

CORRECTION Exercices Chapitre 5 - Lois de probabilité continues usuelles.

Exercice 57 *Correction* : On a $X \rightsquigarrow \mathcal{N}(120, 14)$. On souhaite calculer $p(\{110 \leq X \leq 130\})$. On va travailler avec la loi centrée réduite associée à X . La variable aléatoire $T = \frac{X - 120}{14}$ suit la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$. On a alors

$$p(\{110 \leq X \leq 130\}) = p\left(\left\{-\frac{5}{7} \leq T \leq \frac{5}{7}\right\}\right) = 2\Pi(0, 7143) - 1$$

où Π est la fonction de répartition de la loi centrée réduite. La table de la fonction de répartition de cette loi donne $\Pi(0, 71) = 0, 7611$ et $\Pi(0, 72) = 0, 7642$. Par interpolation linéaire, on obtient $p(\{50 \leq X \leq 60\}) \simeq 2 \times 0, 7624 - 1 = 0, 5428$ à 10^{-4} près. En effet, on a les encadrements

| | | |
|---------|---------|---------|
| 0, 71 | 0, 7143 | 0, 72 |
| 0, 7611 | v | 0, 7642 |

$$\Leftrightarrow \frac{0, 7143 - 0, 71}{0, 72 - 0, 71} = \frac{v - 0, 7611}{0, 7642 - 0, 7611} \Leftrightarrow v = 0, 7611 + 0, 0031 \times \frac{0, 0043}{0, 01}. \text{ On en déduit que } v \simeq 0, 7624.$$

Exercice 58 *Correction* :

1. *Statistique* - On a le tableau :

| i | x_i | n_i | $n_i x_i$ | $n_i x_i^2$ |
|--------------|-------|-------|-----------|-------------|
| 1 | 95 | 1 | 95 | 9025 |
| 2 | 96 | 3 | 288 | 27648 |
| 3 | 97 | 6 | 582 | 56454 |
| 4 | 98 | 8 | 784 | 76832 |
| 5 | 99 | 10 | 990 | 98010 |
| 6 | 100 | 13 | 1300 | 130000 |
| 7 | 101 | 18 | 1818 | 183618 |
| 8 | 102 | 14 | 1428 | 145656 |
| 9 | 103 | 9 | 927 | 95481 |
| 10 | 104 | 8 | 832 | 86528 |
| 11 | 105 | 6 | 630 | 66150 |
| 12 | 106 | 2 | 212 | 22472 |
| 13 | 107 | 2 | 214 | 22898 |
| Total | - | 100 | 10100 | 1020772 |

On en déduit que $\bar{x} = \frac{10100}{100} = 101$ et $V(X) = \frac{1020772}{100} - (101)^2 = 6, 72$ ce qui donne l'écart-type $\sigma = \sqrt{6, 72} = 2, 59$ à 10^{-2} près.

2. *Probabilités* - On admet que $Y \rightsquigarrow \mathcal{N}(101; 2, 59)$. On veut calculer la probabilité de l'événement "le contrat est rempli" c'est-à-dire $p(\{Y \geq 99, 5\})$. On utilise la variable centrée réduite $T = \frac{Y - 101}{2, 59}$.

$p(\{Y \geq 99, 5\}) = p(\{T \geq -0, 5792\}) = p(\{T \leq 0, 5792\}) = \Pi(0, 5792)$. On peut lire dans la table de la loi normale centrée réduite les valeurs $\Pi(0, 57) = 0, 7157$ et $\Pi(0, 58) = 0, 7190$. On a les encadrements

| | | |
|---------|---------|---------|
| 0, 57 | 0, 5792 | 0, 58 |
| 0, 7157 | v | 0, 7190 |

$$\Leftrightarrow \frac{0, 5792 - 0, 57}{0, 58 - 0, 57} = \frac{v - 0, 7157}{0, 7190 - 0, 7157} \Leftrightarrow v = 0, 7157 + 0, 0033 \times \frac{0, 0092}{0, 01} \simeq 0, 7187.$$

À l'aide de cette interpolation affine, on obtient

$$p(\{Y \geq 99, 5\}) \simeq 0, 7187 \text{ à } 10^{-4} \text{ près.}$$

Exercice 59 *Correction* :

