

Correction du Devoir Maison 10

Intégration et probabilités

Du jeudi 22 mai

Problème I - Intégrale de Gauss

On souhaite calculer l'intégrale de Gauss donnée par $\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt$.

Pour tout $x \in \mathbb{R}$, on pose

$$F : \quad \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}$$

$$x \mapsto \int_0^x e^{-t^2} dt.$$

On pose également pour tout $n \in \mathbb{N}$, $W_n = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \cos^n(t) dt$, appelée intégrale de Wallis.

1. Soit $n \in \mathbb{N}$. Pour tout $t \in [0; \frac{\pi}{2}]$, on pose $s = \frac{\pi}{2} - t$ i.e. $t = \frac{\pi}{2} - s$. La fonction $t \mapsto \frac{\pi}{2} - t$ est $\mathcal{C}^1$ et $ds = -dt$. Donc par ce changement de variable, on obtient

$$\begin{aligned} W_n &= \int_0^{\frac{\pi}{2}} \cos^n(t) dt \\ &= \int_{\frac{\pi}{2}}^0 \cos^n\left(\frac{\pi}{2} - s\right) (-ds) \\ &= \int_0^{\frac{\pi}{2}} \left(\cos\left(\frac{\pi}{2} - s\right)\right)^n ds \\ &= \int_0^{\frac{\pi}{2}} (\sin(s))^n ds \end{aligned}$$

Conclusion,

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad W_n = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^n(t) dt.$$

On admet que la suite $(W_n)_{n \in \mathbb{N}}$ vérifie

$$W_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{\frac{\pi}{2n}}.$$

2. *Méthode 1* Soit $(x, y) \in (\mathbb{R}_+)^2$ tel que $x < y$. Alors, par la relation de Chasles,

$$F(y) = \int_0^y e^{-t^2} dt = \int_0^x e^{-t^2} dt + \int_x^y e^{-t^2} dt.$$

Or pour tout $t \in \mathbb{R}$, $e^{-t^2} > 0$ et $x < y$. Donc par croissance de l'intégrale $\int_x^y e^{-t^2} dt \geq 0$. De plus si $\int_x^y e^{-t^2} dt = 0$, puisque $t \mapsto e^{-t^2}$ est une fonction continue et positive sur $[x; y]$ (non réduit à un singleton car $x < y$), on en déduit par le théorème de séparation de l'intégrale que pour tout $t \in [x; y]$, $e^{-t^2} = 0$ ce qui est absurde. Donc $\int_x^y e^{-t^2} dt \neq 0$ et donc $\int_x^y e^{-t^2} dt > 0$. Ainsi

$$F(y) > \int_0^x e^{-t^2} dt = F(x).$$

Ceci étant vrai pour tout $(x, y) \in (\mathbb{R}_+)^2$, on en déduit que

F est strictement croissante sur $\mathbb{R}_+$.

Méthode 2. La fonction $f : t \mapsto e^{-t^2}$ est continue sur $\mathbb{R}_+$ et donc par le théorème fondamental de l'analyse, F est l'unique primitive de f s'annulant en 0. En particulier F est dérivable et $F' = f$ et donc F est $\mathcal{C}^1$ sur $\mathbb{R}_+$. De plus

$$\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad F'(x) = f(x) = e^{-x^2} > 0.$$

Conclusion,

la fonction F est strictement croissante sur $\mathbb{R}_+$.

