

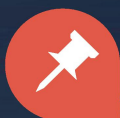
Le bulletin de l'APMEP - N° 557

AU FIL DES MATHS

de la maternelle à l'université

Juillet, août, septembre 2025

Estimation



APMEP

Association des Professeurs de Mathématiques de l'Enseignement Public

ASSOCIATION DES PROFESSEURS DE MATHÉMATIQUES DE L'ENSEIGNEMENT PUBLIC

26 rue Duméril, 75013 Paris

Tél. : 01 43 31 34 05

Courriel : secretariat-apmep@orange.fr - Site : <https://www.apmep.fr>

Présidente d'honneur : Christiane ZEHREN

Au fil des maths, c'est aussi une revue numérique augmentée :

<https://afdm.apmep.fr>



Les articles sont en accès libre, sauf ceux des deux dernières années qui sont réservés aux adhérents *via* une connexion à leur compte APMEP.

Si vous désirez rejoindre l'équipe d'*Au fil des maths* ou bien proposer un article, écrivez à aufilesmaths@apmep.fr

Annonces : pour toute demande de publicité, contactez Mireille GÉNIN mcgenin@wanadoo.fr

À ce numéro est jointe la plaquette
Visages 2025-2026 de l'APMEP.

ÉQUIPE DE RÉDACTION

Directrice de publication : Claire PIOLTI-LAMORTHE.

Responsable coordinatrice de l'équipe : Cécile KERBOUL.

Rédacteurs : Vincent BECK, François BOUCHER, Richard CABASSUT, Séverine CHASSAGNE-LAMBERT, Frédéric DE LIGT, Mireille GÉNIN, Magali HILLAIRET, Cécile KERBOUL, Valérie LAROSE, Lise MALRIEU, Marie-Line MOUREAU, Serge PETIT, Thomas VILLEMONTAIX, Christine ZELTY.

« **Fils rouges** » **numériques** : Gwenaëlle CLÉMENT, François COUTURIER, Jonathan DELHOMME, Audrey DUGUE, Nada DRAGOVIC, Marianne FABRE, Yann JEANRENAUD, Michel SUQUET, Agnès VEYRON.

Illustrateurs : Éric ASTOUL, Nicolas CLÉMENT, Stéphane FAVRE-BULLE, Pol LE GALL.

Équipe T_EXnique : Laure BIENAIMÉ, Isabelle FLAVIER, Pol LE GALL, Benoît MUTH, Philippe PAUL, François PÉTIARD, Guillaume SEGUIN, Sébastien SOUCAZE, Anne-Sophie SUCHARD.

Maquette : Olivier REBOUX.

Correspondant Publimath : François PÉTIARD.

Votre adhésion à l'APMEP vous abonne automatiquement à *Au fil des maths*.

Pour les établissements, le prix de l'abonnement est de 60 € par an.

La revue peut être achetée au numéro au prix de 15 € sur la boutique en ligne de l'APMEP.

Mise en page : François PÉTIARD

Dépôt légal : septembre 2025. ISSN : 2608-9297.

Impression : iLLiCO by L'ARTÉSIENNE

ZI de l'Alouette, Rue François Jacob, 62800 Liévin



Estimation par simulation aléatoire

Florent Malrieu nous propose dans cet article quelques activités, basées sur des jeux de hasard, montrant que les probabilités peuvent servir à estimer des quantités qu'il est parfois difficile de calculer explicitement.

Florent Malrieu

Introduction

Estimer une quantité inconnue, c'est-à-dire donner une valeur approchée et idéalement un majorant de l'erreur commise, est un des principaux enjeux des mathématiques appliquées.

Cet article présente plusieurs situations issues de jeux dans lesquels l'aléatoire est omniprésent. Lorsque le modèle est assez simple, il est possible de calculer explicitement les quantités qui nous intéressent. Lorsque cela est impossible, une simulation numérique permet d'estimer ces quantités, légitimée par la loi des grands nombres et le théorème central limite. L'utilisation de ces deux résultats pour l'estimation sont présentés en fin d'article.

