

## Exercices supplémentaires pour le 2<sup>e</sup> contrôle périodique

### A- Questions portant sur les lois continues

A1- Soit  $X \sim N(0,1)$ ,  $Y \sim N(1,2)$  et  $Z \sim N(3,4)$ ,  $X, Y$  et  $Z$  indépendantes.  
Quelle est la distribution de  $W = X - Y + 2Z$ ?

A2-  $X \sim \text{Poisson}(\lambda = 100)$ . Calculez approximativement  $P(X \leq 100)$ .

A3- Un assemblage comprend 100 sections de longueurs indépendantes. La longueur de chaque section est une v.a.  $N(10 \text{ cm}, 0.9 \text{ cm}^2)$ . Quelle est la probabilité que la longueur totale soit comprise entre 970 et 1030 cm?

A4- On a deux pompes. La 1<sup>ère</sup> pompe a une durée de vie  $X$  suivant une loi exponentielle avec  $\lambda = 1/2$ . La 2<sup>e</sup> pompe a une durée de vie  $Y$  suivant une loi Weibull avec  $\gamma = 0$ ,  $\delta = 1/2$  et  $\beta = 2$ . Quelle est la probabilité que les deux pompes cessent de fonctionner avant un an?

A5- On génère 100 nombres au hasard uniformément sur  $[0,1]$ . Probabilité que la somme  $S < 55$  ?

A6- Un certain type de pneu présente une durée de vie  $X \sim N(25000 \text{ km}, 5000^2 \text{ km}^2)$ . Soit 2 pneus pris au hasard. Quelle est la probabilité que l'un des deux pneus dure 10000 km de plus que l'autre?

A7- Le temps  $T$  (en années) entre 2 pannes majeures d'électricité dans une région présente une distribution exponentielle de moyenne 1,5. La durée  $X$  des pannes (en heures) est une  $N(4, 4)$ .

- Étant donné qu'il n'y a pas eu de panne majeure depuis 1 an, quelle est la probabilité qu'il ne s'en produise aucune durant les 9 prochains mois?
- Combien de temps, au plus, durent 95% des pannes majeures?
- Calculer la probabilité que la panne majeure la plus longue parmi les 3 suivantes dure moins de 5 heures?

A8- a) On prend 100 nombres aléatoires au hasard dans l'intervalle  $[0,1]$  (loi uniforme). Si on veut calculer la probabilité que la somme des carrés des 100 nombres soit  $> 30$ , doit-on utiliser la loi normale ou la loi  $\chi^2$ ? Justifiez.

b) Calculez la probabilité précédente.

A9- Soit  $X_1, X_2, X_3$  trois v.a. indépendantes  $N(0,1)$ . On définit  $U = (X_2^2 + X_3^2)^{0.5}$ . Trouver le nombre  $c$  tel que  $P(X_1 > cU) = 0,10$

A10- Soit  $X \sim N(0,1)$  et  $Y \sim N(3,5)$ .  $X$  et  $Y$  indépendantes

- Calculez  $P(2X < Y)$
- Trouvez le 50<sup>e</sup> centile de  $W = X + Y$

A11- Soit  $X_1, X_2$  et  $X_3$ , des v.a. suivant conjointement une distribution multinormale dont le vecteur moyenne est :  $\begin{bmatrix} 1 \\ 5 \\ 2 \end{bmatrix}$  et

la matrice de variances-covariances est  $\Sigma = \begin{bmatrix} 10 & 3 & 5 \\ 3 & 12 & 7 \\ 5 & 7 & 8 \end{bmatrix}$ .

- Quelle est la distribution de  $W = X_1 + 2X_2 - X_3$  ?
- On a observé  $X_3 = 5$ . Quelle est la distribution conditionnelle du couple aléatoire  $(X_1, X_2)$  ?

A12- La contrainte limite  $S$  (en  $\text{kN/cm}^2$ ) que peuvent supporter des tiges d'acier de renforcement suit une distribution lognormale avec paramètres logarithmiques  $m_{\ln(S)} = 5.6$  et  $\sigma_{\ln(S)} = 0.7$ , alors que l'aire  $A$  de ces tiges (mesurée en  $\text{cm}^2$ ) suit une distribution lognormale avec paramètres logarithmiques  $m_A = 2$  et  $\sigma_A = 0.05$ .