3. On observe que pour tout $t \geq 1$, $t^2 \geq t$ et donc $e^{-t^2} \leq e^{-t}$. Donc, par croissance de l'intégrale, pour tout $x \in [1; +\infty[$,

$$\int_1^x e^{-t^2} dt \leq \int_1^x e^{-t} dt = [-e^{-t}]_{t=1}^x = e^{-1} - e^{-x}.$$

Donc par la relation de Chasles,

$$F(x) = \int_0^1 e^{-t^2} dt + \int_1^x e^{-t^2} dt \leq \int_0^1 e^{-t^2} dt + e^{-1} - e^{-x}.$$

D'autre part, pour tout $t \geq 0$, $0 \leq e^{-t^2}$. Donc par croissance de l'intégrale, car $x \geq 0$,

$$0 \leq F(x).$$

Ainsi,

$$\forall x \in [1; +\infty[, \quad 0 \leq F(x) \leq \int_0^1 e^{-t^2} dt + e^{-1} - e^{-x}.$$

En particulier

$$\forall x \in [1; +\infty[, \quad 0 \leq F(x) \leq \int_0^1 e^{-t^2} dt + e^{-1} \quad \leftarrow \text{indépendant de } x.$$

Posons $M_1 = \int_0^1 e^{-t^2} dt + e^{-1}$. On sait également (cf question 1) que F est continue sur $\mathbb{R}_+$ et donc sur le **segment** $[0; 1]$. Or toute fonction continue sur un segment est bornée. Donc F est bornée sur $[0; 1]$: il existe en particulier une constante $M_2 \in \mathbb{R}$ tel que pour tout $x \in [0; 1]$,

$$F(x) \leq M_2.$$

De plus pour tout $t \geq 0$, $e^{-t^2} \geq 0$ donc par croissance de l'intégrale

$$\forall x \geq 0, \quad F(x) \geq 0.$$

En posant $M = \max(M_1, M_2)$, on obtient au bilan que

$$\forall x \in \mathbb{R}_+, \quad 0 \leq F(x) \leq M.$$

Conclusion,

F est bornée sur $\mathbb{R}_+$.

4. Par ce qui précède, la fonction F est croissante et majorée sur $\mathbb{R}_+$. Par le théorème de la limite monotone, on en déduit que F admet une limite finie dans $\mathbb{R}$ en $+\infty$. Conclusion,

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x e^{-t^2} dt \text{ existe dans } \mathbb{R}.$$

On note alors

$$\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_0^x e^{-t^2} dt.$$

5. On pose pour tout $u \in]-1; +\infty[$, $g(u) = u - \ln(1+u)$. Pour tout $u \in]-1; +\infty[$, on a $u+1 > 0$ et donc g est bien définie sur $]-1; +\infty[$. De plus g est dérivable sur $]-1; +\infty[$ comme somme de deux fonctions qui le sont et

$$\forall u \in]-1; +\infty[, \quad g'(u) = 1 - \frac{1}{1+u} = \frac{u}{1+u}.$$

Pour tout $u \in]-1; +\infty[$, on a $1+u > 0$ et donc pour tout $u \in]-1; 0[$, $g'(u) < 0$ et pour tout $u \in]0; +\infty[$, $g'(u) > 0$. Enfin,

$$\lim_{u \rightarrow -1} g(u) = \lim_{u \rightarrow -1} u - \ln(1+u) = +\infty \quad g(0) = 0 \quad \lim_{u \rightarrow +\infty} g(u) = \lim_{u \rightarrow +\infty} u - \ln(1+u) = +\infty.$$

par croissance comparée pour la dernière limite. Ainsi,

u	-1	0	$+\infty$
$g'(u)$	$-$	0	$+$
g	$+\infty$	0	$+\infty$

On en déduit que pour tout $u \in]-1; +\infty[$, $g(u) \geq 0$ i.e. $u - \ln(1+u) \geq 0$. Conclusion,

$$\boxed{\forall u \in]-1; +\infty[, \ln(1+u) \leq u.}$$

6. Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

- (a) Soit $t \in [0; \sqrt{n}[$. Alors $-\frac{t^2}{n} \in]-1; 0]$. Donc $1 - \frac{t^2}{n} > 0$ et

$$\left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n = e^{n \ln\left(1 - \frac{t^2}{n}\right)}.$$