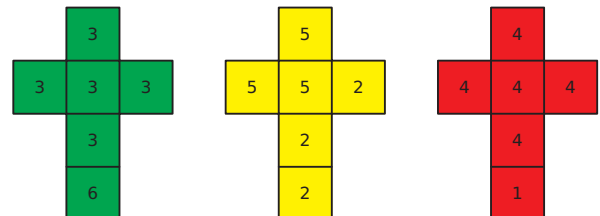
Dans cet article nous présentons ainsi un triplet de dés aux propriétés surprenantes puis une étude du jeu de la roulette. Un deuxième article présentera la loi géométrique, la méthode du rejet pour simuler des variables aléatoires uniformes et le problème de la collection de vignettes.

Dés du diable

Voici une version probabiliste du célèbre « pierre-feuille-ciseaux » basée sur trois dés encore plus diaboliques que ce que l'on pourrait penser à première vue. Nous verrons également comment la

simulation permet de prédire l'issue du jeu quand les calculs deviennent trop pénibles.

Considérons trois dés à six faces équilibrés au sens où toutes leurs faces apparaissent avec la même probabilité $\frac{1}{6}$ mais dont la numérotation des faces est inhabituelle...

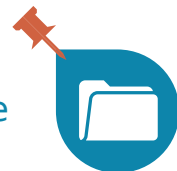


Les trois dés sont lancés respectivement par Anaël, Blanche et Clément. Par exemple, le dé d'Anaël donne 3 et 6 avec les probabilités respectives $\frac{5}{6}$ et $\frac{1}{6}$.

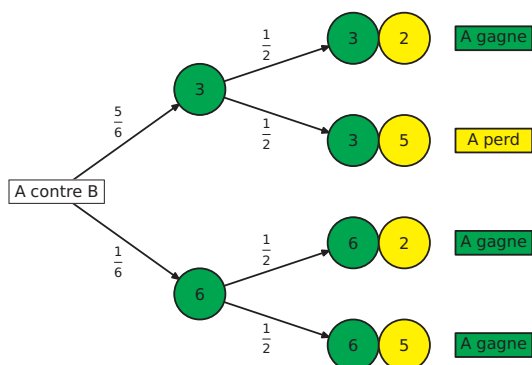
Le jeu de base

Deux joueurs lancent leurs dés et celui qui obtient le score le plus élevé gagne la partie. Qui est avantageux sur qui ? Pour répondre à la question, on peut poser un modèle probabiliste. Nous proposons ici deux modèles distincts qui aboutissent, comme c'est la moindre des choses, au même résultat.

Considérons le match « Anaël contre Blanche ». Chacun des deux dés peut donner deux résultats différents et on suppose que les résultats des deux



dés sont indépendants. On peut utiliser un arbre de probabilité.



Anaël perd donc contre Blanche avec probabilité $\frac{5}{6} \times \frac{1}{2} = \frac{5}{12}$. On procède de même avec les autres oppositions.

Une autre modélisation consiste à supposer que l'on sait distinguer les six faces de chacun des dés. On peut alors présenter tous les résultats dans les tableaux ci-dessous dont chacune des 36 cases a une probabilité d'apparition égale à $\frac{1}{36}$.

A \ B	B					
	2	2	2	5	5	5
3	A	A	A	B	B	B
3	A	A	A	B	B	B
3	A	A	A	B	B	B
3	A	A	A	B	B	B
3	A	A	A	B	B	B
6	A	A	A	A	A	A

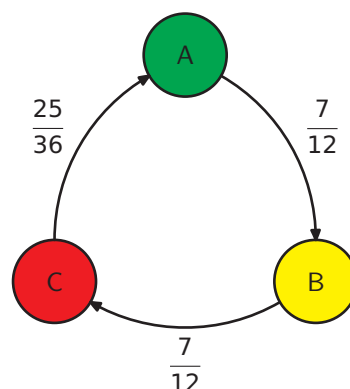
B \ C	C					
	1	4	4	4	4	4
2	B	C	C	C	C	C
2	B	C	C	C	C	C
2	B	C	C	C	C	C
5	B	B	B	B	B	B
5	B	B	B	B	B	B
5	B	B	B	B	B	B

C \ A	A					
	3	3	3	3	3	6
1	A	A	A	A	A	A
4	C	C	C	C	C	A
4	C	C	C	C	C	A
4	C	C	C	C	C	A
4	C	C	C	C	C	A
4	C	C	C	C	C	A

Le diagramme ci-dessous résume les probabilités de victoire d'un dé sur l'autre en un lancer.