- Trouvez la distribution de la force que peut supporter une tige  $F = SA$ , en supposant l'indépendance de  $S$  et de  $A$
- Trouvez  $P[F \leq 300 \text{ kN}]$

A13- Le coût d'une opération est proportionnel au carré du temps requis pour l'accomplir. Les temps d'accomplissement sont  $X$  et  $Y$  pour la première et la seconde phase respectivement.  $X$  et  $Y$  sont des variables aléatoires distribuées suivant une loi binormale de paramètres  $m_X$ ,  $m_Y$ ,  $\sigma_X$ ,  $\sigma_Y$  et  $\rho_{X,Y}$ .

Trouvez  $E[C] = E[a(X+Y)^2]$  (exprimez la réponse en fonction de  $m_X$ ,  $m_Y$ ,  $\sigma_X$ ,  $\sigma_Y$  et  $\rho_{X,Y}$ ).

A14- La vitesse annuelle maximale du vent  $X_i$  en l'année  $i$  à un certain endroit a une fonction de répartition de la forme suivante :

$$F_{X_i}(x) = e^{-\left(\frac{x}{u}\right)^k} \quad x > 0, k > 0$$

Les vitesses annuelles maximales du vent d'une année à l'autre sont indépendantes. La force subie par un objet soumis au vent est proportionnelle au carré de la vitesse du vent : force =  $c(\text{vitesse})^2$ . Trouvez la fonction de répartition de  $Y$ , la force maximale subie par un objet pendant  $n$  années.

A15- a) Par hypothèse, la magnitude d'un tremblement de terre sur l'échelle de Richter suit une distribution exponentielle de paramètre  $\lambda = 2.35$ . Quelle est la probabilité que la magnitude d'un tremblement de terre excède 6.3?

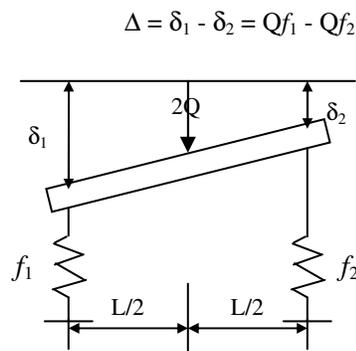
b) Dans le monde, il y a en moyenne un tremblement de terre par an ayant une magnitude supérieure à 6.1. Quelle est la probabilité qu'au cours d'une année il y ait au moins un tremblement de terre de magnitude supérieure à 7.7 ?

A16- Le ruissellement annuel observé  $X$  dans un certain bassin suit soit une distribution normale avec  $m_X = 256.7 \text{ m}^3/\text{min}$  et  $\sigma_X = 191 \text{ m}^3/\text{min}$ , soit une distribution lognormale avec moyenne logarithmique  $m_Y = 5.228$  et écart-type logarithmique  $\sigma_Y = 0.84$ . Trouvez la probabilité que  $X \geq 400 \text{ m}^3/\text{min}$  avec ces deux distributions.

A17- Le ruissellement annuel maximal observé,  $X$ , dans un certain bassin suit une distribution lognormale translatée où  $Y = X - 13 \text{ m}^3/\text{min}$  suit une distribution lognormale avec les paramètres logarithmiques  $m_Y = 5.0$  et  $\sigma_Y = 0.9$ . Trouvez la probabilité que  $X \geq 400 \text{ m}^3/\text{min}$ .

A18- La force  $F$  à laquelle un type de tige d'acier se plie suit une distribution lognormale avec les paramètres logarithmiques  $m_F$  et  $\sigma_F$ . L'aire  $A$  de la section de ces tiges suit aussi une distribution lognormale avec les paramètres logarithmiques  $m_A$  et  $\sigma_A$ . Quelle est la distribution de  $Y$ , la contrainte  $F/A$  à laquelle la tige d'acier se pliera, si  $F$  et  $A$  sont indépendants?

A19- Considérez ce modèle simple d'une structure flexible reposant sur deux fondations. L'ingénieur se préoccupe de la déflexion relative aux extrémités de la structure.



