -1$

En 1 :  $\frac{\ln(1+x) \rightarrow \ln(2)}{\ln(1-x) \rightarrow -\infty} \rightarrow 0$

**Conclusion :**  $\varphi$  est prolongeable en 1 par  $\varphi(1) = 0$

b)  $\varphi$  est dérivable sur  $]0, 1[$  comme composée et quotient de fonctions dérivables ( $1+x > 0$  et  $1-x > 0$  et  $\ln(1-x) \neq 0$ .)

$$\begin{aligned} \varphi'(x) &= \frac{\frac{1}{1+x} \ln(1-x) + \frac{1}{1-x} \ln(1+x)}{[\ln(1+x)]^2} \\ &= \frac{(1-x) \ln(1-x) + (1+x) \ln(1+x)}{(1-x^2) [\ln(1+x)]^2} \\ &= \frac{h(x)}{(1-x^2) [\ln(1-x)]^2} \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{\text{avec } h(x) = (1-x)\ln(1-x) + (1+x)\ln(1+x)}$

c)  $h$  est dérivable sur  $]0, 1[$  et

$$\begin{aligned} h'(x) &= -\ln(1-x) - 1 + \ln(1+x) + 1 \\ &= \ln\left(\frac{1+x}{1-x}\right) \end{aligned}$$

Pour  $x \in ]0, 1[$  on a  $0 < 1-x < 1+x$  donc  $\frac{1+x}{1-x} > 1$  et  $h'(x) > 0$

En 0 :  $(1-x)\ln(1-x) + (1+x)\ln(1+x) \rightarrow 0$

En 1 : avec  $h = 1-x \rightarrow 0^+$  on a  $(1-x)\ln(1-x) = h \ln(h) = \frac{\ln(h)}{1/h} \rightarrow 0$  car  $\ln(h) = o(1/h)$  donc  $h(x) \rightarrow 2\ln(2)$

$x$	0	1
$h(x)$	0	$\nearrow + 2\ln(2)$

d) On a donc  $\varphi' > 0$  sur  $]0, 1[$  et donc

$\varphi$  est continue et strictement croissante sur  $[0, 1]$  et donc bijective de  $[0, 1]$  dans  $[\varphi(0), \varphi(1)] = [-1, 0]$

2. On a et avec  $\ln(1+h) = h - \frac{1}{2}h^2 + h^2\varepsilon(h)$  avec  $\varepsilon(h) \rightarrow 0$  quand  $h \rightarrow 0$

Le taux d'accroissement en 0 :

$$\begin{aligned} \frac{\varphi(x) - \varphi(0)}{x - 0} &= \frac{\frac{\ln(1+x)}{\ln(1-x)} + 1}{x} \\ &= \frac{\ln(1+x) + \ln(1-x)}{x \ln(1-x)} \\ &= \frac{x - \frac{1}{2}x^2 + x^2\varepsilon(x) - x + \frac{1}{2}x^2 + x^2\varepsilon(-x)}{x(-x + x\varepsilon_1(x))} \\ &= \frac{-x^2 + x^2\varepsilon_2(x)}{x^2(-1 + \varepsilon_1(x))} \\ &= \frac{-1 + \varepsilon_2(x)}{-1 + \varepsilon_1(x)} \rightarrow 1 \end{aligned}$$

Conclusion :  $\boxed{\varphi \text{ est dérivable en } 0 \text{ et } \varphi'(0) = 1.}$

3. a) **N.B. passer par la fonction pour toucher la réciproque**

Pour  $p \in ]\frac{1}{2}, 1[$  on a  $f(\alpha_c) = 0$

donc  $p \ln(1+\alpha_c) + (1-p)\ln(1-\alpha_c) = 0$

donc  $\frac{\ln(1+\alpha_c)}{\ln(1-\alpha_c)} = \frac{p-1}{p} = 1 - \frac{1}{p}$  et  $\varphi(\alpha_c) = 1 - \frac{1}{p}$

Et comme  $\alpha_c \in [0, 1]$  alors

Conclusion :  $\boxed{\forall p \in ]\frac{1}{2}, 1[, \alpha_c(p) = \varphi^{-1}\left(1 - \frac{1}{p}\right)}$

b) **Rare : dérivée de la réciproque**

Quand  $p \rightarrow \frac{1}{2}^+$  on a alors  $1 - \frac{1}{p} \rightarrow -1^+$  et comme  $\varphi(x) \rightarrow -1$  quand  $x \rightarrow 0$  alors

$\varphi^{-1}(x) \rightarrow 0$  quand  $x \rightarrow -1$  donc  $\varphi^{-1}\left(1 - \frac{1}{p}\right) \rightarrow 0$  quand  $p \rightarrow \frac{1}{2}$

Conclusion :  $\boxed{\alpha_c \text{ est prolongeable par continuité en } \frac{1}{2} \text{ par } \alpha_c\left(\frac{1}{2}\right) = 0}$

La fonction prolongée est alors donnée par  $\alpha_c(p) = \varphi^{-1}\left(1 - \frac{1}{p}\right)$ .