Remarque

La figure montre que A bat B, B bat C et pourtant C bat A comme au jeu de « pierre-feuille-ciseaux ».



Et avec deux lancers ?

Modifions légèrement le jeu : chaque personne lance deux fois le même dé et retient la somme de ces deux jets. Quelles sont les relations entre les trois dés ? Pour déterminer les probabilités de victoire, il faut expliciter la loi de la somme de deux jets d'un même dé. Pour le dé vert par exemple, la somme de deux jets peut prendre les valeurs 6 (si les deux jets donnent 3), 9 (si les jets donnent 3 et 6 ou 6 et 3) et 12 (si les deux jets donnent 6). On peut encore raisonner avec un arbre. Les lois des sommes de deux jets avec un même dé sont données dans les tableaux ci-dessous :

2 jets du dé vert			
som.	6	9	12
prob.	$\frac{25}{36}$	$\frac{5}{18}$	$\frac{1}{36}$

2 jets du dé jaune			
som.	4	7	10
prob.	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

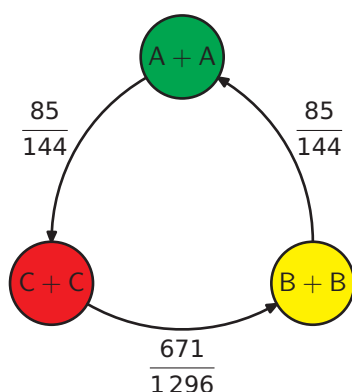
2 jets du dé rouge			
som.	2	5	8
prob.	$\frac{1}{36}$	$\frac{5}{18}$	$\frac{25}{36}$



On remarque qu'il n'y a pas de match nul mais qui a l'avantage ? Blanche gagne sur Anaël s'ils obtiennent respectivement 7 et 6, ou 10 et 6 ou 10 et 9 (on peut encore faire un arbre, à trois branches à chaque fois). La probabilité de victoire de Blanche contre Anaël est donc égale à

$$\frac{1}{2} \times \frac{25}{36} + \frac{1}{4} \times \frac{25}{36} + \frac{1}{4} \times \frac{5}{18} = \frac{85}{144}.$$

En répétant le raisonnement pour les deux autres couples de dés, on obtient les relations suivantes :



On voit donc que le principe de non-transitivité est toujours présent mais que les relations de domination se sont inversées puisqu'avec la somme de deux lancers, A bat C, C bat B et B bat A.

Et après ?

Que se passe-t-il si on ajoute les résultats de trois (ou plus) lancers successifs d'un même dé ? Le calcul devient extrêmement fastidieux, d'autant plus que des cas d'égalité apparaissent. Mais la simulation permet d'estimer facilement les résultats en faisant jouer un grand nombre de parties. Ceci peut être réalisé avec n'importe quel logiciel, notamment Scratch ou Python.

Pour simuler le jet des dés du diable, on peut utiliser la simulation d'un dé à six faces classique. Pour le dé vert par exemple, on applique au résultat d'un dé classique la fonction qui associe 6 à 6 et 3 aux autres. La version « à la main » de ce principe consiste à coller cinq gommettes avec le chiffre 3 sur les faces 1 à 5. Il peut être mis en place facilement au sein d'une classe de collège.

On peut alors simuler trois jets du dé vert, trois du dé jaune et comparer les sommes. En répétant un grand nombre de fois cette opération, on obtient une estimation des probabilités que le vert gagne, le jaune gagne et que le match soit nul. Sur un million de parties, on obtient les estimations suivantes :

- Anaël gagne contre Blanche dans 31,1 % des cas,
- Blanche gagne contre Anaël dans 33,3 % des cas,
- Anaël et Blanche font match nul dans 35,6 % des cas.

Avec une probabilité de l'ordre de 0,95, ces estimations en pourcentage sont précises à un pour mille près comme ce sera expliqué dans la section « *Estimer une valeur... et l'erreur en même temps !* ». Par exemple, la probabilité de victoire d'Anaël appartient à l'intervalle $[0,310; 0,312]$ avec une probabilité de 0,95. On en déduit que le dé de Blanche est plus favorable que celui d'Anaël dans le jeu où l'on somme trois lancers.