Les flexibilités  $f_1$  et  $f_2$  (en  $\text{cm}/\text{kN}$ ) des deux fondations sont des variables aléatoires avec la même moyenne «  $m$  » et la même variance  $\sigma^2$  et avec une covariance  $\rho\sigma^2$ , où  $\rho$  est le coefficient de corrélation (lié à l'homogénéité latérale du sol). Trouvez:

a) L'espérance de  $\Delta$ .

b) La variance et l'écart-type de  $\Delta$ .

c) Si  $Q = 5000 \text{ kN}$ ,  $f_1$  et  $f_2$  suivent une distribution normale à deux variables, avec  $\sigma = 0.001$ , et  $\rho = 0.9$ , trouvez

$P[|\Delta| \geq 5 \text{ cm}]$

d) Recalculez (c) avec  $\rho = 0.1$ , représentant un sol très peu homogène.

e) Calculez  $E[|\Delta|]$  pour les deux cas.

### B- Questions portant sur l'estimation ponctuelle et les intervalles de confiance

B1- Parmi 100 personnes atteintes d'un cancer du poumon, 67 sont mortes moins de 5 ans après la détection de la maladie.

a) Quel est l'intervalle de confiance à 95% sur la probabilité qu'une personne (dont on vient de découvrir le cancer du poumon) meure d'ici 5 ans?

b) Quel est le nombre minimal d'observations requis pour qu'une erreur maximale de 0.02 soit commise en estimant  $p$  à partir d'un échantillon (avec  $\hat{p}$ ) et ce avec un niveau de confiance de 95% ?

B2- Soit  $X_1, \dots, X_{21}$  un échantillon aléatoire provenant d'une population normale. On a  $\bar{x} = 1$  et  $s = 0.2$ . Construire l'intervalle de confiance à 95% pour  $\mu$  et  $\sigma^2$

B3- Dans un sondage touchant 1000 personnes, 645 ont dit préférer l'option A aux autres options. Calculer un intervalle de confiance de niveau 95% pour la popularité de l'option A.

B4- La v.a.  $X$  présente une distribution exponentielle. L'estimateur à vraisemblance maximale du paramètre de cette loi est  $\lambda_{VM} = 1/\bar{X}$ . Construisez un intervalle de confiance approximatif de niveau 99% pour le paramètre  $\lambda$  si  $n=36$ .

B5- Des échantillons de béton provenant de 1500 canalisations ont été testés pour évaluer leur porosité in situ. En moyenne 4% des canalisations étaient non-conformes.

a) Calculez la variance théorique de cet estimateur en substituant l'estimation  $\hat{p}$  à la valeur vraie «  $p$  ».

b) Calculez un intervalle de confiance de 95% pour «  $p$  » en utilisant la variance calculée.

B6- Les 31 valeurs du ruissellement maximal annuel suivantes (en  $\text{m}^3/\text{sec}$ ) ont été observées dans un certain bassin : 108.0 , 53.6 , 585.0 , 98.1 , 40.6 , 472.0 , 96.5 , 217.0 , 42.7 , 208.0 , 143.0 , 93.7 , 398.0 , 298.0 , 248.0 , 441.0 , 386.0 , 567.0 , 122.0 , 151.0 , 244.0 , 400.0 , 245.0 , 114.0 , 659.0 , 132.0 , 44.0 , 72.5 , 135.0 , 635.0 , 508.0.

On calcule :  $\sum x_i = 7970 \text{ m}^3 / \text{sec}$  et  $\sum (x_i - \bar{x})^2 = 1\,120\,000$

a) Quel est l'intervalle de confiance à 95% pour  $\mu_X$  si l'on suppose que  $\sigma = 180 \text{ m}^3/\text{sec}$  ?

b) Même question en supposant  $\sigma$  inconnu ?

### C- Questions portant sur les tests (chap. 6 et 7)

C1- Le tableau suivant présente les fréquences observées d'un échantillon et les fréquences théoriques d'une certaine loi de distribution entièrement spécifiée (i.e. aucun paramètre n'a eu à être estimé). Faites le test  $\chi^2$  permettant de vérifier si la distribution proposée est adéquate (niveau 5%).

Intervalle	[0, 1[	[1, 2[	[2, 3[	[3, $\infty$ [	Total
f observé	10	55	30	5	100
f théorique	9	50,4	34,5	6,1	100

C2- Dans un sondage touchant 1000 personnes, 645 ont dit préférer l'option A aux autres options.

a) Peut-on conclure que la proportion "p" est significativement supérieure à 0.6?

b) Quelle est la plus petite valeur de  $\alpha$  qui permettrait de rejeter  $H_0$  ?