1. (a) L'univers Ω est défini par $\{p, f\}$ avec $\text{Card}(\Omega) = 2$.
- Soit l'événement A : "obtenir 'face'". En utilisant l'équiprobabilité,

$$p(A) = \frac{1}{2}.$$

- L'événement B est le complémentaire dans Ω de A . On a alors

$$p(B) = 1 - p(A) = \frac{1}{2}.$$

En notant X la variable aléatoire qui, à chaque partie de 10 épreuves, associe le nombre de fois où A peut être réalisé, on a

$$X = X_1 + X_2 + \dots + X_{10}$$

où X_i est la variable aléatoire définie par $X_i(A) = 1$ et $X_i(B) = 0$ pour $i \in \{1, 2, \dots, 10\}$. La variable X_i est donc une variable de Bernoulli de loi de probabilité

| x_j | 0 | 1 | Total |
|--------------------------|---------------|---------------|-------|
| $p_j = p(\{X_i = x_j\})$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | 1 |

ainsi $X_i \rightsquigarrow \mathcal{B}\left(\frac{1}{2}\right)$. X étant la somme de 10 variables de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$ indépendantes deux à deux, on a finalement $X \rightsquigarrow \mathcal{B}\left(10, \frac{1}{2}\right)$.

- (b) On veut calculer $p(\{3 \leq X \leq 6\})$:

$$\begin{aligned} p(\{3 \leq X \leq 6\}) &= p(\{X \leq 6\}) - p(\{X \leq 2\}) = \sum_{k=3}^6 C_{10}^k \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{10-k} = \left(\frac{1}{2}\right)^{10} \sum_{k=3}^6 C_{10}^k \\ &= \left(\frac{1}{2}\right)^{10} (C_{10}^3 + C_{10}^4 + C_{10}^5 + C_{10}^6) = \left(\frac{1}{2}\right)^{10} (120 + 210 + 252 + 210) = \frac{792}{2^{10}} \simeq 0,7734. \end{aligned}$$

2. On suppose que $X \rightsquigarrow \mathcal{N}(5, \sqrt{2,5})$. On a

(a) . $m = np = 10 \times \frac{1}{2} = 5,$

. $\sigma = \sqrt{npq} = \sqrt{10 \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}} = \sqrt{2,5}.$

- (b) $Y \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, 5; \sqrt{2,5})$. On veut calculer la probabilité de l'événement "le nombre de 'face' est compris entre 3 et 6 (bornes incluses)", c'est-à-dire $p(\{2, 5 \leq Y \leq 6, 5\})$.

On utilise la variable aléatoire normale centrée réduite $T = \frac{Y - 5}{\sqrt{2,5}}$ ainsi que la table du formulaire. On obtient $p(\{2, 5 \leq Y \leq 6, 5\}) = \Pi(0, 95) - \Pi(-1, 58) = \Pi(0, 95) - (1 - \Pi(1, 58)) = 0,8289 - (1 - 0,9429) = 0,7718.$

Exercice 60 *Correction* : On sait que $Y \rightsquigarrow \mathcal{N}(80, 60)$.

1. Z est la somme de 25 variables aléatoires indépendantes de même loi $\mathcal{N}(80, 60)$ donc Z suit la loi normale de moyenne $25E(Y) = 2000$, de variance $25V(Y)$ et d'écart-type $5\sigma(Y) = 300$; Z suit la loi $\mathcal{N}(2000, 300)$. On a alors $p(\{Z > 2300\}) = 1 - p(\{Z \leq 2300\}) = 1 - 0,8413 = 0,1587$ en considérant la loi centrée réduite $T = \frac{Z - 2000}{300}$.
2. $p(\{Z > a\}) = 1 - p(\{Z \leq a\}) = 0,05 \Leftrightarrow p(\{Z \leq a\}) = 0,95$. Or $p(\{T \leq b\}) = 0,95$ pour $b = 1,65$ donc $a = 1,65 \times 300 + 2000 = 2495$.

Exercice 61 *Correction* : X suit la loi normale $\mathcal{N}(20, 5)$. La variable aléatoire $T = \frac{X - 20}{5}$ suit la loi normale centrée réduite $\mathcal{N}(0, 1)$ dont la table est dans l'annexe A.