Et par la question précédente, puisque $u = -\frac{t^2}{n} \in]-1; 0]$, $\ln\left(1 - \frac{t^2}{n}\right) \leq -\frac{t^2}{n}$ et par croissance de la fonction exponentielle,

$$\left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n \leq e^{n\left(-\frac{t^2}{n}\right)} = e^{-t^2}.$$

Si $t = 0$ alors $\left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n = 0^n = 0 \leq 1 = e^{-t^2}$ et l'inégalité reste vrai (NB : ici $n \neq 0$). Ainsi,

$$\forall t \in [0; \sqrt{n}], \quad \left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n \leq e^{-t^2}.$$

Donc par croissance de l'intégrale, car $0 \leq \sqrt{n}$,

$$\int_0^{\sqrt{n}} \left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n dt \leq \int_0^{\sqrt{n}} e^{-t^2} dt = F(\sqrt{n}).$$

Conclusion,

$$\boxed{\int_0^{\sqrt{n}} \left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n dt \leq F(\sqrt{n}).}$$

- (b) Posons pour tout $u \in [0; \frac{\pi}{2}]$, $t = \varphi(u) = \sqrt{n} \cos(u)$. La fonction φ est bien définie et même $\mathcal{C}^1$ sur $[0; \frac{\pi}{2}]$, de plus pour tout $u \in [0; \frac{\pi}{2}]$,

$$dt = \varphi'(u) du = -\sqrt{n} \sin(u) du.$$

Enfin, on a $u \in [0; \frac{\pi}{2}] \Leftrightarrow t \in [0; \sqrt{n}]$ et $t = \sqrt{n} \cos(u) \Leftrightarrow \cos(u) = \frac{t}{\sqrt{n}} \Leftrightarrow u = \arccos\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)$ car $\frac{t}{\sqrt{n}} \in [0; 1]$ et $u \in [0; \frac{\pi}{2}]$ et $n \neq 0$. Donc par le changement de variable $t = \sqrt{n} \cos(u)$, on a

$$\begin{aligned} \int_0^{\sqrt{n}} \left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n dt &= \int_{\frac{\pi}{2}}^0 (1 - \cos^2(u))^n (-\sqrt{n} \sin(u) du) \\ &= \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{2}} (\sin^2(u))^n \sin(u) du \\ &= \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^{2n+1}(u) du. \end{aligned}$$

Donc par la question 1.,

$$\int_0^{\sqrt{n}} \left(1 - \frac{t^2}{n}\right)^n dt = \sqrt{n} W_{2n+1}.$$

En utilisant la question précédente, on conclut que

$$\boxed{\sqrt{n} W_{2n+1} \leq F(\sqrt{n}).}$$

7. Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

- (a) Pour tout $t \in [0; \sqrt{n}]$, on a $u = \frac{t^2}{n} \in [0; 1] \subset]-1; +\infty[$. Donc par la question 5., on a pour tout $t \in [0; \sqrt{n}]$

$$\ln\left(1 + \frac{t^2}{n}\right) \leq \frac{t^2}{n} \quad \Rightarrow \quad -\frac{t^2}{n} \leq -\ln\left(1 + \frac{t^2}{n}\right) \quad \Rightarrow \quad -t^2 \leq -n \ln\left(1 + \frac{t^2}{n}\right)$$

Par croissance de l'exponentielle puis de l'intégrale car $\sqrt{n} \geq 0$,

$$\forall t \in [0; \sqrt{n}], \quad e^{-t^2} \leq \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-n} \quad \Rightarrow \quad \int_0^{\sqrt{n}} e^{-t^2} dt \leq \int_0^{\sqrt{n}} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-n} dt.$$

Conclusion,

$$\boxed{F(\sqrt{n}) \leq \int_0^{\sqrt{n}} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-n} dt.}$$