C3- Un échantillon aléatoire de 9 cigarettes d'un paquet montre un taux moyen de nicotine de 4.2g par cigarette. Le paquet mentionne un taux moyen de 3.5.

a) Peut-on mettre en doute l'indication sur le paquet sachant que le taux de nicotine est  $N(\mu, 1.96)$ ?

b) Quelle est la probabilité de conclure que le fabricant a tort (i.e. rejeter l'affirmation sur le paquet) si la vraie moyenne de nicotine est 3,8?

c) Combien de cigarettes devrait on examiner pour assurer une probabilité de 0,9 en b) ?

C4- Le tableau suivant montre les résistances en compression de deux bétons. Peut-on considérer que le second béton est plus résistant que le premier. Les unités sont des MPa/10.

Béton 1	295	319	304	302
Béton 2	318	316	312	318

a) Faites le test pour vérifier si les variances sont égales (niveau 5%)

b) Faites le test approprié pour vérifier si la moyenne du 2<sup>e</sup> béton est effectivement supérieure à celle du 1<sup>er</sup> (niveau 5%)

C5- Soit X distribué suivant une loi uniforme sur  $[0, c]$ . On veut tester  $H_0 : c=1$  vs  $H_1 : c > 1$ . On recueille une seule observation et on rejette  $H_0$  si  $x_1 > 0,9$ .

a) Quel est le risque  $\alpha$  de ce test?

b) Quelle est la puissance du test si en réalité  $c=1,5$ ?

C6- On s'intéresse à la durée de vie des pneus de marque A (en dizaine de milliers de kilomètres). On désire tester  $H_0 : \mu = 50$  vs  $H_1 : \mu < 50$  au niveau 5%. On suppose  $X \sim N(\mu, 25)$

a) Quelle est la puissance du test si  $n=9$  et  $\mu = 45$ ?

b) Quelle valeur de « n » assure une puissance  $> 0,9$ ?

C7- Le tableau suivant montre la répartition du succès scolaire de 150 enfants en fonction du revenu de leurs parents. Ces deux variables sont-elles indépendantes (niveau 5%)?

	Revenu			
	Faible	Moyen	Élevé	Total
Faible	10	20	10	40
Moyen	10	40	10	60
Élevé	10	30	10	50
Total	30	90	30	150

C8- On veut tester si une distribution binomiale  $\text{Bin}(3, 1/2)$  s'ajuste aux données suivantes (niveau 5%) :

x	0	1	2	3
Observé	7	12	18	3
$\text{Bin}(3, 1/2)$	5	15	15	5

C9- Un manufacturier de caoutchouc synthétique affirme que son produit présente une dureté Shore de 64,3. L'écart-type est de 2.

a) Combien prendre d'échantillons pour assurer un test de niveau 5% et de puissance 90% lorsque la vraie dureté est 65.3.

b) Si  $\bar{x} = 65$  et  $n=43$ , quelle est la conclusion du test  $H_0 : \mu = 64.3$  vs  $H_1 : \mu \neq 64.3$  ?

c) Quelle est l'erreur de seconde espèce ( $\beta$ ) si  $n=43$  et la vraie dureté Shore est 65?

d) Combien d'observations prélever si l'on veut rejeter  $H_0$  avec un risque de 5% lorsque  $\bar{x} = 65$  (avec un test bilatéral)?

C10- Deux lignes de fabrication de ciment ont fourni les concentrations suivantes en C<sub>3</sub>S (les valeurs sont multipliées par 2 pour simplifier les calculs).

Ligne 1	140	135	140	138	135	138	140
Ligne 2	135	138	136	140	138	135	139

Les deux lignes ont-elles même variance (niveau 10% bilatéral)?

C11- Des tiges métalliques sont achetées de deux entreprises différentes. On soumet 10 tiges de chaque entreprise à un test de tension. Les moyennes et variances obtenues pour la résistance en tension sont :

$$\bar{x}_1=50,29 \text{ et } \bar{x}_2=55,72 ; s_1^2=22,72 \text{ et } s_2^2=14,91.$$

Peut-on conclure que les entreprises fournissent des tiges de même résistance? (Faites le test d'égalité des variances (bilatéral 10%) avant celui des moyennes (bilatéral 5%).)