1. $p(\{X \leq 28\}) = p\left(\left\{T \leq \frac{28 - 20}{5}\right\}\right) = p(\{T \leq 1,6\}) = \Pi(1,6) \simeq 0,9452$
2. $p(\{X \geq 28\}) = 1 - \Pi(1,6) \simeq 0,0548$
3. $p(\{X \geq 12\}) = p\left(\left\{T \geq \frac{12 - 20}{5}\right\}\right) = p(\{T \leq -1,6\}) = \Pi(1,6) \simeq 0,9452$
4. $p(\{X \leq 12\}) = 1 - \Pi(1,6) \simeq 0,0548$

$$5. p(\{12 \leq X \leq 28\}) = p\left(\left\{\frac{12-20}{5} \leq T \leq \frac{28-20}{5}\right\}\right) = 2\Pi(1,6) - 1 \simeq 0,8904.$$

Exercice 62 *Correction* : Pour utiliser le test de Student-Fischer, il faut faire l'hypothèse que les populations sont normales.

1. Les deux échantillons sont indépendants

– Pour le premier échantillon : $\sum_i x_i = 84+92+72+91+84 = 423$, $\sum_i x_i^2 = 84^2+92^2+72^2+91^2+84^2 = 36041$.

La moyenne de cet échantillon est $\frac{423}{5} = 84,6$.

On admettra que la variance estimée est calculée par $\sigma_1^2 = \frac{1}{4}(36041 - \frac{1}{5}423^2) = 63,8$.

– Pour le second échantillon : $\sum_i x_i = 81+88+74+81+90 = 414$, $\sum_i x_i^2 = 81^2+88^2+74^2+81^2+90^2 = 34442$.

La moyenne de cet échantillon est $\frac{414}{5} = 82,8$.

On admettra que la variance estimée est calculée par $\sigma_2^2 = \frac{1}{4}(34442 - \frac{1}{5}414^2) = 40,7$.

L'intervalle de confiance à 95% se calcule avec la loi de Student à 4 degrés de liberté : on récupère à l'aide de l'annexe C2, $t_{0,95} = 2,776$. Par conséquent l'intervalle de confiance à 95% est donné par

$$\left[\bar{x} - 2,776 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \bar{x} + 2,776 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$$

soit :

(a) pour le premier échantillon (avant) : $[84,6 - 9,92; 84,6 + 9,92] = [74,68; 94,52]$,

(b) pour le second échantillon (après) : $[82,8 - 7,92; 82,8 + 7,92] = [74,88; 90,72]$.

(c) La perte de masse corporelle y est la valeur avant régime à laquelle on soustrait la valeur après régime.

Pour étudier la compatibilité des écart-types donc des variances, on calcule $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = \frac{63,8}{40,7} = 1,57$ or, la table

de Fischer-Snedecor (voir annexe D) à (4,4) degrés de liberté donne la valeur seuil de 9,60 donc $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < 9,60$

ce qui permet d'affirmer que les variances sont compatibles et on peut parler dans ce cas de variance estimée commune. Cette variance vaut $\sigma^2 = \frac{4 \times 63,8 + 4 \times 40,7}{8} = \frac{1}{2}(63,8 + 40,7) = 52,25$ et l'écart-type estimé commun est égal à $\sigma = 7,23$. L'intervalle de confiance à 95% se calcule avec la loi de Student à 8 degrés de liberté, on obtient à l'aide de la table de l'annexe C2 $t_{0,95} = 2,306$ donc l'intervalle de confiance à 95% est donné par

$$\begin{aligned} & \left[\bar{y} - 2,306\sigma\sqrt{\frac{1}{\nu_1} + \frac{1}{\nu_2}}; \bar{y} + 2,306\sigma\sqrt{\frac{1}{\nu_1} + \frac{1}{\nu_2}}\right] \\ & = \left[(84,6 - 82,8) - 2,306 \times 7,23 \times \sqrt{\frac{2}{5}}; (84,6 - 82,8) + 2,306 \times 7,23 \times \sqrt{\frac{2}{5}}\right]. \end{aligned}$$

Finalement, on trouve l'intervalle $[1,8 - 10,54; 1,8 + 10,54] = [-8,74; 12,34]$.

