

$$y = 1 - x$$

$$\boxed{x} \Big|_{n=0}$$

$$\sum_{n=2}^N \binom{N}{n} n(n-1) x^{n-2} (1-x)^{N-n}$$

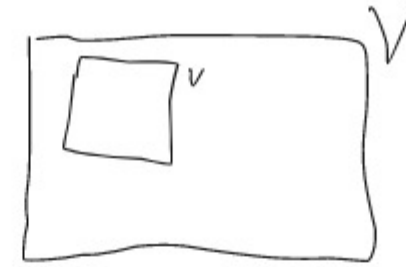
$$\sum_{n=0}^N \binom{N}{n} \cdot n \cdot (n-1) x^n \cdot (1-x)^{N-n}$$

$\Rightarrow (n^2 - n)$

$$N = \frac{1}{x} \cdot \langle k \rangle$$

$$\sum_{m=0}^N n^2 \binom{N}{m} \cdot x^m (1-x)^{N-m} - \sum_{n=0}^N n \binom{N}{n} x^n (1-x)^{N-n}$$

Loi de Bernoulli $X_i = 1$ iff particule i est dans v
 $X_i = 0$ sinon
 $X \sim \text{Bernoulli}(p)$
 $P(X=1) = p$
 $P(X=0) = 1-p$
 $E[X] = p$
 $Var(X) = \langle X^2 \rangle - \langle X \rangle^2$
 $\langle X^2 \rangle = E[X^2] = X^2 \cdot P(X^2)$
 $= 1 \cdot \frac{v}{V} + 0^2 \cdot (1 - \frac{v}{V}) = \frac{v}{V}$
 $Var(X) = \frac{v}{V} - p^2 = \frac{v}{V} - (\frac{v}{V})^2 = \frac{v}{V} (1 - \frac{v}{V})$
 $E[X_i] = \langle X_i \rangle = p = \frac{v}{V}$
 $P(X_i=1) = \frac{v}{V}$
 $P(X_i=0) = 1 - \frac{v}{V}$
 $\langle k \rangle = N \cdot \frac{v}{V}$
 $k = \sum X_i$
 $\langle k \rangle = E[k] = E[\sum X_i] = \sum E[X_i] = N \cdot \frac{v}{V}$



2 Fluctuation dans un gaz parfait
 Un gaz parfait est constitué de N molécules statistiquement indépendantes et uniformément réparties en moyenne dans un récipient de volume V . Soit k le nombre (aléatoire) de molécules contenues dans un sous-volume v du récipient.
 1 - Quelle est la valeur moyenne $\langle k \rangle$ de k ?
 2 - Quel est l'écart-type σ_k de k ?
 Indice : on peut écrire la variable k comme une somme de N variables aléatoires indépendantes.
 Données : $v = \frac{V}{2}$ et $N = 100$, puis $N = 10^{10}$ et $N = N_A$.
 3 - Faire l'application numérique.
 4 - Pour N très grand et $\frac{v}{V}$ fixé, vers quelle loi tend la distribution de probabilité $P(k)$ de k ?
 5 - Quelle est la probabilité que toutes les molécules du gaz soient dans le volume v ?
 On veut calculer la probabilité exacte $P(k)$ qu'il y ait k molécules dans le volume v .
 6 - De combien de manières différentes peut-on choisir les k molécules parmi N qui sont dans le volume v ?
 7 - Quelle est la probabilité de l'un de ces choix? (par exemple, pour $k=4$ et $N=100$, quelle est la probabilité que les particules numéros 8, 12, 35 et 42, par exemple, soient dans le volume v)?
 8 - En déduire l'expression de $P(k)$. Quel est le nom de cette distribution de probabilité?
 9 - On rappelle la formule du binôme de Newton
 $(x+y)^N = \sum_{k=0}^N \binom{N}{k} x^k y^{N-k}$
 Vérifier que la distribution de probabilité $P(k)$ est bien normalisée.
 10 - Calculer les dérivées première et seconde de l'égalité (1) par rapport à x , puis remplacer y par $1-x$ dans les expressions obtenues. Utiliser les formules ainsi obtenues pour retrouver la moyenne et la variance de k .
 11 - On se place à la limite thermodynamique ($N \rightarrow \infty$, $V \rightarrow \infty$ tels que la densité $\frac{N}{V}$ est constante). En considérant le nombre de particules comme une variable continue, montrer en utilisant la formule de Stirling que la distribution de probabilité de k se comporte comme une loi gaussienne au voisinage de $\langle k \rangle$ (on posera $k = \langle k \rangle + x$ avec $x \ll N$). Ce résultat est-il surprenant?

