

Pour  $0 < \alpha < 1$  on a  $f(x) = \frac{1+\alpha}{2}$  avec  $-\frac{1}{2} \leq x \leq \frac{1}{2}$

donc  $f(x)$  est continue et positive sur  $[0, 1]$ .

Enfin, on a  $f(-1) = \frac{1-\alpha}{2}$ ,  $f(0) = \frac{1-\alpha}{2}$  et  $f(1) = \frac{1+\alpha}{2}$

donc  $f$  est positive et continue par morceaux sur  $\mathbb{R}$

Calcul de  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$ . Pour  $x < -1$  ou  $x > 1$  on a  $f(x) = 0$   
donc  $\int_{-\infty}^{-1} f(x) dx = 0$  et  $\int_1^{+\infty} f(x) dx = 0$ .

$$- \int_{-1}^0 f(x) dx = \int_{-1}^0 \frac{1-\alpha}{2} dx = \left[ \frac{1-\alpha}{2} x \right]_{-1}^0 = -\left( \frac{1-\alpha}{2} \right) \cdot (-1) = \frac{1-\alpha}{2}$$

$$- \int_0^1 f(x) dx = \int_0^1 \frac{1+\alpha}{2} dx = \left[ \frac{1+\alpha}{2} x \right]_0^1 = \frac{1+\alpha}{2}$$

Par la relation de Chaitin on a  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{-1} f(x) dx + \int_{-1}^1 f(x) dx + \int_1^{+\infty} f(x) dx$   
 $+ \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 0 + \frac{1-\alpha}{2} + \frac{1+\alpha}{2} + 0 = \frac{1-\alpha+1+\alpha}{2} = \frac{2}{2} = 1$ .

Conclusion:  $f$  est continue par morceaux, positive sur  $\mathbb{R}$

et  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$ .  $f$  est bien une densité de probabilité.

1) N'oubliez pas que  $E(X)$  et  $V(X)$  n'existe pas nécessairement!

Il faut prouver que  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$  et  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$  convergent.

$E(X)$  existe si et seulement si  $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$  converge.

Pour  $x < -l$  ou  $x > l$  on a  $f(x) = 0$  donc  $\int_{-\infty}^{-l} f(x) dx = 0$  et

$$\int_l^{+\infty} f(x) dx = 0.$$

$$\begin{aligned}\int_{-1}^0 x f(x) dx &= \int_{-1}^0 \frac{l-a}{2} x dx = \left[ \frac{l-a}{2} x^2 \right]_{-1}^0 \\ &= -\left( \frac{l-a}{2} \right)\end{aligned}$$

$$\int_0^l x f(x) dx = \int_0^l \frac{l+a}{2} x dx = \left[ \frac{l+a}{2} x^2 \right]_0^l = \frac{l+a}{2}$$

Par la relation de Charles on a :  $\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = 0 - \frac{l-a}{2} + \frac{l+a}{2} = 0$

$$\frac{-l+a+l+a}{2} = \frac{2a}{2} = \frac{a}{2}.$$

$$E(X) = \frac{a}{2}$$

$V(X)$  n'existe que si  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx$  converge (or si non  $E(X^2)$  n'existe pas).

Pour  $x < -l$  ou  $x > l$  on a  $f(x) = 0$  donc  $\int_{-\infty}^{-l} x^2 f(x) dx = 0$  et

$$\int_l^{+\infty} f(x) dx = 0.$$

$$\int_{-1}^0 x^2 f(x) dx = \int_{-1}^0 \frac{l-a}{2} x^2 dx = \left[ \frac{l-a}{6} x^3 \right]_{-1}^0 = \frac{l-a}{6}$$

$$\int_0^l x^2 f(x) dx = \int_0^l \frac{l+a}{2} x^2 dx = \left[ \frac{l+a}{6} x^3 \right]_0^l = \frac{l+a}{6}$$

Par la relation de Charles on a  $\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = 0 + \frac{l-a}{6} + \frac{l+a}{6} = 0$

$$\frac{-l+a+l+a}{6} = \frac{2}{6} = \frac{l}{3}$$

$$E(X^2) = \frac{l}{3}$$

c'est toujours nécessaire  
l' de penser au nom de h  
D'après la formule de Koening-Huyghe on a : formule