2. On a le tableau suivant :

| Individu | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Total |
|----------------|----|----|----|-----|----|-------|
| Avant | 84 | 92 | 72 | 91 | 84 | 423 |
| Après | 81 | 88 | 74 | 81 | 90 | 414 |
| Perte δ | 3 | 4 | -2 | 10 | -6 | 9 |
| δ^2 | 9 | 16 | 4 | 100 | 36 | 165 |

On a donc $\bar{\delta} = \frac{9}{5} = 1,8$ et $\sigma^2 = \frac{1}{4}(165 - \frac{1}{5}9^2) = 37,2$ soit $\sigma = 6,1$. La loi de Student à 4 degrés de liberté donne comme précédemment $t_{0,95} = 2,776$. L'intervalle de confiance à 95% est donc

$$\left[\bar{\delta} - 2,776 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \bar{\delta} + 2,776 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = [1,8 - 7,57; 1,8 + 7,57] = [-5,77; 9,37].$$

En comparant cet intervalle de confiance à 95% avec le précédent, on voit que celui qu'on obtient avec les séries appariées est plus précis; l'appariement est une caractéristique qu'il est souhaitable d'introduire chaque fois que c'est possible.

La conclusion de ce test est que 0 appartient à l'intervalle de confiance de l'amaigrissement : on ne peut pas rejeter l'hypothèse que l'amaigrissement est nul.

Exercice 63 Correction :

1. $p_1 = p(\{8,45 \leq X \leq 8,70\})$: pour pouvoir se référer aux tables de la loi normale, on pose

$$T = \frac{X - m_X}{\sigma_X} = \frac{X - 8,55}{0,05}.$$

Donc $p_1 = p(\{-2 \leq T \leq 3\}) = \Pi(3) - \Pi(-2) = \Pi(3) - (1 - \Pi(2))$ de par la symétrie de la fonction de densité. On utilise ensuite la table de la loi normale centrée réduite et on récupère les valeurs $\Pi(3) = 0,99865$ et $\Pi(2) = 0,9772$. Par conséquent, $p_1 = 0,99865 - (1 - 0,9772) = 0,97585$.

- $p_2 = p(\{5,07 \leq Y \leq 5,33\})$: on pose

$$W = \frac{Y - m_Y}{\sigma_Y} = \frac{Y - 5,2}{0,05}.$$

Donc $p_2 = p(\{-2,6 \leq W \leq 2,6\}) = \Pi(2,6) - \Pi(-2,6) = \Pi(2,6) - (1 - \Pi(2,6)) = 2\Pi(2,6) - 1$. On utilise ensuite la table de la loi normale centrée réduite et on récupère la valeur $\Pi(2,6) = 0,9953$. Par conséquent, $p_2 = 2 \times 0,9953 - 1 = 0,9906$.

2. (a) Calculons le pourcentage de pilules conformes à la sortie de la chaîne de fabrication. On cherche donc la probabilité de l'intersection des deux événements $8,45 \leq X \leq 8,70$ et $5,07 \leq Y \leq 5,33$ soit

$$p = p(\{(8,45 \leq X \leq 8,70) \cap (5,07 \leq Y \leq 5,33)\}).$$

Comme les événements X et Y sont indépendants,

$$p = p(\{8,45 \leq X \leq 8,70\}) \times p(\{5,07 \leq Y \leq 5,33\}) = 0,97585 \times 0,9906 = 0,966677$$

soit un pourcentage de 96,6677%. Le pourcentage de pilules qui seront hors normes à la sortie de la chaîne de fabrication vaut par conséquent $100 - 96,6677 \simeq 3,33\%$.

- (b) Si on veut que le pourcentage de pilules défectueuses ne dépasse pas 3%, le procédé ne peut être retenu puisque $3,33\% > 3\%$. On cherche σ_Y pour que le pourcentage de pilules défectueuses soit inférieur à 3%. On veut déterminer la valeur de \tilde{p} telle que

$$1 - 0,97585 \times \tilde{p} < 0,03 \Leftrightarrow \tilde{p} > 0,9940052$$

ce qui revient à déterminer a tel que

$$p(\{5,07 \leq Y \leq 5,33\}) = 2\Pi(a) - 1 > 0,9940052 \Leftrightarrow \Pi(a) > 0,9970026.$$

À l'aide de la table de la loi normale centrée réduite, on trouve

$$2,75 < a < 2,76$$

On utilise ensuite l'interpolation linéaire, on a les encadrements

| | | |
|--------|-----------|--------|
| 2,75 | a | 2,76 |
| 0,9970 | 0,9970026 | 0,9971 |

ce qui nous permet d'écrire que

$$\frac{a - 2,75}{0,9970026 - 0,9970} = \frac{2,76 - 2,75}{0,9971 - 0,9970} \Leftrightarrow a = 2,75026.$$

Finalement comme $a = \frac{5,33 - 5,2}{\sigma_Y}$, on trouve $\sigma_Y \simeq 0,047$.