$Var(k) = \langle k^2 \rangle - \langle k \rangle^2$
 $\langle k^2 \rangle$

$Var(X_i) = \frac{v}{V} (1 - \frac{v}{V})$
 $Var(k) = Var(\sum X_i) = N \frac{v}{V} (1 - \frac{v}{V})$

$v = \frac{V}{2}$ $N = 100$ $v = 10^{10}$ $N = N_A$

$\sqrt{\frac{9}{6}} = \frac{\sqrt{9}}{\sqrt{6}}$

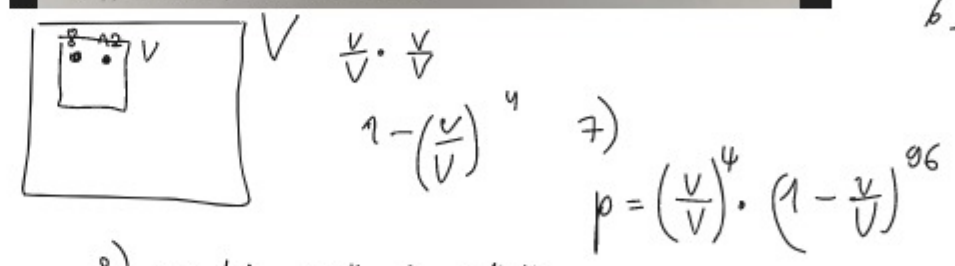
$\sqrt{10^6} = 10^3$
 $\sqrt{100^{50}} = 100^{25}$

$\sigma_k = \sqrt{N \frac{v}{V} (1 - \frac{v}{V})}$
 $N: 100 \Rightarrow \sigma_k = \sqrt{100 \cdot \frac{1}{2} (1 - \frac{1}{2})} = \sqrt{50 \cdot \frac{1}{2}} = 5$
 $N: 10^{10} \Rightarrow \sigma_k = \sqrt{10^{10} \cdot \frac{1}{2} (1 - \frac{1}{2})} = \frac{10^5}{\sqrt{2}} = 0,7 \cdot 10^5 = 7 \cdot 10^4$
 $\frac{100^{10}}{2^{10}} = 50^{10} = 5 \cdot 10^9$
 $\frac{100^{10}}{2} \neq 50^{10}$

2 Fluctuation dans un gaz parfait
 Un gaz parfait est constitué de N molécules statistiquement indépendantes et uniformément réparties en moyenne dans un récipient de volume V . Soit k le nombre (aléatoire) de molécules contenues dans un sous-volume v du récipient.
 1 - Quelle est la valeur moyenne $\langle k \rangle$ de k ?
 2 - Quel est l'écart-type σ_k de k ?
 Indice : on peut écrire la variable k comme une somme de N variables aléatoires indépendantes.
 Données : $v = \frac{V}{2}$ et $N = 100$, puis $N = 10^{10}$ et $N = N_A$.
 3 - Faire l'application numérique.
 4 - Pour N très grand et $\frac{v}{V}$ fixé, vers quelle loi tend la distribution de probabilité $P(k)$ de k ?
 5 - Quelle est la probabilité que toutes les molécules du gaz soient dans le volume v ?
 On veut calculer la probabilité exacte $P(k)$ qu'il y ait k molécules dans le volume v .
 6 - De combien de manières différentes peut-on choisir les k molécules parmi N qui sont dans le volume v ?
 7 - Quelle est la probabilité de l'un de ces choix? (par exemple, pour $k=4$ et $N=100$, quelle est la probabilité que les particules numéros 8, 12, 35 et 42, par exemple, soient dans le volume v)?
 8 - En déduire l'expression de $P(k)$. Quel est le nom de cette distribution de probabilité?
 9 - On rappelle la formule du binôme de Newton
 $(x+y)^N = \sum_{k=0}^N \binom{N}{k} x^k y^{N-k}$
 Vérifier que la distribution de probabilité $P(k)$ est bien normalisée.
 10 - Calculer les dérivées première et seconde de l'égalité (1) par rapport à x , puis remplacer y par $1-x$ dans les expressions obtenues. Utiliser les formules ainsi obtenues pour retrouver la moyenne et la variance de k .
 11 - On se place à la limite thermodynamique ($N \rightarrow \infty$, $V \rightarrow \infty$ tels que la densité $\frac{N}{V}$ est constante). En considérant le nombre de particules comme une variable continue, montrer en utilisant la formule de Stirling que la distribution de probabilité de k se comporte comme une loi gaussienne au voisinage de $\langle k \rangle$ (on posera $k = \langle k \rangle + x$ avec $x \ll N$). Ce résultat est-il surprenant?