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$\begin{aligned} &= \frac{l}{3} - \left(\frac{\alpha}{2}\right)^2 \\ &= \frac{l}{3} - \frac{\alpha^2}{4} \\ &= \frac{l - 3\alpha^2}{12} \end{aligned}$$

$$V(X) = \frac{l - 3\alpha^2}{12}$$

3) Faîtes l'obtention pour le calcul de la fonction de répartition.  
Il faut penser pour  $x \leq l$  que cela équivaut à  $x \leq l$

$$\int_{-1}^0 f(x) dx.$$

Pour  $x < -1$  on a  $F_X(x) = 0$  et pour  $x \geq l$  on a  $F_X(x) = 1$ .

$$\text{Pour } -1 \leq x \leq 0 \text{ on a } F_X(x) = \int_{-1}^x f(x) dx = \int_{-1}^x \frac{l-a}{2} dx = \left[ \frac{l-a}{2} x \right]_{-1}^x$$

$$= \frac{l-a}{2} x + \frac{l-a}{2} = \frac{l-a}{2}(x+1)$$

$$\text{Pour } 0 < x \leq l \text{ on a } F_X(x) = \int_{-1}^0 f(x) dx + \int_0^x f(x) dx$$

$$= \int_{-1}^0 \frac{l-a}{2} dx + \int_0^x \frac{l-a}{2} dx = \left[ \frac{l-a}{2} x \right]_{-1}^0 + \left[ \frac{l-a}{2} x \right]_0^x$$

$$= \frac{l-a}{2} + \frac{l-a}{2} x.$$

On a donc :

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq -1 \\ \frac{1-a(x+1)}{2} & \text{si } -1 \leq x \leq 0 \\ \frac{1+a(x+1)}{2} & \text{si } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{si } x > 1 \end{cases}$$

Si a) Si le symbole  $\Sigma$  reste grec, écris le plus tôt sous la forme  $x_1 + x_2 + \dots + x_n$ . C'est plus simple pour calculer  $E(Y_m)$ , mais n'oublie pas la linéarité de l'espérance.

$$\begin{aligned} \text{On a } E(Y_m) &= E\left(\frac{1}{m} \sum_{h=1}^m X_h\right) = E\left(\frac{1}{m} \sum_{h=1}^m X_h\right) \\ &= \frac{1}{m} E\left(\sum_{h=1}^m X_h\right) = \frac{1}{m} \left(E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_m)\right) \\ &\quad \text{par linéarité de l'espérance} \\ &= \frac{1}{m} m E(X_h) = \frac{1}{m} m \alpha = \alpha. \end{aligned}$$

$$E(Y_m) = \alpha$$

$$\begin{aligned} \text{Or, } b_\alpha(Y_m) &= E(Y_m) - \alpha \\ &= \alpha - \alpha \\ &= 0 \end{aligned}$$

$$b_\alpha(Y_m) = 0$$

$Y_m$  est donc bien un estimateur lométrique de  $\alpha$ .

b) N'oubliez pas que si un estimateur est biaisé, alors son risque quadratique lui donne par la variance. L'étudiant écrit qu'on sait que  $\text{Var}(z_m) = V(z_m) + (\text{bias}_m)^2$  mais ça montre à redire correctement que nous étions à l'aise en maths et c'est donc redondant.

D'où si  $z_m$  est un estimateur biaisé de  $a$  donc son risque quadratique lui donne par la variance.

$$V(z_m) = V(2\bar{x}_m) = 5V(\bar{x}_m)$$

$$= 5V\left(\frac{1}{n} \sum_{h=1}^n x_h\right)$$

$$= 5V\left(\frac{1}{n} \times |x_1 + x_2 + \dots + x_n|\right)$$

$$= \frac{5}{n^2} (V(x_1) + V(x_2) + \dots + V(x_n))$$

$$= \frac{5n}{n^2} V(x_h)$$

car les variables  $x_h$  sont mutuellement indépendantes

à la multe

$$= \frac{5V(x_h)}{n} = \frac{5(1-3a^2)}{12n}$$

indépendance doit être précisée sinon le résultat est faux.

$$= \frac{5-3a^2}{3n}$$

On a donc :  $V(z_m) = \frac{5-3a^2}{3n}$  soit  $\text{Var}(z_m) = \frac{5-3a^2}{3n}$

c) Ne pas oublier qu'il faut préciser que l'on peut appliquer l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev seulement parce que  $z_m$  admet une variance.