3. (a) On a $S = X + Y$. Par conséquent,
 $E(S) = E(X + Y) = E(X) + E(Y) = 8,55 + 5,20 = 13,75$ car X et Y sont des variables indépendantes.
 $V(S) = V(X + Y) = V(X) + V(Y)$ car X et Y sont des variables indépendantes. On en déduit que $V(S) = 2 \times (0,05)^2 = 0,005$. L'écart-type de S vaut alors $\sigma_S = 0,0707$.
- (b) $S \rightsquigarrow \mathcal{N}(13,75; 0,0707)$. On pose

$$V = \frac{S - 13,75}{0,0707}$$

ce qui implique que $p = p(\{13,6 \leq S \leq 13,8\}) = p(\{-2,122 \leq V \leq 0,707\}) = \Pi(0,707) - \Pi(-2,122)$. Toujours en utilisant la symétrie de la fonction de densité, on obtient

$$p = \Pi(0,707) + \Pi(2,122) - 1.$$

Déterminons $\Pi(0,707)$ et $\Pi(2,122)$ par interpolation linéaire.

- Pour $\Pi(0,707)$ on a les encadrements

| | | |
|--------|--------------|--------|
| 0,70 | 0,707 | 0,71 |
| 0,7580 | $\Pi(0,707)$ | 0,7611 |

ce qui nous permet d'écrire que

$$\frac{\Pi(0,707) - 0,7580}{0,7611 - 0,7580} = \frac{0,707 - 0,70}{0,71 - 0,70} \Leftrightarrow \Pi(0,707) = 0,7582.$$

- Pour $\Pi(2,122)$ on a les encadrements

| | | |
|---------|---------------|---------|
| 2, 12 | 2, 122 | 2, 13 |
| 0, 9830 | $\Pi(2, 122)$ | 0, 9834 |

ce qui nous permet d'écrire que

$$\frac{\Pi(2, 122) - 0, 9830}{0, 9834 - 0, 9830} = \frac{2, 122 - 2, 12}{2, 13 - 2, 12} \Leftrightarrow \Pi(2, 122) = 0, 9831.$$

Finalement, $p = 0, 7582 + 0, 9831 - 1 = 0, 7413$.

4. Soit $p_{HN} = 0, 01$.

- (a) On tire sans remise 100 pilules dans un ensemble où chaque tirage est un tirage de Bernoulli (soit pilule hors norme de probabilité p , soit pilule conforme de probabilité $q - 1 = p$). Le nombre de pilules qui sont hors-norme est une variable binomiale de paramètres $n = 100$ et $p = 0, 01$.
- (b) On a $n \geq 30$, $p \leq 0, 1$ et $np = 1 \leq 10$ qui justifient l'approximation de Poisson, le paramètre de cette variable étant $\lambda = np = 1$. Le complémentaire de l'événement $Z \geq 5$ est $Z \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$. On approche la probabilité de cet événement par la somme

$$e^{-1} \left(1 + 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} + \frac{1}{24} \right) = \frac{65}{24e} = 0, 9963$$

puisque pour la loi de Poisson, $p(\{X = k\}) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$. On récupère finalement la valeur approximative cherchée en calculant $p(\{Z \geq 5\}) = 1 - 0, 9963 = 0, 0037$.

5. (a) On a $U \rightsquigarrow \mathcal{B}(n, p)$. On cherche $p(\{X + Y < 13, 8\}) = p(\{U < 13, 8\})$. On pose

$$R = \frac{U - 13, 75}{0, 0707} = 0, 707$$

En utilisant la table de la loi normale, on trouve $p(\{U < 13, 8\}) = p(\{R < 0, 707\}) = 0, 7582$.

- (b) On a ici $n = 100 \geq 20$, $np = 75, 82 \geq 10$ et $nq = 24, 18 \geq 10$ et l'approximation par une variable normale est donc justifiée, ce ne serait pas le cas pour la loi de Poisson car, par exemple, $p = 0, 75 \geq 0, 1$. En utilisant une formule donnée dans le cours, la probabilité considérée a pour valeur approchée

$$\Pi\left(\frac{8, 55 - 75, 82}{\sqrt{npq}}\right) - \Pi\left(\frac{69, 5 - 75, 82}{\sqrt{npq}}\right) = \Pi(2, 2607) - \Pi(-1, 476) = 0, 9181$$