$N \cdot \underbrace{(1 - \frac{v}{V})}_{=0}$
 $\frac{v}{V} \cdot \frac{v}{V} \left(\frac{v}{V}\right)^N$

Père de Noël a 10 présents. Tu peux en choisir 3! Combien de possibilités?
 $\frac{11}{1}$
 $\binom{N}{k} = \frac{N!}{k!(N-k)!}$ $\binom{10}{3}$



8) $p(k) = \binom{N}{k} \cdot (\frac{v}{V})^k \cdot (1 - \frac{v}{V})^{N-k}$
 Quelles k particules sont dans v ?
 9) à montrer : $p(k) \geq 0 \quad \forall k \in \{0, \dots, N\}$
 $p(k) \leq 1 \quad \sum_{k=0}^N p(k) = 1$
 $k \sim \text{Binom}(N, p_i = \frac{v}{V})$

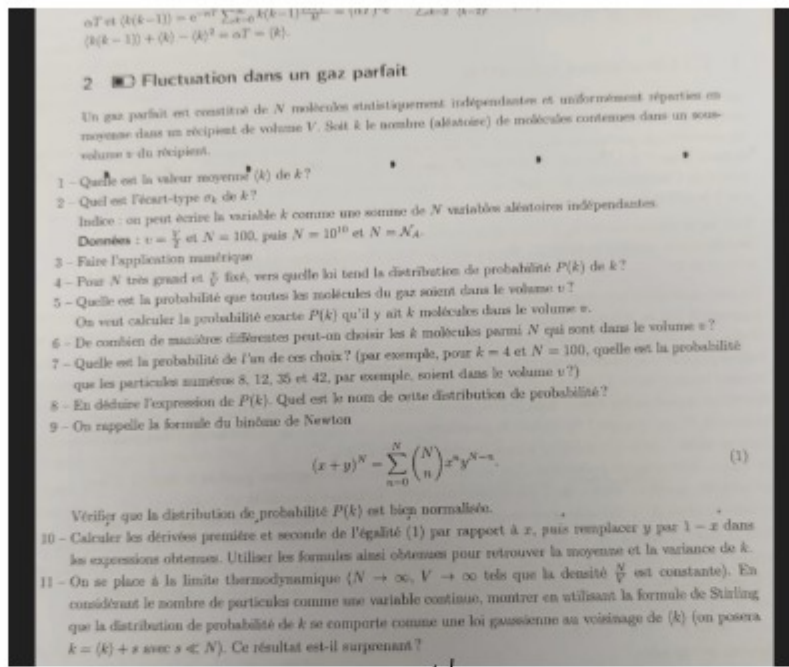
$\sum_{k=0}^N \binom{N}{k} (\frac{v}{V})^k (1 - \frac{v}{V})^{N-k} = (\frac{v}{V} + 1 - \frac{v}{V})^N = 1$

$\sum_{k=0}^N \binom{N}{k} x^k y^{N-k} = (x+y)^N$

4 Man...
 L'intégrale Gauss...
 Soit l'intégrale g...
 1 - Montrer que $I_1(\alpha)$
 2 - Exprimer $I_n(\alpha)$
 3 - On admet en sus...

La fonction Ga...
 On définit la fo...
 4 - Calculer $\Gamma(1)$ et...
 5 - Montrer que $\Gamma(x)$

1 Décroissan...
 On considère la dérivée...
 la probabilité que produ...
 la durée T en $N \geq 1$...
 donc 0 ou 1 dérivatio...
 $p \ll 1$ la probabilité qu'u...
 1 - Quel est le nombre moy...
 des intégrations pendant 1...
 de α , N et T .
 On veut également calcu...
 supprimer N fini, et, à la t...
 2 - Quelle est la probabilité...
 aucune pendant tous les a...