À vous de jouer pour savoir ce qui se passe avec les autres dés !

Ruine du joueur

Après avoir étudié ces dés surprenants, nous nous intéressons à présent à un grand classique de jeux de hasard qui fait la fortune des casinos : la roulette. La roulette française, comme celle de Lamalou-les-Bains, comporte 37 cases numérotées de 0 à 36 (dont 18 sont rouges, 18 sont noires et le 0 est vert). À Las Vegas, il y a deux cases 0, ce qui rend le jeu encore plus désavantageux pour les joueurs. On se focalise ici sur la roulette française mais tout ce qui suit peut être généralisé facilement.

Il existe plusieurs manières de parier. La plus simple est de choisir « rouge » ou « noir ». On mise un jeton, disons sur « rouge ». Si la boule s'arrête sur une case rouge, on reçoit deux jetons et rien sinon. Lorsque la bille tombe sur le 0, le casino ramasse les mises de tous les parieurs. À chaque manche, on gagne (resp. perd) un jeton avec probabilité $\frac{18}{37}$ (resp. $\frac{19}{37}$).



On s'intéresse à la stratégie suivante. Une personne relativement raisonnable (si elle l'était complètement, elle ne jouerait pas) se fixe l'objectif d'arriver à a en débutant avec un nombre de jetons $x \leq a$ et parie un jeton à chaque manche jusqu'à posséder a ou 0 jetons. Elle arrêtera alors de jouer. On souhaite évaluer la probabilité qu'elle sorte du casino avec a jetons ainsi que le nombre moyen de manches nécessaires en fonction de x . Ce nombre moyen permet au casino de se faire une idée du temps que les clients passeront captifs, à jouer. Pendant qu'ils jouent, ils dépensent également leur argent dans les nombreuses boutiques et restaurants. Ces établissements tentent de priver les clients de la notion du temps qui passe (pas de lumière du jour, pas d'horloges) pour qu'ils y restent longtemps.

Modélisation du jeu

Soit a un entier strictement positif et une suite de variables aléatoires $(Y_n)_{n \geq 1}$ indépendantes, de loi de Bernoulli de paramètre $p \in]0; 1[$ (dans le cas présent, $p = \frac{18}{37}$). Ces variables modélisent les succès et les échecs successifs : le joueur gagne un jeton à la manche n si $Y_n = 1$ et en perd 1 si $Y_n = 0$. Notons X_n le nombre de jetons du joueur après n manches. Par hypothèse, $X_0 = x \in \{0, 1, \dots, a\}$ et, pour $n \in \mathbb{N}$,

- si $Y_{n+1} = 1$, alors $X_{n+1} = X_n + 1$,
- si $Y_{n+1} = 0$, alors $X_{n+1} = X_n - 1$.

En d'autres termes, $X_{n+1} = X_n + 2Y_{n+1} - 1$. Le jeu s'arrête au premier instant T où la fortune du joueur vaut 0 ou a . Il est défini ainsi :

$$T = \inf\{n \in \mathbb{N} \mid X_n \in \{0, a\}\}.$$

On veut déterminer, en fonction de la richesse initiale x , la probabilité de victoire ν (obtenir a jetons à la fin de la partie) et le nombre moyen de manches dans la partie t :

$$\nu(x) = \mathbb{P}(X_T = a) \quad \text{et} \quad t(x) = \mathbb{E}(T).$$

Simulation

Simulation d'une partie

L'algorithme de simulation, donné ci-dessous, repose sur une boucle du type « Tant que », X est la fortune (en jetons) courante et c une variable qui compte le nombre de manches. Les paramètres d'entrée sont x (la fortune de départ) et a (la fortune recherchée pour s'arrêter).

```

c = 0      (compteur pour le nombre de paris)
X = x      (nombre de jetons)
Tant que X > 0 et X < a
    c = c + 1
    U = random (nombre aléatoire uniforme dans [0;1])
    Si U < 18/37 alors X = X + 1
    sinon X = X - 1
Fin Tant que
Retourner c et X
    
```

Après exécution de l'algorithme, X est la fortune finale (0 ou a) et c est le nombre de paris effectués. On peut simuler n parties successives en retenant à chaque fois le résultat et le nombre de lancers du jeu. Pour la partie i , on pose $V_i = 1$ si le jeu est gagnant et $V_i = 0$ sinon et T_i le nombre de manches.