On admet une récurrence donc d'après l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev on a :

$$P(|\bar{x}_m - \bar{E}x_m| \geq \epsilon) \leq \frac{V(\bar{x}_m)}{\epsilon^2}$$

$$P(|\bar{x}_m - \alpha| \geq \epsilon) \leq \frac{4 - 3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$$

$$- P(|\bar{x}_m - \alpha| \geq \epsilon) \geq - \frac{4 - 3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$$

$$\ell - P(|\bar{x}_m - \alpha| \geq \epsilon) \geq \ell - \frac{4 - 3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$$

$$P(|\bar{x}_m - \alpha| \leq \epsilon) \geq \ell - \frac{4 - 3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$$

$$P(|\bar{x}_m - \alpha| \leq \epsilon) \geq \ell - \frac{4}{3m\epsilon^2} - \frac{3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$$

Or,  $\ell - \frac{4}{3m\epsilon^2} \geq \ell - \frac{4}{3m\epsilon^2} - \frac{3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$  alors on a :

$$P(|\bar{x}_m - \alpha| \leq \epsilon) \geq \ell - \frac{4}{3m\epsilon^2} \geq \ell - \frac{4 - 3\alpha^2}{3m\epsilon^2}$$

On a donc bien :

$$P(|\bar{x}_m - \alpha| \leq \epsilon) \geq \ell - \frac{4}{3m\epsilon^2}$$

- 5) a) La question présente deux difficultés : - justifier que  $\bar{x}_m$  et  $\bar{x}_n$  suivent belles loi binomiale.  
 - trouver les paramètres de ces lois binomiale. Pour cela, il faut parvenir à justifier et utiliser adéquatement la fonction de répartition  $F_X(x)$ .

On a  $z_m$  et  $t_m$  qui comptent respectivement le nombre de fois où l'essai  $X_1, X_2, \dots, X_m$  de la variable  $X$  prend une valeur  $\leq \frac{l}{2}$  pour  $z_m$  et supérieure à  $\frac{l}{2}$  pour  $t_m$ , avec  $X_1, X_2, \dots, X_m$  qui sont mutuellement indépendantes.

$$\begin{aligned} \text{Or, on a } P\left(X \leq \frac{l}{2}\right) &= \frac{l+\alpha}{2} + \frac{l-\alpha}{2} \xrightarrow{\substack{\text{Bien penser à} \\ \text{l'indépendance} \\ \text{pour la factorisation}}} \\ &= \frac{l+\alpha}{2} + \frac{l-\alpha}{2} \xrightarrow{\substack{\text{pour la factorisation} \\ \text{du binôme binaire}}} \\ &= \frac{l+\alpha + l-\alpha}{2} \\ &= \frac{2l}{2} = l \end{aligned}$$

$$P\left(X \leq \frac{l}{2}\right) = l$$

$$\text{On en déduit que } P\left(X \geq \frac{l}{2}\right) = 1 - P\left(X \leq \frac{l}{2}\right)$$

$$\begin{aligned} &= 1 - \frac{2l}{2} \\ &= \frac{2(l-\alpha)}{2} \\ &= \frac{l-\alpha}{2} \\ &= \frac{1+\alpha}{2} \end{aligned}$$

$$P\left(X \geq \frac{l}{2}\right) = \frac{1+\alpha}{2}$$

Ainsi, on a bien :

$$T_m \sim B(m; \frac{1+\alpha}{2}) \quad \text{et} \quad T_m \sim B(m; \frac{1-\alpha}{2})$$

$$\begin{aligned} \text{b) } E(W_m) &= E\left(1 + 2 \frac{T_m}{m} - 2 \frac{z_m}{m}\right) \quad \text{par linéarité de l'espérance.} \\ &= 1 + 2 \frac{E(T_m)}{m} - 2 \frac{E(z_m)}{m} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= l + \frac{2(1+a)m}{m} - \frac{2(3-a)m}{m} \\
 &= l + \frac{2 + 2a - 6 + 2a}{m} \\
 &= l + \frac{4 + 4a}{m} \\
 &= l + \frac{4(-1+a)}{m} \\
 &= l - l + a = a
 \end{aligned}$$

$$E(W_m) = a$$

$$\begin{aligned}
 \text{Or, } b_a(W_m) &= E(W_m) - a \\
 &= a - a \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

$$b_a(W_m) = 0$$

$W_m$  est bien un estimateur lomme biaisé de  $a$ .

c) Autre ! Lorsque l'on somme deux lois binomiales, cela donne une nouvelle loi binomiale dont le paramètre  $p$  est égal à la somme des deux paramètres.