$$\begin{aligned}
 (x^{10})' &= 10x^9 \\
 (x^n)' &= nx^{n-1} & x^0 &= 1 \\
 (100)' &= 0 & (x^0)' &= 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (x+y)^N &= \sum_{n=0}^N \binom{N}{n} x^n y^{N-n} \\
 N(x+y)^{N-1} &= \sum_{n=1}^N \binom{N}{n} n x^{n-1} y^{N-n} \quad \left| \begin{array}{l} y=1-x \\ \frac{d}{dx} \end{array} \right. \Rightarrow N = \sum_{n=1}^N n x^{n-1} (1-x)^{N-n} \binom{N}{n} \\
 N(N-1)(x+y)^{N-2} &= \sum_{n=2}^N \binom{N}{n} n(n-1) x^{n-2} y^{N-n} \\
 N &= \sum_{n=0}^N n \binom{N}{n} x^n (1-x)^{N-n} \quad x = \frac{v}{V}
 \end{aligned}$$

$$N(N-1) = \left[\frac{1}{x^2} \sum_{n=0}^N \binom{N}{n} n(n-1) x^n (1-x)^{N-n} \right] \Rightarrow \langle k \rangle = \frac{Nv}{V}$$

$$\sum_{i=0}^{100} i^2 - i = \sum_{i=0}^{100} i^2 - \sum_{i=0}^{100} i$$

$$= \frac{1}{x^2} \left[\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} m^2 x^m (1-x)^{N-m} - \sum_{n=0}^N n \binom{N}{n} x^n (1-x)^{N-n} \right] \quad \text{1er dérivée: valeur moyenne}$$

$$\sum_{i=0}^n x \cdot (i^2 - i) \cdot y \cdot z = \sum i^2 x \cdot y \cdot z - \sum i \cdot x \cdot y \cdot z = \sum i^2 x y z - \sum i x$$

$$\langle k^2 \rangle = N(N-1) \cdot \left(\frac{v}{V}\right)^2 + \langle k \rangle$$

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(k) &= \langle k^2 \rangle - \langle k \rangle^2 \\
 &= \frac{N(N-1) \cdot \frac{v^2}{V^2} + \langle k \rangle - \langle k \rangle^2}{N^2 - N} \\
 &= N^2 \cdot \frac{v^2}{V^2} - N \cdot \frac{v^2}{V^2} + \langle k \rangle - \langle k \rangle^2 \\
 &= \cancel{2k^2} - \frac{v}{V} \langle k \rangle + \langle k \rangle - \langle k \rangle^2 \\
 &= \langle k \rangle \cdot \left(1 - \frac{v}{V}\right) \\
 &= N \cdot \frac{v}{V} \cdot \left(1 - \frac{v}{V}\right)
 \end{aligned}$$

$$\delta_k = \sqrt{\text{Var}(k)} = \sqrt{\dots}$$

On veut maintenant calculer la distribution de probabilité $P(k)$ en fonction de α et de T (on rappelle que $\alpha = \frac{v}{V}$). Indice : en cas de doute, commencer par calculer la valeur moyenne $\langle k \rangle$ et la variance $\text{Var}(k)$. Indice : écrire $k^2 = k(k-1) + k$.

$$\sigma_k = \sqrt{\text{Var}(k)} = \sqrt{1}$$

2. Fluctuation dans un gaz parfait

Un gaz parfait est constitué de N molécules statistiquement indépendantes et uniformément réparties en moyenne dans un récipient de volume V . Soit k le nombre (absolue) de molécules contenues dans un sous-volume v du récipient.

- Quelle est la valeur moyenne $\langle k \rangle$ de k ?
- Quel est l'écart-type σ_k de k ?
- Indique - ou peut écrire la variable k comme une somme de N variables aléatoires indépendantes.
- Données : $v = \frac{1}{2}$ et $N = 100$, puis $N = 10^{23}$ et $N = N_A$.
- Faire l'application numérique.
- Pour N très grand et $\frac{v}{V}$ fixé, vers quelle loi tend la distribution de probabilité $P(k)$ de k ?
- Quelle est la probabilité que toutes les molécules du gaz soient dans le volume v ?
- On veut calculer la probabilité exacte $P(k)$ qu'il y ait k molécules dans le volume v . On veut calculer la probabilité exacte pour N qui sont dans le volume v ?
- De combien de manières différentes peut-on choisir les k molécules parmi N qui sont dans le volume v ?
- Quelle est la probabilité de l'un de ces choix? (par exemple, pour $k = 4$ et $N = 100$, quelle est la probabilité que les particules numéros 8, 12, 25 et 42, par exemple, soient dans le volume v ?)
- En déduire l'expression de $P(k)$. Quel est le nom de cette distribution de probabilité?
- On rappelle la formule du binôme de Newton

$$(x + y)^N = \sum_{k=0}^N \binom{N}{k} x^k y^{N-k} \quad (1)$$

Vérifier que la distribution de probabilité $P(k)$ est bien normalisée.