Estimation de la probabilité de gagner

Les variables aléatoires $(V_i)_{1 \leq i \leq n}$ sont indépendantes et de loi de Bernoulli de paramètre $\nu(x)$ égal à la probabilité de remporter la partie. La somme $V_1 + V_2 + \dots + V_n$ suit donc la loi binomiale $\mathcal{B}(n, \nu(x))$. On peut estimer $\nu(x)$ par la moyenne

$$\hat{\nu}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n V_i$$

et donner un intervalle de confiance pour cette estimation : la probabilité que $\nu(x)$ soit dans l'intervalle

$$\left[\hat{\nu}_n(x) - \frac{2\sqrt{\hat{\nu}_n(x)(1-\hat{\nu}_n(x))}}{\sqrt{n}}; \hat{\nu}_n(x) + \frac{2\sqrt{\hat{\nu}_n(x)(1-\hat{\nu}_n(x))}}{\sqrt{n}} \right]$$

est d'environ 95 %.



Estimation du nombre moyen de manches dans une partie

Les n variables aléatoires $(T_i)_{1 \leq i \leq n}$ sont donc indépendantes et de loi inconnue d'espérance $t(x)$.

On peut estimer $t(x)$ par $\hat{t}_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i$ et donner un intervalle de confiance pour cette estimation : $t(x)$ est dans l'intervalle $\left[\hat{t}_n(x) - \frac{2\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}; \hat{t}_n(x) + \frac{2\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}} \right]$ où $\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i^2 - \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i \right)^2$ avec une probabilité proche de 95 %.

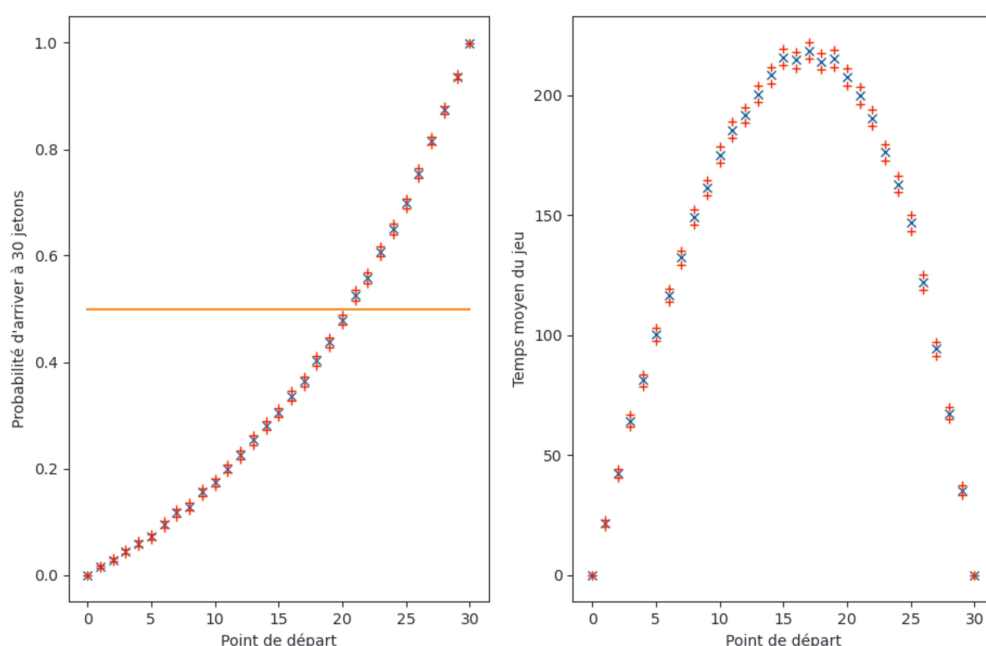


Figure 1. Estimation de la probabilité de victoire (à gauche) et du temps moyen de jeu (à droite) avec les intervalles de confiance avec $a = 30$ pour 10 000 parties.