- (b) Pour tout $u \in [0; \frac{\pi}{4}]$, posons $t = \varphi(u) = \sqrt{n} \tan(u)$. La fonction φ est bien définie et même $\mathcal{C}^1$ sur $[0; \frac{\pi}{4}] \subset [0; \frac{\pi}{2}]$ et pour tout $u \in [0; \frac{\pi}{4}]$

$$dt = \varphi'(u) du = \frac{\sqrt{n}}{\cos^2(u)} du.$$

De plus on a $u \in [0; \frac{\pi}{4}] \Leftrightarrow t \in [0; \sqrt{n}]$ et $t = \sqrt{n} \tan(u) \Leftrightarrow u = \arctan\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)$ car $u \in [0; \frac{\pi}{4}]$ et $n \neq 0$. Ainsi,

$$\begin{aligned} \int_0^{\sqrt{n}} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-n} dt &= \int_0^{\frac{\pi}{4}} \left(1 + \frac{n \tan^2(u)}{n}\right)^{-n} \frac{\sqrt{n}}{\cos^2(u)} du \\ &= \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{4}} (1 + \tan^2(u))^{-n} \frac{1}{\cos^2(u)} du \\ &= \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{4}} \left(\frac{1}{\cos^2(u)}\right)^{-n} \frac{1}{\cos^2(u)} du \\ &= \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{4}} \cos^{2n}(u) \frac{1}{\cos^2(u)} du \\ &= \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{4}} \cos^{2n-2}(u) du. \end{aligned}$$

En utilisant la question précédente, on en déduit que

$$F(\sqrt{n}) \leq \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{4}} \cos^{2n-2}(u) du,$$

ce qui répond à la question en prenant $B = \frac{\pi}{4}$ et $p = n - 1$.

(c) Poursuivons. On a

$$\sqrt{n}W_{2n-2} = \sqrt{n} \int_0^{\frac{\pi}{2}} \cos^{2n-2}(u) du = \int_0^{\frac{\pi}{4}} \cos^{2n-2}(u) du + \int_{\frac{\pi}{4}}^{\frac{\pi}{2}} \cos^{2(n-1)}(u) du$$

Or pour tout $u \in [\frac{\pi}{4}; \frac{\pi}{2}]$, $\cos^{2(n-1)}(u) \geq 0$ et donc $\int_{\frac{\pi}{4}}^{\frac{\pi}{2}} \cos^{2(n-1)}(u) du \geq 0$. Ainsi,

$$\sqrt{n}W_{2n-2} \geq \int_0^{\frac{\pi}{4}} \cos^{2n-2}(u) du \geq F(\sqrt{n}).$$

Conclusion,

$$F(\sqrt{n}) \leq \sqrt{n}W_{2n-2}.$$

8. D'après l'énoncé, on a $W_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{\frac{\pi}{2n}}$. Donc

$$\sqrt{n}W_{2n+1} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n} \sqrt{\frac{\pi}{2(2n+1)}} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n} \sqrt{\frac{\pi}{4n}} = \frac{\sqrt{\pi}}{2}.$$

Autrement dit $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sqrt{n}W_{2n+1} = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$. Donc par passage à la limite sur le résultat de la question 6.b et par la caractérisation séquentielle de la limite, on en déduit que

$$\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \lim_{n \rightarrow +\infty} F(\sqrt{n}) \geq \frac{\sqrt{\pi}}{2}.$$

D'autre part, on a également

$$\sqrt{n}W_{2n-2} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{n} \sqrt{\frac{\pi}{2(2n-2)}} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \sqrt{\frac{\pi}{4}} = \frac{\sqrt{\pi}}{2}.$$

Donc $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sqrt{n}W_{2n-2} = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$. A nouveau, par passage à la limite sur le résultat de la question 7.c et par la caractérisation séquentielle de la limite, on en déduit que

$$\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \lim_{n \rightarrow +\infty} F(\sqrt{n}) \leq \frac{\sqrt{\pi}}{2}.$$

Par ces deux encadrements, on en déduit la valeur de l'intégrale de Gauss :

$$\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{2}.$$

Problème II - Probabilités

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On remplit une urne avec $2n$ boules : n blanches et n noires. On vide l'urne en effectuant successivement n tirages en piochant simultanément deux boules à chaque tirage. On note alors

S_n : « pour une urne avec $2n$ boules, obtenir lors des n tirages
deux boules de couleur différente à chaque fois »

et pour tout $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$,

A_k : « obtenir deux boules de couleur différente lors du k -ième tirage. »

Enfin, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on note $p_n = \mathbb{P}(S_n)$.