- Calculer les dérivées première et seconde de l'égalité (1) par rapport à x , puis remplacer y par $1 - x$ dans les expressions obtenues. Utiliser les formules ainsi obtenues pour retrouver la moyenne et la variance de k .
- On se place à la limite thermodynamique ($N \rightarrow \infty$, $V \rightarrow \infty$ tels que la densité $\frac{N}{V}$ est constante). En considérant le nombre de particules comme une variable continue, montrer en utilisant la formule de Stirling que la distribution de probabilité de k se comporte comme une loi gaussienne au voisinage de $\langle k \rangle$ (on pose $k = \langle k \rangle + s$ avec $s \ll N$). Ce résultat est-il surprenant?

$s \ll N$

↓

$$P(k = \langle k \rangle + s) = \binom{N}{\langle k \rangle + s} \left(\frac{v}{V}\right)^{\langle k \rangle + s} \left(1 - \frac{v}{V}\right)^{N - \langle k \rangle - s}$$

$$\binom{N}{k} = \frac{N!}{k!(N-k)!} \rightarrow \frac{N!}{(\langle k \rangle + s)!(N - \langle k \rangle - s)!} = \frac{N!}{(N \frac{v}{V} + s)!(N - N \frac{v}{V} - s)!} \cdot \left(\frac{v}{V}\right)^{N \frac{v}{V} + s} \cdot \left(1 - \frac{v}{V}\right)^{N - N \frac{v}{V} - s}$$

↓ $N \rightarrow \infty$

1 □ Décroissance radioactive

On considère la désintégration d'une source radioactive. On observe pendant une durée T courte devant la demi-vie de la source, le nombre moyen de désintégrations est $\lambda T = \alpha T$. Le but de l'exercice est de déterminer la probabilité que pendant un temps T il y ait k désintégrations. Pour modéliser la désintégration, on découpe la durée T en $N \gg 1$ intervalles de telle sorte que $\Delta t = \frac{T}{N}$. Pendant chacun des N intervalles Δt , il y a donc 0 ou 1 désintégration. On suppose que les événements sont indépendants d'un intervalle à l'autre. Soit $p \ll 1$ la probabilité qu'une désintégration se produise pendant un intervalle Δt .

1 - Quel est le nombre moyen de désintégrations dans un intervalle Δt donné? Quel est le nombre moyen de désintégrations pendant la durée T ? En relevant l'introduction, en déduire une expression de p en fonction de α , N et T .

On veut maintenant calculer la distribution de probabilité du nombre de désintégrations. On commence par supposer N fini, et, à la toute fin du calcul, on prendra la limite $N \rightarrow \infty$.

2 - Quelle est la probabilité d'avoir une désintégration pendant un intervalle Δt donné (par exemple le 17^{ème}) et aucune pendant tous les autres intervalles? En déduire la probabilité qu'il y ait exactement une désintégration pendant toute la durée T , sans qu'on précise à quel instant elle a eu lieu.

3 - Quelle est la probabilité d'avoir deux désintégrations pendant le temps T , l'une à l'intervalle 17 et l'autre à l'intervalle 71 par exemple? En déduire la probabilité qu'il y ait exactement deux désintégrations pendant toute la durée T , sans qu'on précise à quels instants elles ont eu lieu.

4 - De même, déterminer la probabilité $P(k)$ d'avoir exactement k désintégrations pendant la durée T à des instants non spécifiés. Vérifier que cette distribution de probabilité est normalisée.

5 - Prendre la limite $N \rightarrow \infty$ (après avoir remplacé p par son expression en fonction de N bien sûr) pour obtenir $P(k)$ en fonction de α et de T (on rappelle que $\lim_{N \rightarrow \infty} \left[1 + \frac{\alpha}{N}\right]^N = e^\alpha$).

Indice : en cas de doute, commencer par calculer la limite pour $k=1$ ou $k=2$.

6 - Comment s'appelle cette distribution de probabilité? Vérifier qu'elle est bien normalisée. Calculer explicitement la valeur moyenne $\langle k \rangle$ et la variance $\text{Var}(k)$.

Indice : écrire $k^2 = k(k-1) + k$.

probabilité de désint. : p
 autre intervalles: $N-1$

intervalles fixes \downarrow
 3) $P = p \cdot p (1-p)^{N-2}$
 intervalles possibles $\leftarrow P^{(k=2)} = \binom{N}{2} p^2 (1-p)^{N-2}$
 Dans quelles intervalles z as-tu une désintégration?