Que peut-on constater sur la courbe ? Avec quinze jetons au départ, la probabilité d'en obtenir trente avant la ruine est inférieure à 0,3. Pour que cette probabilité soit de l'ordre de $\frac{1}{2}$, il faut commencer avec 20 ou 21 jetons.

Expression explicite

Dans ce modèle, il est possible de calculer explicitement les fonctions v et t et cela pour n'importe quelle probabilité de victoire à chaque manche $p \in]0; 1[$ (pas seulement avec $p = \frac{18}{37}$).

Théorème

Si la probabilité de gain d'une manche p est différente de $\frac{1}{2}$ et $q = 1 - p$, on a, pour $x \in \{0, 1, \dots, a\}$,

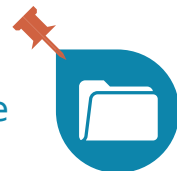
$$v(x) = \frac{\left(\frac{p}{q}\right)^{a-x} - \left(\frac{p}{q}\right)^a}{1 - \left(\frac{p}{q}\right)^a}$$

et

$$t(x) = -\frac{x}{q-p} + \frac{a}{q-p} \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^x}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^a}.$$

Si $p = \frac{1}{2}$, on a, pour $x \in \{0, 1, \dots, a\}$,

$$v(x) = \frac{x}{a} \quad \text{et} \quad t(x) = x(a-x).$$



Démonstration : si x vaut 0 ou a , le joueur ne joue pas et donc $v(0) = 0$ et $v(a) = 1$ d'une part et $t(0) = 0$ et $t(a) = 0$. De plus, si $1 \leq x \leq a-1$,

$$v(x) = qv(x-1) + pv(x+1).$$

Cette relation s'obtient en raisonnant sur la première partie jouée lorsque l'on possède initialement x jetons. Avec une probabilité p , un jeton est gagné et tout se passe alors comme si un nouveau jeu commençait mais avec $x+1$ jetons. Sinon, on perd un jeton et tout se passe cette fois-ci comme si le jeu commençait avec $x-1$ jetons.

On raisonne de même pour la durée moyenne de jeu. Si $1 \leq x \leq a-1$, on a

$$t(x) = 1 + qt(x-1) + pt(x+1).$$

Après une partie (d'où le 1 ci-dessus), tout se passe comme si une partie commençait avec $x+1$ jetons avec probabilité p et avec $x-1$ jetons avec probabilité q .

On obtient alors des systèmes d'équations à résoudre. C'est un peu pénible dans le cas général mais plus simple lorsque $p = \frac{1}{2}$. Dans ce cas particulier, $v(x+1) - v(x) = v(x) - v(x-1)$ pour tout $1 \leq x \leq a-1$. En d'autres termes, les accroissements de la fonction v sont constants. Elle est donc affine. Les conditions $v(0) = 0$ et $v(a) = 1$ permettent de conclure. ■

Estimer une valeur... et l'erreur en même temps !

Rappelons ici les principes essentiels de l'estimation d'une probabilité et plus généralement de l'espérance d'une variable aléatoire. La loi des grands nombres et le théorème limite central (et ses raffinements dans les détails desquels nous n'entrons pas ici) fournissent dans le même temps une valeur approchée et une estimation très simple de l'erreur commise.

Estimation d'une probabilité

Soit $p \in]0; 1[$ et $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ des variables aléatoires indépendantes de même loi de Bernoulli de paramètre p . On peut alors estimer p par la proportion de « 1 » parmi les n résultats :

$$\hat{p}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

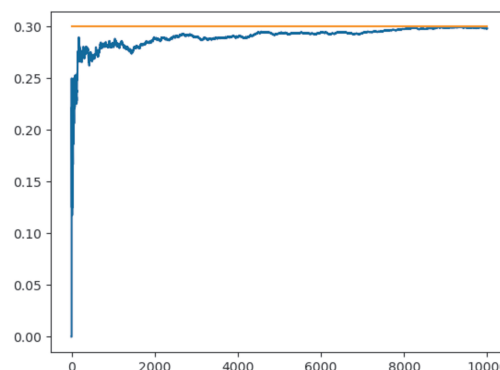


Figure 2. Estimation d'une probabilité, ici $p = 0,3$, par $\hat{p}_n$ en fonction de $n = 1, \dots, 10\,000$.