**Corrigé :**

---

**A- Lois continues**

A1-  $W \sim N(0-1+6, 1+2+4*4)=N(5,19)$

A2- On utilise l'approximation normale  $X \approx N(100,100)$   
 On cherche  $P(Z < (100.5-100)/10)=P(Z < 0,05)=0,5199$

A3- La longueur totale est  $N(1000,90)$ .  $P(970 < X < 1030) = P(-3.16 < Z < 3.16)=0.9992-(1-0.9992) = 0.9984$ .

A4-  $P(X < 1 \cap Y < 1)=P(X < 1)*P(Y < 1)= (1-e^{-1/2}) (1-e^{-4}) = 0,386$

A5-  $S \sim N(50,100/12)$   $P(S < 55)=P((S-50)*12^{1/2}/10 < 1.73)=0,958$

A6- Soit  $X_1$  et  $X_2$  les deux durées de vie. On cherche  $2P(X_1-X_2 > 10000)$ .  $X_1-X_2$  est  $N(0,2*5000^2)$ . On cherche donc  $2P(Z > 10000/(2^{1/2}*5000))=2P(Z > 2^{1/2})=0,1573$ .

A7a) Moyenne= $1,5=1/\lambda \Rightarrow \lambda = 2/3$ . La loi exponentielle est sans mémoire, c'est donc simplement :  $P(T > 9/12)=1-(1-e^{-2/3(9/12)})=0,6065$

b) On cherche « c » tel que  $P(X < c)=0,95 \Rightarrow P(Z < (c-4)/2)=0,95 \rightarrow 1.645=(c-4)/2 \Rightarrow c=7,29$

c) On cherche  $P(X < 5)^3 \Rightarrow P(Z < 0,5)^3=0,3306$

A8- a) La loi normale. Ce serait la  $\chi_{100}^2$  si l'on faisait la somme des carrés de 100  $N(0,1)$ , ici ce sont des  $U(0,1)$ . Par contre le théorème central limite permet d'approximer la distribution de cette somme par la loi normale.

b) Soit U le nombre uniforme.  $E[U^2]=V(U)+E[U]^2 = 1/12+1/4=1/3$   
 $V(U^2)=E[U^4]-E[U^2]^2=1/5-1/9=4/45$ .

Soit S la somme de 100 nombres au carré, S est  $N(100/3,400/45)$ .  
 $P(S > 30)=P(Z > (30-100/3)/(400/45)^{0.5})=P(Z > -1.18)=0.868$ .

A9-  $P(X > cU)=0.10 \Rightarrow P(X/U > c)=0.10 \Rightarrow P(X/(U/2)^{0.5} > c*2^{0.5}) \Rightarrow P(t_2 > c*2^{0.5})=0.10$  (car on a le ratio d'une  $N(0,1)$  et d'une  $\chi^2$  à 2 degrés de liberté et indépendante de la normale  $\Rightarrow c*2^{0.5}=1.8856 \Rightarrow c=1.333$

A10- a)  $P(2X < Y)=P(2X-Y < 0)$   $2X-Y \sim N(-3,4+5)$   $P(Z < 3/3)=0,8413$   
 b)  $X+Y \sim N(3,6) \Rightarrow q_{50}=3$

A11- a)  $E[W]=1+2*5-2=9$ ;  $V(W)=(10+4*12+8+2*(2*3-1*5-2*7))=40$ . Donc  $W$  est  $N(9,40)$ .

b)  $X_1, X_2$ , étant donné  $X_3=5$ , est binormal avec vecteur moyenne :

$$\begin{bmatrix} 1 \\ 5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 5/8 \\ 7/8 \end{bmatrix} (5-2) = \begin{bmatrix} 23/8 \\ 61/8 \end{bmatrix} \text{ et matrice de variance-covariance : } \Sigma_{12,3} = \begin{bmatrix} 10 & 3 \\ 3 & 12 \end{bmatrix} - 1/8 \begin{bmatrix} 5 \\ 7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 5 & 7 \end{bmatrix} = 1/8 \begin{bmatrix} 55 & -11 \\ -11 & 47 \end{bmatrix}$$

A12- a)  $\ln(F)$  est  $N(5.6+2, 0.7^2+0.05^2)$ .