Si cette technique marche ici aussi, il vaut mieux réfléchir à la question pour se rendre compte que  $T_m + 2m$  a une probabilité certaine puisque cela correspond au fait soit d'avoir  $\times \frac{1}{2}$  +  $\times \frac{1}{2}$ .

On a :

$$T_m + 2m = n$$

En considérant que  $T_m + 2m \sim B(n, 1)$ , on a  $V(T_m + 2m) = n \times 0$ .

$$V(T_m + 2m) = 0$$

$$V(T_m + 2m) = V(1m) + V(2m) + 2\text{Var}(1m, 2m)$$

$$\text{Var}(1m, 2m) = \frac{V(T_m + 2m) - V(1m) - V(2m)}{2}$$

$$V(1m) = m p(1, p) = m \left| \frac{1+\alpha}{S} \right| \left| \frac{\beta-\alpha}{S} \right| = 0 - 2 \frac{V(1m)}{2} \quad \text{car } V(1m) = V(2m)$$

$$V(2m) = m p(2, p) = m \left| \frac{\beta-\alpha}{S} \right| \left| \frac{1+\alpha}{S} \right| = - \frac{2V(1m)}{2}$$

$$= -V(1m)$$

$$= -m \left| \frac{1+\alpha}{S} \right| \left| \frac{\beta-\alpha}{S} \right|$$

$$\boxed{\text{Var}(1m, 2m) = -m \left| \frac{1+\alpha}{S} \right| \left| \frac{\beta-\alpha}{S} \right|}$$

d) Cette dernière question nécessite de bien connaître les propriétés de la redionce et de la covariance. Chacune d'elles utilisées seront énumérées en main à côté.

$$\begin{aligned} \text{On a } V(W_m) &= V\left(1 + \frac{2}{m}(T_m - 2m)\right) \\ &= \frac{4}{m^2} V(T_m - 2m) \Rightarrow V(\alpha X + b) = \alpha^2 V(X) \end{aligned}$$

$$V(\alpha X + b) = V(bX) + V(bX) + \frac{2\text{Cov}(bX, bX)}{m^2} = \frac{4}{m^2} [V(1m) + V(2m) + 2\text{Var}(1m, 2m)]$$

$$\text{Cov}(aX, bX) = ab\text{Cov}(X, X) = \frac{4}{m^2} [V(1m) + V(2m) - 2\text{Var}(1m, 2m)]$$

$$\text{Var}(1m, 2m) = ab\text{Var}(1m, 2m) = \frac{4}{m^2} [2V(1m) + 2V(2m)]$$

$$\text{car } V(2m) = V(1m) \quad \Rightarrow \quad = \frac{4}{m^2} [4m \left| \frac{1+\alpha}{S} \right| \left| \frac{\beta-\alpha}{S} \right|]$$

$$= \frac{(1+\alpha)(\beta-\alpha)}{m}$$

$$\boxed{V(W_m) = \frac{(1+\alpha)(\beta-\alpha)}{m}}$$

Or,  $W_n$  étant un algorithme sans biais de  $a$ , son risque quadratique est donné par la variance. On a donc :

$$\text{R}_a(W_n) = \frac{(1+a)(3-a)}{m}$$

Or,  $\lim_{n \rightarrow +\infty} \frac{(1+a)(3-a)}{m} = 0$ . On a donc :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \text{R}_a(W_n) = 0$$

Exercice 5 :

1) a) lorsque on veut démontrer une inégalité ou un encadrement tel que  $0 \leq \dots \leq 1$ , il qui on veut prouver que  $x \in [0; 1]$ , il faut partir de l'inégalité  $0 \leq x \leq 1$  et reconstruire l'inégalité demandée.

$$\begin{aligned} \text{On a } & 0 \leq x \leq 1 \\ & 0 \leq x^2 \leq 1 \\ & 0 \geq -x^2 \geq -1 \\ & e^0 \geq e^{-x^2} \geq e^{-1} \geq 0 \\ & 1 \geq e^{-x^2} \geq \frac{1}{e} \geq 0 \end{aligned}$$

$$0 \leq e^{-x^2} \leq 1$$

b) à partir de l'inégalité précédente, reconstruire l'inégalité demandée.