Une valeur approchée ne vaut rien sans estimation de l'erreur commise. Le théorème central limite et ses corollaires (non abordés au lycée) assurent que, pour tous réels $a < b$,

$$\mathbb{P}\left(a \leq \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{\hat{p}_n(1-\hat{p}_n)}}(\hat{p}_n - p) \leq b\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_a^b \frac{e^{-\frac{x^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dx.$$

En choisissant $a = -2$ et $b = 2$, l'intégrale de droite (que l'on ne sait pas calculer exactement mais dont on a une valeur approchée aussi précise que l'on veut) vaut à peu près 0,95. On peut alors interpréter le résultat ci-dessus ainsi :

$$p \in \left[\hat{p}_n - 2 \frac{\sqrt{\hat{p}_n(1-\hat{p}_n)}}{\sqrt{n}}, \hat{p}_n + 2 \frac{\sqrt{\hat{p}_n(1-\hat{p}_n)}}{\sqrt{n}} \right]$$

avec une probabilité proche de 0,95.

Cet intervalle est appelé *intervalle de confiance* pour la probabilité p . Ses bornes ne dépendent que des variables aléatoires (ou des simulations ou observations). Cette notion ne figure pas dans les programmes de mathématiques du lycée bien qu'elle soit extrêmement puissante.

Remarque

Donner un intervalle qui ne dépend que des observations et qui contient la probabilité p inconnue avec une probabilité donnée est extrêmement simple (le choix d'une probabilité de confiance de 95 % étant arbitraire). En revanche,



l'amplitude de l'intervalle est majorée par $\frac{2}{\sqrt{n}}$ (puisque $2\sqrt{\hat{p}_n(1 - \hat{p}_n)}$ est inférieur à 1). Ceci implique notamment que doubler la précision, c'est-à-dire diviser la longueur de l'intervalle par deux, demande de multiplier n par 4.

Estimation d'une espérance

Plus généralement, si l'on interprète une quantité inconnue m comme l'espérance d'une variable aléatoire X (c'est-à-dire comme sa valeur moyenne), on peut estimer m à l'aide de réalisations indépendantes $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ de même loi que X par

$$\hat{m}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i.$$

On peut également estimer l'écart-type de X par

$$\hat{\sigma}_n = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\hat{m}_n)^2}.$$

On obtient alors un résultat similaire au cas de l'estimation d'une probabilité :

$$m \in \left[\hat{m}_n - 2 \frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}, \hat{m}_n + 2 \frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}} \right]$$

avec une probabilité proche de 0,95.

Ce résultat n'est valable que si la variable aléatoire X est de carré intégrable. C'est toujours le cas pour des variables bornées et de toutes celles que nous avons croisées dans cet article.

Conclusion

À travers ces jeux de hasard familiers et assez simples pour que la simulation soit accessible à des élèves de lycée, cet article illustre l'efficacité et la robustesse de l'estimation probabiliste de grandeurs déterministes (probabilité, espérance, variance, etc.).

Ces techniques peuvent être employées dès qu'une grandeur d'intérêt s'interprète comme l'espérance d'une certaine variable aléatoire. C'est notamment le cas des intégrales qui sont très souvent impossibles à calculer explicitement et difficiles à estimer par des méthodes déterministes lorsqu'elles sont à plusieurs variables.

Ces approches probabilistes, connues sous le nom de méthodes de Monte-Carlo, sont omniprésentes dans les mathématiques appliquées, notamment en biologie, en météorologie ou en informatique.



Florent Malrieu est professeur à l'université de Tours, spécialiste des probabilités. Il s'est investi dans la diffusion autour de ce thème à l'IREM et en proposant des formations pour les labos maths de collège et lycée de l'académie d'Orléans-Tours.