b)  $P(F<300)=P(\ln(F)<\ln(300))=P(Z<(\ln(300)-7.6)/0.702)=P(Z<-2.70)=0.0035$

A13- On note d'abord que :  $E[X^2]=\sigma_x^2 + m_x^2$ ,  $E[Y^2]=\sigma_y^2 + m_y^2$ ,  $E[XY]=\sigma_{xy} + m_x m_y = \sigma_x \sigma_y \rho_{xy} + m_x m_y$

Donc :  $E[C]=a\{E[X^2]+E[Y^2]+2E[XY]\}$

Substituant:  $E[C]=a\{\sigma_x^2 + m_x^2 + \sigma_y^2 + m_y^2 + 2\sigma_x \sigma_y \rho_{xy} + 2m_x m_y\}$

A14-  $X_i$  = «vitesse annuelle maximale du vent en l'année  $i$ »

$$F_{X_i}(x) = e^{-\left(\frac{x}{u}\right)^k} \quad x > 0$$

$Y$  = «force maximale subie par un objet pendant  $n$  années»

$Y = c \max(X_i)^2$  où  $c$  est une constante

On trouve d'abord la distribution du maximum de vent au cours de 2 années soit  $W$  ce maximum,

$$P(W < w) = P(X_1 < w \text{ et } X_2 < w) = P(X_1 < w)P(X_2 < w) = e^{-2(w/u)^k}$$

Pour  $n$  années, ce sera :  $P(W < w) = e^{-n(w/u)^k}$

Soit  $Y = cW^2$ , on aura :

$$P(Y < y) = P(cW^2 < y) = P(W < (y/c)^{0.5}) = e^{-n((y/c)^{1/2}/u)^k}$$

A15- a)  $P(X > 6.3) = 1 - (1 - \exp(-2.35 * 6.3)) = 3,72 \times 10^{-7}$

b)  $P(X > 6.1) = 1 - (1 - \exp(-2.35 * 6.1)) = 5,948 \times 10^{-7}$ . Puisqu'il y a en moyenne 1 tremblement de terre de cette magnitude par année c'est donc qu'il y a  $1/5,948 \times 10^{-7}$  tremblements de terre chaque année (toute magnitude confondue)

$\Rightarrow n = 1,68 \times 10^6$

$P(X > 7.7) = 1,385 \times 10^{-8}$

$P(\text{un tremblement de terre ou plus parmi les } n > 7.7) = 1 - (1-p)^n = 1 - (1 - 1,385 \times 10^{-8})^{1,68 \times 10^6} = 0,023$  (sous hypothèse d'indépendance entre les tremblements de terre).

A16- Si normale :  $X \sim N(256.7, 191^2) \Rightarrow P(X > 400) = 0,2265$

Si lognormale :  $\ln(X) \sim N(5.228, 0.84^2) \Rightarrow P(\ln(X) > \ln(400)) = 0,1817$

A17-  $P(X > 400) = P(Y > 387)$ ;  $\ln(Y) \sim N(5, 0.9^2) \Rightarrow P(\ln(Y) > \ln(387)) = 1 - 0,856 = 0,144$

A18-  $Y = F/A$ ;  $\ln(Y) \sim N(m_F - m_A, \sigma_F^2 + \sigma_A^2)$

A19- a)  $E[\Delta] = 0$ ;

b)  $\text{Var}(\Delta) = Q^2(\sigma^2 + \sigma^2 - 2\rho\sigma^2) = 2Q^2\sigma^2(1-\rho)$

c)  $P(|\Delta| > 5 \text{ cm}) = 2P(\Delta > 5 \text{ cm})$ ;  $\Delta \sim N(0,2 \cdot 5000^2 \cdot 0.001^2(1-0.9)) = N(0, 5)$ ;  $2P(\Delta > 5 \text{ cm}) = 0,025$

d)  $P(|\Delta| > 5 \text{ cm}) = 2P(\Delta > 5 \text{ cm})$ ;  $\Delta \sim N(0,2 \cdot 5000^2 \cdot 0.001^2(1-0.1)) = N(0,45)$ ;  $2P(\Delta > 5 \text{ cm}) = 0,456$

Comme on le voit, l'homogénéité plus grande du sol est un facteur très favorable à la stabilité.