D'après 1.a) on a :

$$0 \leq e^{-x^2} \leq 1$$

$$0 \leq x^m e^{-x^2} \leq x^m$$

On a  $I_1 = \int_0^1 x e^{-x^2} dx$  et  $f(x) = -2x e^{-x^2}$  d'après l.a.

On a donc :

$$-\frac{1}{2} \int_0^1 x e^{-x^2} dx = -\frac{1}{2} \int_0^1 f(x) dx$$

$$= -\frac{1}{2} [f(x)]_0^1$$

$$= -\frac{1}{2} [e^{-x^2}]_0^1$$

$$= -\frac{e^{-1}}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e}$$

$$\boxed{I_1 = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e}}$$

3)a) Beaucoup ne savent pas quelle fonction ille vont considérer comme  $U$  et l'autre comme  $V$  lorsqu'il faut d'appliquer la formule de l'intégration par parties  $\int U'V dx = UV - \int UV'$ .

Plusieurs indices peuvent nous aider à faire notre choix :

- déjà donné la formule où il faut on cherche un  $(m+1)$  en facteur devant  $I_m$ , ce qui ne peut l'obtenir qu'en dérivant  $x^{m+1}$ . Si nous le faisons, nous obtenons  $\frac{x^{m+2}}{m+2}$ , ce qui est totalement absent dans la formule

- Ensuite, on remarque que on connaît déjà la primitive de  $x e^{-x^2}$  puisqu'on a déjà utilisé auparavant. Il est donc probable que ce sera cette partie là de la fonction qu'il faudra primitives.

On pose  $u' = x e^{-x^2}$      $u = -\frac{1}{2} e^{-x^2}$

$v = x^{m+1}$      $v' = (m+1)x^m$

$$0 \leq \int_0^t x^m e^{-x^2} dx \leq \int_0^t x^m dx$$

$$0 \leq I_m \leq \int_0^t x^m dx.$$

Or,  $\int_0^t x^m dx = \left[ \frac{x^{m+1}}{m+1} \right]_0^t = \frac{t^{m+1}}{m+1}$ . On a donc :

$$0 \leq I_m \leq \frac{1}{m+1}$$

c) Même si nous ne parvenons pas à établir les implications, poser toujours le calcul de limite car il suffit toujours de reprendre l'encodrement donné dans la question précédente, ce qui permet de gagner des points facilement.

D'après 1.b) On a  $0 \leq I_m \leq \frac{1}{m+1}$

Or,  $\lim_{m \rightarrow +\infty} \frac{1}{m+1} = 0$ . Par encodrement, on a donc :

$$\lim_{m \rightarrow +\infty} I_m = 0$$

2) a) Question sans difficulté pour un élève connaissant les dérivées. Si, il l'agit d'appliquer la dérivée  $R^u$ :  $u' e^{u'}$

On a  $f(x) = e^{-x^2}$ . On a donc :

$$f'(x) = -2x e^{-x^2}$$

b) Là on remarque que  $f(x)$  ressemble presque à  $I_1$  lorsque l'on écrit leur forme d'intégrale. Il faut donc résoudre un produit devant  $I_1$  pour que l'on obtienne  $f'(x)$  et simplifier le problème.

$$\text{On a donc } I_{m+2} = \int_0^1 x^{m+2} e^{-x^2} dx = \int_0^1 x^{m+1} x e^{-x^2} dx \\ = \int_0^1 x^{m+1} e^{-x^2} dx.$$

Grâce à une intégration par parties on obtient :

$$I_{m+2} = \left[ -\frac{1}{2} e^{-x^2} x^{m+1} \right]_0^1 + \frac{(m+1)}{2} \int_0^1 x^m e^{-x^2} dx \\ = -\frac{e^{-1}}{2} + \frac{(m+1)}{2} I_m.$$

$$I_{m+2} = \frac{(m+1)}{2} I_m - \frac{1}{2e}$$

b) Attention !! les loines font une énorme erreur en considérant que puisque  $\lim_{m \rightarrow +\infty} I_m = 0$ , alors  $\lim_{m \rightarrow +\infty} m I_m = 0$  celle pour simple produit  $m I_m = m \times 0$ . A oublier l'ordre de suite !!