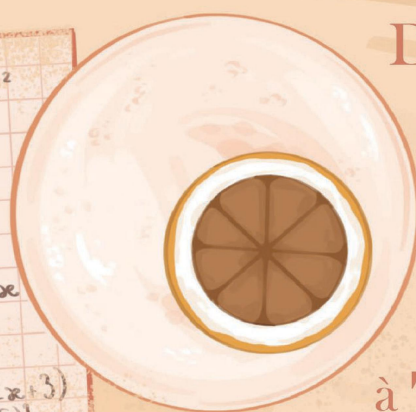
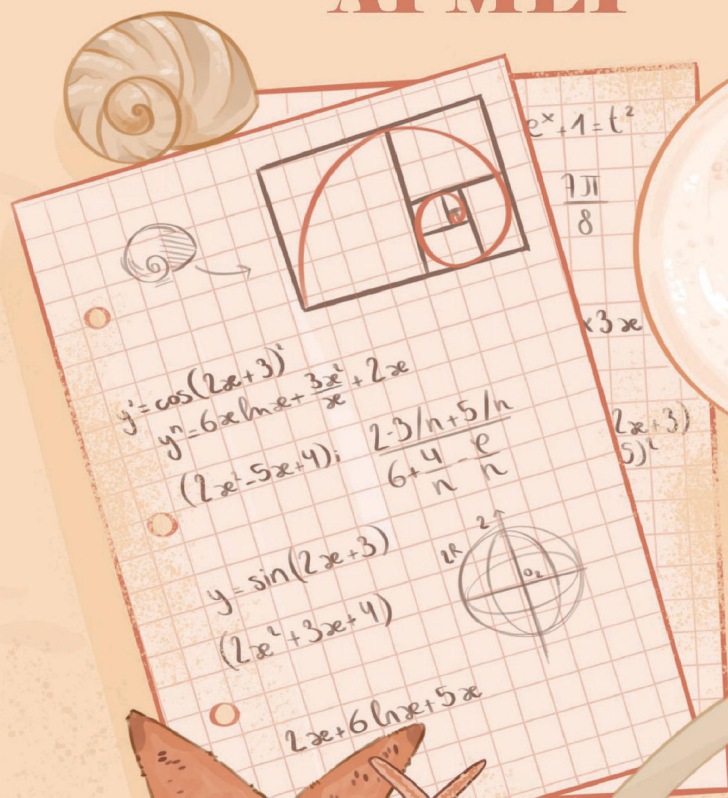
florent.malrieu@univ-tours.fr

© APMEP septembre 2025

Les *mathématiques* ont toujours
la *côte* !
Journées Nationales
APMEP

Du
18 au
21
Octobre 2025

à **Toulon**



« De la maternelle
à l'université »

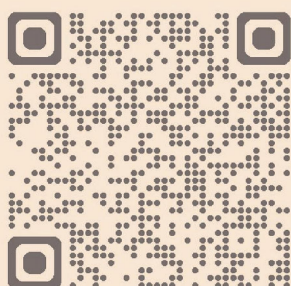


Illustration : Eva de Sa Lemos
Infographie : Charlie Lelièvre

Sommaire du n° 557



Estimation

Éditorial

Opinions

- ★ Plaidoyer pour les inégalités
Serge Petit..... 3

Avec les élèves

- Panglossya*
Maxime Cudel..... 11
- Unlock tes maths !*
Denis Guicheteau 20
- Quoi faire pour introduire l'algèbre ?
Sophie Bauerle..... 25
- ★ Des haricots à Python pour estimer en série STL
Valérie Larose..... 30
- ★ Modélisation et estimation du réel
Angelo Laplace..... 36
- ★ Estimation et grandeurs animales
Florence Soriano-Gafiuk..... 42

1 Ouvertures

- ★ Couper un gâteau entre $n + \{-1, 0, 1\}$ convives
Roger Mansuy 55
- ★ Mathématiques : usufruit et nue-propriété
Pierre Carriquiry..... 61
- ★ Nightingale & Riesz
François Sauvageot..... 65
- ★ Estimation par simulation aléatoire
Florent Malrieu..... 74

Récréations

- Au fil des problèmes
Frédéric de Ligt..... 81
- Des problèmes dans nos classes
Valérie Larose..... 84

Au fil du temps

- Découvrir Apprenti Géomètre mobile
M.-F. Guissard, V. Henry & P. Lambrecht..... 86
- Matériaux pour une documentation..... 91

Courrier des lecteurs

- Maud Sindeff*..... 95



CultureMATH