Partie 1 : Tout ce qui peut arriver, finit toujours par arriver

- Si $n = 1$, l'urne ne possède que deux boules : 1 blanche et 1 noire et nous n'effectuons qu'un seul tirage qui retourne cette unique boule blanche et cette unique boule noire. Donc

$$p_1 = 1.$$

- Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Pour obtenir que des boules de couleur distinctes à chaque tirage, il faut et il suffit que ce soit le cas au premier tirage et au deuxième etc ainsi qu'au n -ième. Donc

$$S_n = \bigcap_{k \in \llbracket 1; n \rrbracket} A_k.$$

- Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On regarde S_{n+1} sachant A_1 réalisé. Puisque l'on regarde S_{n+1} c'est que l'on considère une urne avec $2(n+1) = 2n+2$ boules. On suppose A_1 réalisé, nous avons donc obtenu deux boules de couleur différente lors du premier tirage. Sachant cela, il nous reste alors $2(n+1) - 2 = 2n$ boules et l'on doit dans tous les tirages suivants obtenir deux boules de couleur différente. Par conséquent,

$$\mathbb{P}(S_{n+1} \mid A_1) = \mathbb{P}(S_n).$$

- Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On note que pour réaliser S_{n+1} , il faut réaliser en premier lieu A_1 donc

$$p_{n+1} = \mathbb{P}(S_{n+1}) = \mathbb{P}(S_{n+1} \cap A_1) = \mathbb{P}(S_{n+1} \mid A_1) \mathbb{P}(A_1).$$

Donc par la question précédente

$$p_{n+1} = \mathbb{P}(S_n) \mathbb{P}(A_1) = p_n \mathbb{P}(A_1).$$

Or $\mathbb{P}(A_1) \leq 1$. Donc

$$p_{n+1} \leq p_n.$$

Ceci étant vrai pour tout $n \in \mathbb{N}^*$. Conclusion,

$$\text{La suite } (p_n)_{n \in \mathbb{N}^*} \text{ est décroissante.}$$

- En tant que probabilité, on a pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $p_n \geq 0$. Donc la suite $(p_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est minorée par 0. De plus par la question précédente, cette suite est décroissante. Conclusion, par le théorème de convergence monotone,

$$\text{La suite } (p_n)_{n \in \mathbb{N}^*} \text{ converge.}$$

Partie 2 : Il n'y a que les deux premiers tirages qui coûtent

On fixe $n \in \mathbb{N}$, $n \geq 2$.

6. Lors du premier tirage, on pioche simultanément deux boules parmi $2n$ (car toutes les boules sont distinctes). Par conséquent, on a

$$\binom{2n}{2} \text{ configurations possibles pour le premier tirage.}$$

7. Pour obtenir deux boules de couleurs différentes lors du premier tirage, on choisit la boule blanche : n choix puis la boule noire : n choix également. Donc le nombre de configurations retournant deux boules de couleurs distinctes est de n^2 . Puisque chaque combinaison de deux boules parmi les $2n$ est équiprobable, on en déduit que

$$\mathbb{P}(A_1) = \frac{n^2}{\binom{2n}{2}} = \frac{n^2}{\frac{(2n)!}{(2n-2)!2!}} = \frac{n^2}{\frac{(2n)(2n-1)}{2}}.$$