2) $P = p \cdot (1-p)^{N-1}$

$P = \binom{N}{1} p \cdot (1-p)^{N-1}$
 Dans quelle intervalle z as-tu une désintégration?

1) $P(k) = \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k}$
 Loi binomiale!

$\sum_{k=1}^N P(k) = 1 \leftarrow$ à vérifier

$\sum_{k=1}^N \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k} = (p+1-p)^N = 1^N = 1$

$\sum_{k=1}^N \binom{N}{k} x^k y^{n-k} = (x+y)^N$
 Loi binomiale de Newton

$X_i = 1$ s'il y a une désintégration dans i -ème intervalle
 $X_i = 0$ sinon
 $P(X_i = 1) = p$ $P(X_i = 0) = 1-p$
 $X_i \sim \text{Bernoulli}(p)$
 $\langle X_i \rangle = \mathbb{E}[X_i] = 1 \cdot P(X_i = 1) + 0 \cdot P(X_i = 0) = P(X_i = 1) = p$
 $k = \sum_{i=1}^N X_i \sim \text{Binom}(N, p)$
 $k \in \{0, 1, \dots, N\}$
 $\langle k \rangle = \left\langle \sum_{i=1}^N X_i \right\rangle = \sum_{i=1}^N \langle X_i \rangle = \sum_{i=1}^N p = Np$
 $\langle k \rangle = \alpha T \Rightarrow p = \frac{\alpha T}{N}$

1 - Déclin de la probabilité
 On considère la distribution d'un nombre d'événements X sur un intervalle de temps T fixe. On suppose que les événements se produisent de manière indépendante et que la probabilité de leur survenue est p . On a donc $X \sim \mathcal{B}(N, p)$. On suppose que les événements se produisent de manière indépendante et que la probabilité de leur survenue est p . On a donc $X \sim \mathcal{B}(N, p)$.
 1 - Quel est le nombre moyen de déviations dans un intervalle de temps T ? Quel est le nombre moyen de déviations pendant la durée T ? En utilisant la relation, on obtient une expression de p en fonction de μ , N et T .
 On veut maintenant obtenir la distribution de probabilité de nombre de déviations. On commence par supposer N fixe et à la limite de $N \rightarrow \infty$, on prend le limite $N \rightarrow \infty$.
 2 - Quelle est la probabilité d'observer une déviation pendant un intervalle Δt (avec Δt fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour) pendant une durée T donnée? On calcule la probabilité $p(\Delta t)$ et on compare avec la distribution de probabilité pendant toute la durée T , sans qu'on sache pendant quel jour l'événement s'est produit. On a l'expression $P(k)$ en fonction de T par exemple? On calcule la probabilité $p(\Delta t)$ et on compare avec la distribution pendant toute la durée T , sans qu'on sache pendant quel jour l'événement s'est produit.
 3 - Quelle est la probabilité d'observer k déviations pendant la durée T ? On a l'expression $P(k)$ en fonction de T par exemple? On calcule la probabilité $p(\Delta t)$ et on compare avec la distribution pendant toute la durée T , sans qu'on sache pendant quel jour l'événement s'est produit.
 4 - On veut maintenant la probabilité $P(k)$ d'observer exactement k déviations pendant la durée T à la limite de $N \rightarrow \infty$. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour.
 5 - On veut maintenant la probabilité $P(k)$ d'observer exactement k déviations pendant la durée T à la limite de $N \rightarrow \infty$. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour.
 6 - On veut maintenant la probabilité $P(k)$ d'observer exactement k déviations pendant la durée T à la limite de $N \rightarrow \infty$. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour.
 Indice : dans $P(k)$ on a $p = \frac{\mu}{N}$.