$$e) E[|\Delta|] = 2 \int_0^{\infty} \frac{x}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-0.5(x^2/\sigma^2)} dx = \frac{2\sigma}{\sqrt{2\pi}} = 0,798\sigma$$

cas avec  $\rho = 0,9 \Rightarrow 1,78 \text{ cm}$

cas avec  $p = 0.1 \Rightarrow 5.35 \text{ cm}$

---

### B- estimation et intervalles de confiance

B1- a)  $\hat{p} \approx N(p, p(1-p)/n)$ ; Intervalle :  $\hat{p} \pm 1.96\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/\sqrt{100}} = [0.578, 0.762]$

b)  $1.96\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/\sqrt{n}} = 0,02 \Rightarrow n=2401$  (maximum atteint quand  $p=0.5$ )

B2- Pour  $\mu$

$$1 \pm t_{20} 0.2 / \sqrt{21} = 1 \pm 2,086 * 0.2 / \sqrt{21} = 1 \pm 0,091$$

$$\text{Pour } \sigma^2, [20 * 0.04 / \chi_{20;0.025}^2, 20 * 0.04 / \chi_{20;0.975}^2] = [20 * 0.04 / 34.17, 20 * 0.04 / 9.59] = [0.023, 0.0834]$$

$$\text{B3- } \hat{p} \pm 1.96\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/\sqrt{1000}} \Rightarrow 0.645 \pm 1.96(0.645 * 0.355 / 1000)^{0.5} = 0.645 \pm 0.030$$

B4- On construit l'intervalle pour  $E[X] = \mu = 1/\lambda$  autour de  $\bar{X}$ . Par le théorème central limite,

$$\bar{X} \sim N(1/\lambda, 1/(n\lambda^2)) \Rightarrow \frac{(\bar{X} - 1/\lambda)\sqrt{n}}{1/\lambda} \sim N(0,1) \Rightarrow (\lambda\bar{X} - 1)\sqrt{n} \sim N(0,1). \text{ L'intervalle pour } \lambda \text{ est donc : } \frac{1}{\bar{X}} \pm \frac{2.5758}{6\bar{X}}$$

B5- a)  $\hat{p} = 0.04$ ;  $V(\hat{p}) = (1-p)p/n$   $V(\hat{p}) \approx .04 * .96 / 1500 = 2.56 \times 10^{-5}$

$$\text{b) } p \in [0.4 - 1.96 \times 0.005, 0.4 + 1.96 \times 0.005] = [.039, .041]$$

B6- a)  $\bar{x} = 7970/31 = 257.1 \Rightarrow 257.1 \pm 1.96 \times 180 / (31)^{0.5} \Rightarrow [193.7, 320.5] \text{ m}^3/\text{s}$

b)  $s^2 = 1/30(1\ 120\ 000) = 37333 \Rightarrow s = 193.2 \Rightarrow \text{intervalle : } 257.1 \pm 2.04 \times 193.2 / (31)^{0.5} \Rightarrow [186.3, 327.9] \text{ m}^3/\text{s}$   
(note 2.04 est  $t_{30, \alpha/2=0.025}$ )

---

### C- Questions sur les tests

C1- On calcule  $Q = (10-9)^2/9 + (55-50.4)^2/50.4 + \dots = 1.32$ . On compare à une  $\chi_{4-0-1,0.05}^2 = 7.815$ . On ne peut pas rejeter  $H_0$ , donc la distribution proposée semble plausible.

C2- a)  $H_0 p=0.6$  vs  $H_1 p>0.6$ .

On rejette  $H_0$  si  $\frac{(\hat{p} - 0.6)\sqrt{1000}}{(0.4 * 0.6)^{1/2}} > 1.645$ . On calcule  $\frac{(\hat{p} - 0.6)\sqrt{1000}}{(0.4 * 0.6)^{1/2}} = 2,9$ , donc on rejette  $H_0$ .

b) D'une table  $N(0,1)$  on tire que le niveau  $\alpha$  correspondant à 2.9 est 0.0019.