Conclusion,

$$\mathbb{P}(A_1) = \frac{n}{2n-1}.$$

8. On a $\mathbb{P}(A_1) \neq 0$. De plus si A_1 est réalisé, alors on a ôté une boule noire et une boule blanche de l'urne. Il nous reste donc $n-1$ boules noires et $n-1$ boules blanches. Dès lors piocher deux boules de couleurs différentes vaut de même qu'à la question précédente,

$$\mathbb{P}(A_2 | A_1) = \frac{(n-1)^2}{\binom{2(n-1)}{2}} = \frac{n-1}{2(n-1)-1}.$$

Conclusion,

$$\mathbb{P}(A_2 | A_1) = \frac{n-1}{2n-3}.$$

On introduit également les événements B_1 : « obtenir deux boules blanches au premier tirage » et N_1 : « obtenir deux boules noires au premier tirage ».

9. on a $\binom{n}{2}$ façons de piocher deux boules blanches au premier tirage parmi les $\binom{2n}{2}$ configurations possibles. Donc

$$\mathbb{P}(B_1) = \frac{\binom{n}{2}}{\binom{2n}{2}} = \frac{\frac{n!}{2!}}{\frac{(2n)!}{2!(2n-2)!}} = \frac{n(n-1)}{2} \cdot \frac{2}{(2n)(2n-1)} = \frac{n-1}{2(2n-1)}.$$

De plus, si B_1 est réalisé, alors il nous reste $n-2$ boules blanches et n boules noires. Alors il y a toujours $\binom{2n-2}{2}$ configurations possibles au deuxième tirage (on note que puisque $n \geq 2$, $2n-2 \geq 0$). Pour construire un tirage avec deux boules de couleurs différentes, on choisit une boule blanche : $n-2$ choix et une boule noire : n choix. Donc

$$\mathbb{P}(A_2 | B_1) = \frac{(n-2)n}{\binom{2n-2}{2}} = \frac{2(n-2)n}{(2n-2)(2n-3)} = \frac{(n-2)n}{(n-1)(2n-3)}.$$

De même, (par symétrie des hypothèses sur les couleurs)

$$\mathbb{P}(N_1) = \frac{n-1}{2(2n-1)} \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(A_2 | N_1) = \frac{(n-2)n}{(n-1)(2n-3)}.$$

Conclusion,

$$\mathbb{P}(B_1) = \mathbb{P}(N_1) = \frac{n-1}{2(2n-1)} \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(A_2 | B_1) = \mathbb{P}(A_2 | N_1) = \frac{(n-2)n}{(n-1)(2n-3)}.$$

10. On observe que la famille (A_1, B_1, N_1) forme un système complet d'évènements (incompatibles). Donc par la formule des probabilités totales :

$$\mathbb{P}(A_2) = \mathbb{P}(A_2 | A_1) \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2 | B_1) \mathbb{P}(B_1) + \mathbb{P}(A_2 | N_1) \mathbb{P}(N_1).$$

Donc par les questions précédentes,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_2) &= \frac{n-1}{2n-3} \frac{n}{2n-1} + \frac{(n-2)n}{(n-1)(2n-3)} \frac{n-1}{2(2n-1)} + \frac{(n-2)n}{(n-1)(2n-3)} \frac{n-1}{2(2n-1)} \\ &= \frac{(n-1)n}{(2n-3)(2n-1)} + 2 \frac{(n-2)n(n-1)}{(n-1)(2n-3)2(2n-1)} \\ &= \frac{(n-1)n}{(2n-3)(2n-1)} + \frac{(n-2)n}{(2n-3)(2n-1)} \\ &= \frac{n(n-1+n-2)}{(2n-3)(2n-1)} \\ &= \frac{n(2n-3)}{(2n-3)(2n-1)} \\ &= \frac{n}{2n-1}. \end{aligned}$$