$$\begin{aligned}
 S) P(k) &= \binom{N}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{N-k} \\
 &= \binom{N}{k} \left(\frac{\alpha T}{N}\right)^k \left(1 - \frac{\alpha T}{N}\right)^{N-k} \\
 &= \frac{N!}{k!(N-k)!} \left(\frac{\alpha T}{N}\right)^k \left(1 - \frac{\alpha T}{N}\right)^{N-k} \\
 &= \frac{N \cdot (N-1) \cdot \dots \cdot (N-k+1)}{k!} \cdot \left(\frac{\alpha T}{N}\right)^k \cdot \left(1 - \frac{\alpha T}{N}\right)^{N-k} \\
 &= \frac{1}{k!} \cdot \frac{N}{N} \cdot \frac{N-1}{N} \cdot \frac{N-2}{N} \cdot \dots \cdot \frac{N-k+1}{N} \cdot \left(\frac{\alpha T}{N}\right)^k \cdot \left(1 - \frac{\alpha T}{N}\right)^{N-k} \\
 &\xrightarrow{N \rightarrow \infty} \frac{1}{k!} \cdot (\alpha T)^k \cdot e^{-\alpha T}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{10!}{7!} &= \frac{10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7 \cdot \dots \cdot 1}{7 \cdot 6 \cdot \dots \cdot 1} = 10 \cdot 9 \cdot 8 \\
 \frac{8!}{5!} &= 6 \cdot 7 \cdot 8 \\
 \frac{N!}{(N-k)!} &= N \cdot (N-1) \cdot (N-2) \cdot \dots \cdot (N-k+1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 1 + \frac{x}{n} &\xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 \\
 \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n &\xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^x \\
 \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n &\xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^x
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 X &\sim \text{Poisson}(\lambda) \\
 P(X=k) &= e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \\
 &\in \mathbb{N}_0 \text{ pour des événements rares}
 \end{aligned}$$

Par exemple:
 $X =$ nombre de buts que Lewandowski fait dans le prochain match | événements rares

~~$X =$ nombre de buts de Dirk Nowitzki dans prochain match~~

1 - Déclin de la probabilité
 On considère la distribution d'un nombre d'événements X sur un intervalle de temps T fixe. On suppose que les événements se produisent de manière indépendante et que la probabilité de leur survenue est p . On a donc $X \sim \mathcal{B}(N, p)$. On suppose que les événements se produisent de manière indépendante et que la probabilité de leur survenue est p . On a donc $X \sim \mathcal{B}(N, p)$.
 1 - Quel est le nombre moyen de déviations dans un intervalle de temps T ? Quel est le nombre moyen de déviations pendant la durée T ? En utilisant la relation, on obtient une expression de p en fonction de μ , N et T .
 On veut maintenant obtenir la distribution de probabilité de nombre de déviations. On commence par supposer N fixe et à la limite de $N \rightarrow \infty$, on prend le limite $N \rightarrow \infty$.
 2 - Quelle est la probabilité d'observer une déviation pendant un intervalle Δt (avec Δt fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour) pendant une durée T donnée? On calcule la probabilité $p(\Delta t)$ et on compare avec la distribution de probabilité pendant toute la durée T , sans qu'on sache pendant quel jour l'événement s'est produit. On a l'expression $P(k)$ en fonction de T par exemple? On calcule la probabilité $p(\Delta t)$ et on compare avec la distribution pendant toute la durée T , sans qu'on sache pendant quel jour l'événement s'est produit.
 3 - Quelle est la probabilité d'observer k déviations pendant la durée T ? On a l'expression $P(k)$ en fonction de T par exemple? On calcule la probabilité $p(\Delta t)$ et on compare avec la distribution pendant toute la durée T , sans qu'on sache pendant quel jour l'événement s'est produit.
 4 - On veut maintenant la probabilité $P(k)$ d'observer exactement k déviations pendant la durée T à la limite de $N \rightarrow \infty$. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour.
 5 - On veut maintenant la probabilité $P(k)$ d'observer exactement k déviations pendant la durée T à la limite de $N \rightarrow \infty$. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour.
 6 - On veut maintenant la probabilité $P(k)$ d'observer exactement k déviations pendant la durée T à la limite de $N \rightarrow \infty$. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour. On suppose que Δt est fixe, par exemple le 1^{er} ou le 2^{ème} jour.
 Indice : dans $P(k)$ on a $p = \frac{\mu}{N}$.

ts que
it dans le | événements rare

ts de Poisson

1 □ Décroissance radioactive

On considère la désintégration d'une source radioactive. On observe que pendant une durée T courte devant la demi-vie de la source, le nombre moyen de désintégrations est $\langle k \rangle = \alpha T$. Le but de l'exercice est de déterminer la probabilité que pendant un temps T il y ait k désintégrations. Pour modéliser la désintégration, on découpe la durée T en $N \gg 1$ intervalles de très courte durée $\Delta t = \frac{T}{N}$. Pendant chacun des N intervalles Δt , il y a donc 0 ou 1 désintégration. On suppose que les événements sont indépendants d'un intervalle à l'autre. Soit $p \ll 1$ la probabilité qu'une désintégration se produise pendant un intervalle Δt .

1 - Quel est le nombre moyen de désintégrations dans un intervalle Δt donné? Quel est le nombre moyen de désintégrations pendant la durée T ? En relisant l'introduction, en déduire une expression de p en fonction de α , N et T .

