DUT TC2 - Module OS 01 - PROBABILITÉS ET STATISTIQUE INFÉRENTIELLE

CORRECTION Exercices Chapitre 2 - Lois de probabilité continues usuelles.

Exercice 11 Correction: On a $X \leadsto \mathcal{N}(120, 14)$. On souhaite calculer $p(\{110 \le X \le 130\})$. 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

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

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

$$\begin{array}{c|cccc} 0,71 & 0,7143 & 0,72 \\ \hline 0,7611 & v & 0,7642 \\ \end{array}$$

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

Exercice 12 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 $\overline{x} = \frac{10100}{100} = 101$ 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 $Y \leadsto \mathcal{N}(101; 2, 59)$. On veut calculer la probabilité de l'événement "le contrat est rempli" c'est-à-dire $p(\{Y \ge 99, 5\})$. On utilise la variable centrée réduite $T = \frac{Y - 101}{2, 59}$.

 $p({Y \ge 99, 5}) = p({T \ge -0, 5792}) = p({T \le 0, 5792}) = \Pi(0, 5792)$. 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

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

À l'aide de cette interpolation affine, on obtient

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

Exercice 13 Correction:

- 1. (a) L'univers Ω est défini par $\{p, f\}$ avec $Card(\Omega) = 2$.
 - \bullet 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. Ön 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

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

où X_i est la variable aléatoire définie par $X_i(A) = 1$ et $X_i(B) = 0$ pour $i \in \{1, 2, ..., 10\}$. 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 $X_i \leadsto \mathcal{B}\left(\frac{1}{2}\right)$. X étant la somme de 10 variables de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$ indépendantes deux à deux, on a finalement $X \leadsto \mathcal{B}\left(10, \frac{1}{2}\right)$.

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

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

- 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 $p(\{2,5 \le Y \le 6,5\})$.

On utilise la variable aléatoire normale centrée réduite $T = \frac{Y-5}{\sqrt{2.5}}$ ainsi que la table du formulaire. On obtient $p(\{2, 5 \le Y \le 6, 5\}) = \Pi(0, 95) - \Pi(-1, 58) = \Pi(0, 95) - (1 - \Pi(1, 58)) = 0,8289 - (1 - 0,9429) = 0,7718.$

Exercice 14 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. $p(\{Z>a\})=1-p(\{Z\le a\})=0,05\Leftrightarrow p(\{Z\le a\})=0,95.$ Or $p(\{T\le b\})=0,95$ pour b=1,65 donc $a=1,65\times 300+2000=2495.$

Exercice 15 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.
$$p({X \le 28}) = p\left(\left\{T \le \frac{28 - 20}{5}\right\}\right) = p({T \le 1, 6}) = \Pi(1, 6) \simeq 0,9452$$

2. $p({X \ge 28}) = 1 - \Pi(1.6) \simeq 0{,}0548$

3.
$$p(\lbrace X \ge 12 \rbrace) = p\left(\left\{ T \ge \frac{12 - 20}{5} \right\} \right) = p(\lbrace T \le -1, 6 \rbrace) = \Pi(1, 6) \simeq 0,9452$$

4. $p({X \le 12}) = 1 - \Pi(1,6) \simeq 0{,}0548$

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

Exercice 16 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

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

- (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 Speckeen (voir aux a. P.) (1.17) in the first state of the point of th

table de Fischer-Snedecor (voir annexe D) à (4,4) degrés de liberté donne la valeur seuil de 9,60 donc <9,60 ce qui permet d'affirmer que les variances sont compatibles et on peut parler dans ce 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

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

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 $\overline{\delta} = \frac{9}{5} = 1,8$ 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

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

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 chque 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 17 | Correction:

1. . $p_1 = p(\{8, 45 \le X \le 8, 70\})$: pour pouvoir se référer aux tables de la loi normale, on pose $T = \frac{X - m_X}{\sigma_X} = \frac{X - 8, 55}{0, 05}.$

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

Donc $p_1 = p(\{-2 \le T \le 3\}) = \Pi(3) - \Pi(-2) = \Pi(3) - (1 - \Pi(2))$ 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 $\Pi(3)$ $0,99865 \text{ et } \Pi(2) = 0,9772.$ Par conséquent, $p_1 = 0,99865 - (1-0,9772) = 0,97585.$

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

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

Donc $p_2 = p(\{-2, 6 \le W \le 2, 6\}) = \Pi(2, 6) - \Pi(-2, 6) = \Pi(2, 6) - (1 - \Pi(2, 6)) = 2\Pi(2, 6) - 1$. 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 $8,45 \le X \le 8,70$ et $5,07 \le Y \le 5,33$ soit

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

Comme les événements X et Y sont indépendants,

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

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 $100 - 96,6677 \approx 3,33\%$.

(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

$$1.1 - 0.97585 \times \tilde{p} < 0.03 \Leftrightarrow \tilde{p} > 0.9940052$$

ce qui revient à déterminer a tel que

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

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

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

$$\begin{array}{c|ccc} 2,75 & a & 2,76 \\ \hline 0,9970 & 0,9970026 & 0,9971 \\ \end{array}$$

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) $S \leadsto \mathcal{N}(13, 75; 0, 0707)$. On pose

$$V = \frac{S - 13,75}{0.0707}$$

ce qui implique que $p = p(\{13, 6 \le S \le 13, 8\}) = p(\{-2, 122 \le V \le 0, 707\}) = \Pi(0, 707) - \Pi(-2, 122)$. 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

$$\begin{array}{c|cccc}
0,70 & 0,707 & 0,71 \\
\hline
0,7580 & \Pi(0,707) & 0,7611
\end{array}$$

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

$$\begin{array}{c|cccc} 2,12 & 2,122 & 2,13 \\ \hline 0,9830 & \Pi(2,122) & 0,9834 \\ \end{array}$$

ce qui nous permet d'écrire que

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 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 $p(\{Z \ge 5\}) = 1 - 0,9963 = 0,0037.$

5. (a) On a $U \leadsto \mathcal{B}(n,p)$. 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 $n = 100 \ge 20$, $np = 75, 82 \ge 10$ et $nq = 24, 18 \ge 10$ et l'approximation par une variable normale est donc justifiée, ce ne serait pas le cas pour la loi de Poisson car, par exemple, $p=0,75\geq0,1.$ En utilisant une formule donnée dans le cours, la probabilité considérée a pour valeur approchée

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