Conclusion,

$$\boxed{\mathbb{P}(A_2) = \frac{n}{2n-1}.$$

11. On sait que A_1 et A_2 sont indépendants si et seulement si $\mathbb{P}(A_2 | A_1) = \mathbb{P}(A_2)$. A l'aide des questions précédentes, on a les équivalences suivantes :

$$\begin{aligned} A_1 \text{ et } A_2 \text{ sont indépendants} &\Leftrightarrow \frac{n-1}{2n-3} = \frac{n}{2n-1} \\ &\Leftrightarrow (n-1)(2n-1) = n(2n-3) && \text{car } n \geq 2 \\ &\Leftrightarrow 2n^2 - 3n + 1 = 2n^2 - 3n \\ &\Leftrightarrow 1 = 0. \end{aligned}$$

La dernière assertion étant impossible, on conclut que

$$\boxed{\text{Les évènements } A_1 \text{ et } A_2 \text{ ne sont pas indépendants.}}$$

12. On cherche $\mathbb{P}(\overline{A_1} | \overline{A_2})$. On a $\mathbb{P}(\overline{A_2}) \neq 0$. Puisque $\mathbb{P}_{\overline{A_2}}$ est une probabilité, on commence par noter que

$$\mathbb{P}(\overline{A_1} | \overline{A_2}) = 1 - \mathbb{P}(A_1 | \overline{A_2}).$$

Or $\mathbb{P}(A_1) \neq 0$, donc par la formule de Bayes, on a

$$\mathbb{P}(A_1 | \overline{A_2}) = \frac{\mathbb{P}(\overline{A_2} | A_1) \mathbb{P}(A_1)}{\mathbb{P}(\overline{A_2})} = \frac{[1 - \mathbb{P}(A_2 | A_1)] \mathbb{P}(A_1)}{1 - \mathbb{P}(A_2)}.$$

Donc par les questions précédentes,

$$\mathbb{P}(A_1 | \overline{A_2}) = \frac{\left[1 - \frac{n-1}{2n-3}\right] \frac{n}{2n-1}}{1 - \frac{n}{2n-1}} = \frac{(2n-3-n+1)n}{(2n-3)(2n-1-n)} = \frac{(n-2)n}{(2n-3)(n-1)}$$

Par suite,

$$\mathbb{P}(\overline{A_1} | \overline{A_2}) = 1 - \frac{(n-2)n}{(2n-3)(n-1)} = \frac{2n^2 - 5n + 3 - n^2 + 2n}{(2n-3)(n-1)} = \frac{n^2 - 3n + 3}{(2n-3)(n-1)}.$$

On note que le discriminant du numérateur est négatif et donc l'expression n'est pas factorisable.

Conclusion,

$$\boxed{\mathbb{P}(\overline{A_1} | \overline{A_2}) = \frac{n^2 - 3n + 3}{(2n-3)(n-1)}.$$

Partie 3 : Y'a toujours une partie plus diff... rigolote !

Pour $n \in \mathbb{N}^*$, on considère l'urne remplie avec $2n$ boules. Dans ce cas, pour tout $k \in \llbracket 1; n \rrbracket$, on pose $C_k = \bigcap_{i \in \llbracket 1; k \rrbracket} A_i$. On pourra observer $C_n = S_n$ mais que $C_{n-1} \neq S_{n-1}$, car pour C_{n-1} l'urne contient $2n$ boules tandis que pour S_{n-1} l'urne en contient que $2n - 2$.

13. Soit $k \in \llbracket 2; n \rrbracket$. On suppose que C_{k-1} est réalisé i.e. à chaque tirage entre 1 et $k-1$, nous avons tiré une boule blanche et une boule noire. Donc à l'étape k , il nous reste $n - k + 1$ boules blanches et $n - k + 1$ boules noires. Alors le nombre de tirages possibles à l'étape k est de $\binom{2(n-k+1)}{2} = \frac{(2n-2k+2)(2n-2k+1)}{2} = (n-k+1)(2n-2k+1)$. Tandis que pour obtenir A_k , il nous faut tirer une boule blanche : $n - k + 1$ choix et une boule noire : $n - k + 1$ choix et donc $(n - k + 1)^2$ choix pour obtenir A_k . Ainsi, chaque tirage de couple étant équiprobable, on obtient

$$\mathbb{P}(A_k | C_{k-1}) = \frac{(n - k + 1)^2}{(n - k + 1)(2n - 2k + 1)} = \frac{n - k + 1}{2n - 2k + 1}.$$