On veut maintenant calculer la distribution de probabilité du nombre de désintégrations. On commence par supposer N fini, et, à la toute fin du calcul, on prendra la limite $N \rightarrow \infty$.

2 - Quelle est la probabilité d'avoir une désintégration pendant un intervalle Δt donné (par exemple le 1^{er}) et aucune pendant tous les autres intervalles? En déduire la probabilité qu'il y ait exactement une désintégration pendant toute la durée T , sans qu'on précise à quel instant elle a eu lieu.

3 - Quelle est la probabilité d'avoir deux désintégrations pendant le temps T , l'une à l'intervalle 1^{er} et l'autre à l'intervalle 7^{ème} par exemple? En déduire la probabilité qu'il y ait exactement deux désintégrations pendant toute la durée T , sans qu'on précise à quels instants elles ont eu lieu.

4 - De même, déterminer la probabilité $P(k)$ d'avoir exactement k désintégrations pendant la durée T à des instants non spécifiés. Vérifier que cette distribution de probabilité est normalisée.

5 - Prendre la limite $N \rightarrow \infty$ (après avoir remplacé p par son expression en fonction de N bien sûr) pour obtenir $P(k)$ en fonction de α et de T (on rappelle que $\lim_{N \rightarrow \infty} (1 + \frac{\alpha}{N})^N = e^\alpha$).
Indice : en cas de doute, commencer par calculer la limite pour $k=1$ ou $k=2$.

6 - Comment s'appelle cette distribution de probabilité? Vérifier qu'elle est bien normalisée. Calculer explicitement la valeur moyenne $\langle k \rangle$ et la variance $\text{Var}(k)$.
Indice : écrire $k^2 = k(k-1) + k$.

$$e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$$

b) $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$

$$P(X=k) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!}$$

$\uparrow \in \mathbb{N}_0$ pour des événements rares

$$(e^x)' = \left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!} \right)' = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{k x^{k-1}}{k!} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{x^{k-1}}{(k-1)!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!} = e^x$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^k}{k!} \stackrel{!}{=} 1$$

Changement de l'indice
Shift de l'indexe

$$\sum_{k=1}^4 a_k = \sum_{k=0}^3 a_{k+1}$$

$a_1 + a_2 + a_3 + a_4$ $a_{0+1} + a_{1+1} + a_{2+1} + a_{3+1}$

$$e^{-\lambda} \cdot \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = e^{-\lambda + \lambda} = e^0 = 1$$

Principale e^{λ}

$$e^{\lambda} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!}$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot e^{\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{i \lambda^i}{i!} = e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^i}{(i-1)!}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^{i+1}}{i!} = e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda \cdot \lambda^i}{i!}$$

$$e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$$

$$= \lambda \cdot e^{-\lambda + \lambda} = \lambda \cdot e^0 = \lambda = \langle k \rangle$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda \cdot e^{-\lambda + \lambda} = \lambda \cdot e^0 = \lambda$$

$$\text{Var}(X) = \langle X^2 \rangle - \langle X \rangle^2$$

$$\langle X^2 \rangle = \sum X^2 P(X)$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} i^2 e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{i \lambda^i}{(i-1)!} = e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \lambda \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!}$$

$$= e^{-\lambda} \lambda \frac{d}{d\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!}$$

$$= e^{-\lambda} \lambda \frac{d}{d\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^{i+1}}{(i+1)!} = 1$$

$$= e^{-\lambda} \lambda \frac{d}{d\lambda} e^{\lambda}$$

$$= e^{-\lambda} \lambda (\lambda e^{\lambda} + e^{\lambda})$$

$$= e^{-\lambda} \lambda e^{\lambda} (\lambda + 1)$$

$$= \lambda(\lambda + 1)$$

$$\frac{\cdot 2}{i} = \frac{2}{i}$$

$$\frac{i(i-1)}{i!} = \frac{1}{(i-2)!}$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda \cdot \frac{\partial}{\partial \lambda} (\lambda^i)}{(i-1)!} = i \lambda^{i-1}$$

$$e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$$

$$\sum_{k=5}^{10} a_k = \sum_{k=4}^9 a_{k+1}$$

$$(u \cdot v)' = u \cdot v' + u' \cdot v$$

$$\text{Var}(X) = \langle X^2 \rangle - \langle X \rangle^2$$

$$= \lambda(\lambda + 1) - \lambda^2$$

$$= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2$$

$$= \lambda$$

$$=$$