Il faut utiliser la relation précédente et la limite de  $I_m$  pour construire  $m I_m$ .

$$\text{D'après 3.a) on a } I_{m+2} = \frac{(m+1)}{2} I_m - \frac{1}{2e}$$

$$I_{m+2} + \frac{1}{2e} = \frac{(m+1)}{2} I_m$$

$$2I_{m+2} + \frac{1}{e} = (m+1) I_m$$

$$2I_{m+2} + \frac{1}{e} = m I_m + I_m$$

Or, grâce à l.c) on a  $\lim_{m \rightarrow +\infty} 2I_{m+2} = \lim_{m \rightarrow +\infty} I_m = 0$

On a donc :

$$\lim_{m \rightarrow +\infty} m I_m = \frac{1}{e}$$

5) a) à partir de cette question, l'espérance devient beaucoup plus compliquée et récompense le meilleur élève.

La première relation nécessite d'être très rigoureux donc la manipulation des indices montre que la seconde demande plus d'"imagination".

$$\text{D'où} \quad I_{m+2} = \frac{(m+1)}{2} I_m - \frac{1}{2e}$$

$$\text{et d'où l'énoncé } u_m = \frac{I_{2m+1}}{m}.$$

$$u_{m+1} = \frac{I_{2(m+1)+1}}{(m+1)!} = \frac{I_{2m+3}}{(m+1)!} = \frac{I_{2m+3}}{(m+1)!}$$

$$\text{Or, } I_{2m+3} = \frac{2m+2}{2} I_{2m+1} - \frac{1}{2e}$$

$$\frac{I_{2m+3}}{(m+1)!} = \frac{2m+2}{2(m+1)!} \frac{I_{2m+1}}{(m+1)!} - \frac{1}{2e(m+1)!}$$

$$= \frac{2(m+1) I_{2m+1}}{2(m+1)!} - \frac{1}{2e(m+1)!}$$

$$= \frac{I_{2m+1}}{m!} - \frac{1}{2e(m+1)!}$$

$$\boxed{u_{m+1} = u_m - \frac{1}{2e(m+1)!}}$$

$$\text{On a alors } U_m = U_{m-1} - \frac{1}{2em!} \text{ et } U_{m-1} = U_{m-2} - \frac{1}{2e(m-1)!}$$

$$\text{d'où } u_m = u_0 - \frac{1}{2em!} - \frac{1}{2e(m-1)!} - \dots - \frac{1}{2e}$$

$$\text{Or } u_0 = I_1 = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e} \text{ d'où } 2.b)$$

$$\text{Ainsi } u_m = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e} + \frac{1}{2m!} - \frac{1}{2(m-1)!} + \dots + \frac{1}{2e}$$

$$u_m = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e} \sum_{h=0}^m \frac{1}{h!}$$

b) L'énoncé nous donne à la fois la relation avec  $u_m$  et à quoi ressemble l'expression de  $u_m$ . Nous avons donc toutes les informations nécessaires pour trouver la bonne réponse.

D'après l'énoncé on a  $u_m = \frac{I_{2m+1}}{m!}$  et d'après 5.a)

$$\text{on a } u_m = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e} \sum_{h=0}^m \frac{1}{h!}. \text{ On a donc:}$$

$$I_{2m+1} = m! u_m = \frac{m!}{2} - \frac{m!}{2e} \sum_{h=0}^m \frac{1}{h!}$$

$$I_{2m+1} = \frac{m!}{2} - \frac{m!}{2e} \sum_{h=0}^m \frac{1}{h!}$$

c) En utilisant la relation établie en 3.a) on a:

$$I_{2h+1} = \frac{2(2h+1)+1}{2} I_{2h-1} - \frac{1}{2e} = h I_{2h-1} - \frac{1}{2e}$$

$$I_{2h+1} = h I_{2h-1} - \frac{1}{2e}$$

On inscrit alors donc la ligne 5) du programme

$$5) I = h * I - 1 / (2 * \% e)$$

$\hookrightarrow$   $\% e$  ne j'oublie pas le %.  
Lorsqu'on fait un produit avec des nombres entiers ! cela fait partie des règles d'écriture souvent oubliées.