Conclusion,

$$\forall k \in \llbracket 2; n \rrbracket, \quad \mathbb{P}(A_k | B_{k-1}) = \frac{n - k + 1}{2n - 2k + 1}.$$

14. On a

$$\prod_{k=1}^n (2k) = 2^n \prod_{k=1}^n k = n! 2^n.$$

De plus,

$$\prod_{k=1}^n (2k - 1) = \prod_{\substack{1 \leq p \leq 2n \\ p \text{ impair}}} p = \frac{\prod_{1 \leq p \leq 2n} p}{\prod_{\substack{1 \leq p \leq 2n \\ p \text{ pair}}} p} = \frac{(2n)!}{\prod_{k=1}^n (2k)}.$$

Donc par ce qui précède,

$$\prod_{k=1}^n (2k - 1) = \frac{(2n)!}{n! 2^n}.$$

Conclusion,

$$\prod_{k=1}^n (2k) = n! 2^n \quad \text{et} \quad \prod_{k=1}^n (2k - 1) = \frac{(2n)!}{n! 2^n}.$$

15. Par la question 2., on a $p_n = \mathbb{P}(S_n) = \mathbb{P}(A_1 \cap \dots \cap A_n)$. Par la formule des probabilités composées, on a

$$\begin{aligned} p_n &= \mathbb{P}(A_n | A_1 \cap \dots \cap A_{n-1}) \times \mathbb{P}(A_{n-1} | A_1 \cap \dots \cap A_{n-2}) \times \dots \times \mathbb{P}(A_1) \\ &= \mathbb{P}(A_n | C_{n-1}) \times \mathbb{P}(A_{n-1} | C_{n-2}) \times \dots \times \mathbb{P}(A_1). \end{aligned}$$

Donc par la question 13., on obtient que

$$\begin{aligned} p_n &= \frac{n - n + 1}{2n - 2n + 1} \times \frac{n - (n - 1) + 1}{2n - 2(n - 1) + 1} \times \dots \times \frac{n - 2 + 1}{2n - 2 \times 2 + 1} \mathbb{P}(A_1) \\ &= 1 \times \frac{2}{3} \times \dots \times \frac{n - 1}{2n - 3} \frac{n}{2n - 1} \quad \text{par la question 7.} \\ &= \frac{n!}{\prod_{k=1}^n (2k - 1)} \\ &= \frac{(n!)^2 2^n}{(2n)!} \quad \text{par la question précédente.} \end{aligned}$$

D'autre part, on a

$$\frac{2^n}{\binom{2n}{n}} = \frac{2^n (2n - n)! n!}{(2n)!} = \frac{(n!)^2 2^n}{(2n)!}.$$

Conclusion,

$$p_n = \frac{2^n}{\binom{2n}{n}}.$$

16. Par la question précédente, on a

$$p_n = \frac{(n!)^2 2^n}{(2n)!}.$$

Or $n! \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} n^n \sqrt{2\pi n} e^{-n}$ et donc $(2n)! \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} (2n)^{2n} \sqrt{4\pi n} e^{-2n}$. Donc par quotient,

$$p_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{n^{2n} (2\pi n) e^{-2n} 2^n}{(2n)^{2n} \sqrt{4\pi n} e^{-2n}} = \frac{n^{2n} (2\pi n) 2^n}{2^{2n} n^{2n} 2 \sqrt{\pi n}} = \frac{\sqrt{\pi n}}{2^n}.$$

Conclusion,

$$p_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\sqrt{\pi n}}{2^n}$$

et donc par croissance comparée

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} p_n = 0.$$