$\varphi$  est dérivable sur  $[0, 1[$  et  $\varphi' > 0$  alors  $\varphi^{-1}$  est dérivable sur  $[-1, 0[$  et

$$(\varphi^{-1})'(x) = \frac{1}{\varphi'(\varphi^{-1}(x))}$$

donc  $\alpha_c$  est dérivable en  $p$  tel que  $p \neq 0$  et  $1 - \frac{1}{p} \in [-1, 0[$ , donc sur  $[\frac{1}{2}, 1[$  et

$$\begin{aligned}\alpha'_c(p) &= (\varphi^{-1})' \left(1 - \frac{1}{p}\right) \frac{1}{p^2} \\ \alpha'_c\left(\frac{1}{2}\right) &= 4 (\varphi^{-1})'(-1) = \frac{4}{\varphi'(0)} = 4\end{aligned}$$

*Conclusion* : ce prolongement est dérivable en  $\frac{1}{2}$  et  $\alpha'_c\left(\frac{1}{2}\right) = 4$

c) La dérivé en  $\frac{1}{2}$  est la limite du taux d'acroissement :

$$\frac{\alpha_c(p) - \alpha_c\left(\frac{1}{2}\right)}{p - \frac{1}{2}} \rightarrow 4 \text{ donc } \frac{\alpha_c(p) - 0}{2(2p - 1)} \rightarrow 1$$

*Conclusion* : au voisinage de  $\frac{1}{2}$  :  $\alpha_c \sim 2\alpha_K$

**Conclusion** : pour des valeurs de  $p$  proches de  $\frac{1}{2}$  (c'est-à-dire des paris "légèrement" favorables, un cas très fréquent), il faut prendre  $\alpha < 2\alpha_K$ .

Par sécurité ( $p$  n'est en pratique connu qu'approximativement), les parieurs choisissent souvent  $\alpha = \frac{\alpha_K}{2}$ , la moitié de la valeur de Kelly.

## V Simulation informatique

1. On rejoue tant que le capital `cap_obj` n'est pas atteint.

Le capital suit la relation :

- si  $X_{n+1} = 1$  alors  $(1 + \alpha) C_n = C_{n+1}$
- si  $X_{n+1} = 0$  alors  $(1 - \alpha) C_n = C_{n+1}$

plus facile en PASCAL que celle avec les puissances.

`u :=random ; u < p` est l'événement survenant avec une probabilité  $p$  (pari gangé)

`n` compte le nombre de parties jouée.

```
program kelly1 ;
var    n : integer ;
cap, cap_obj, u, p, alpha :    real ;
begin
  writeln('valeur de p : '); read (p) ;
  writeln (' objectif à atteindre : '); read (cap_obj) ;
  writeln( 'valeur de alpha :'); read(alpha) ;
  cap :=100 ;
  n :=0 ;
  randomize ;
  while cap < cap_obj do
  begin
    u :=random ;
```

```

        if u<p then
        begin cap :=cap*(1+alpha) end
        else
        begin cap :=cap*(1-alpha) end ;
n :=n+1;
end;
writeln ( ' nombre de parties jouées_ : ',n);
writeln( ' capital atteint : ' cap)
end.

```

2. Afin de vérifier que la stratégie de Kelly est optimale, on modifie le programme `kelly1` de la façon suivante :

- le nouveau programme calcule la valeur de Kelly  $\alpha_K$  ;
- en sortie, le nouveau programme renvoie, en plus du nombre de parties jouées pour atteindre l'objectif demandé, le capital que l'on aurait obtenu si on avait choisi la valeur  $\alpha_K$  à la place de  $\alpha$  pendant ces mêmes parties.

On rajoute un second capital `capk`.

```

program kelly1 ;
var    n : integer ;
cap, capk, cap_obj,u,p,alpha,alphak :    real ;
begin
  writeln('valeur de p : '); read (p);
  writeln ( ' objectif à atteindre : '); read (cap_obj);
  writeln( 'valeur de alpha :'); read(alpha);
  alphak :=2p-1;
  cap :=100;capk :=100;
  n :=0;
  randomize;
  while cap < cap_obj do
  begin
    u :=random;
    if u<p then
    begin cap :=cap*(1+alpha);capk :=capk*(1+alphak) end
    else
    begin cap :=cap*(1-alpha);capk :=capk*(1-alphak) end ;
n :=n+1;
end;
writeln ( ' nombre de parties jouées_ : ',n);
writeln( ' capital atteint : ', cap);
writeln( ' capital Kelly : ', capk)
end.

```