C3-

a) Sous  $H_0$ ,  $\mu = 3.5$  on calcule  $(4.2 - 3.5) / (1.96/9)^{0.5} = 1.5 < 1.645 = Z_{0.05}$  Donc on ne peut pas rejeter  $H_0$ . On ne peut pas invalider l'affirmation du fabricant.

b) Sous  $H_1$ ,  $\mu = 3.8$ , On cherche  $P(\bar{X} > 1.645(1.96/9)^{0.5} + 3.5) = P(\frac{\bar{X} - 3.8}{(1.96/9)^{0.5}} > 1.645 + \frac{3.5 - 3.8}{(1.96/9)^{0.5}}) = P(Z > 1.0) = 0.1587$

c)  $n \geq (z_{0.05} + z_{0.10})^2 1.96 / (3.8 - 3.5)^2 = 186,6 \Rightarrow 187$  cigarettes

C4- a)  $H_0 \sigma_1^2 = \sigma_2^2$  vs  $H_1 \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ . On calcule  $\bar{x}_1 = 305$ ,  $\bar{x}_2 = 316$ ,  $s_1^2 = 102$ ,  $s_2^2 = 8$

$s_1^2/s_2^2 = 102/8 = 12,75 < F_{3,3,0.025} = 15,4$ . On ne peut rejeter l'hypothèse que les bétons aient la même variance. (Note : ici on utilise un test bilatéral car on n'a pas d'a priori sur les relations entre les variances).

b) On fait le test en supposant  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ . On test  $H_0 \mu_1 = \mu_2$  vs  $H_1 \mu_1 < \mu_2$

On calcule  $s_p^2 = (3s_1^2 + 3s_2^2) / (4+4-2) = 55$

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_p \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} = -2,10 \text{ à comparer à } t_{4+4-2; 0,05} = -1,942$$

Comme  $-2,10 < -1,942$ , on rejette  $H_0$ , donc le 2<sup>e</sup> béton est significativement plus résistant que le premier.

C5- a)  $P(\text{Rejeter } H_0 | H_0 \text{ est vraie}) = P(X_1 > 0,9 | X \sim U(0,1)) = 0,1$

b)  $P(\text{Rejeter } H_0 | H_1 \text{ vraie}) = P(X_1 > 0,9 | X \sim U(0,1.5)) = 0,6/1,5 = 0,4$

C6- a) On rejette  $H_0$  si  $\bar{X} < -1,645 * 5/3 + 50 = 47,25$

$P(\text{rejet}(H_0) | X \sim N(45,25)) = P(X < 47,25) = P(Z < (47,25 - 45) * 3/5) = P(Z < 1.35) = 0.91$

b)  $n \geq (z_{0,05} + z_{0,10})^2 * 25 / (45 - 50)^2 = (1,645 + 1,28)^2 = 8,6 \Rightarrow 9$

C7- Sous hypothèse d'indépendance, les fréquences théoriques sont :

	Revenu			
	Faible	Moyen	Élevé	Total
Succès	8	24	8	40
Faible	12	36	12	60
Moyen	10	30	10	50
Élevé	30	90	30	150

On calcule  $Q = 2,8 < \chi_{4,0,05}^2 = 9,49$ . On ne peut pas rejeter  $H_0$ .

C8- On calcule  $Q = 2,8 < \chi_{4-0-1;0,05}^2 = 7,81$ . On ne peut pas rejeter  $H_0$ .

C9- a)  $n = (z_{0,025} + z_{0,10})^2 \frac{\sigma^2}{(u_0 - u_1)^2} = (1,96 + 1,28)^2 * 4 / 1^2 = 42,04 \Rightarrow 43$

b)  $z_{\text{calculé}} = (65 - 64,3) * 43^{1/2} / 2 = 2,29 > z_{\text{table},0,025} = 1,96$ , donc on rejette  $H_0$ .

c) le seuil critique de rejet est  $64,3 + 1,96 * 2 / \sqrt{43} = 64,9$ . On cherche  $P(\bar{X} < 64,9 | \mu = 65) = P(Z < (64,9 - 65) * \sqrt{43} / 2) = P(Z < -0,3279) = 0,3715$

d) On veut  $P(\bar{X} > 65 | \mu = 64,3) = 0,025$ .  $P(Z > (65 - 64,3) * \sqrt{n} / 2) = 0,025 \Rightarrow > (65 - 64,3) * \sqrt{n} / 2 = 1,96 \Rightarrow n = 31,36 \Rightarrow 32$

C10- On calcule  $s_1^2 = 5,0$ ,  $s_2^2 = 3,9048$ . Le ratio  $s_1^2 / s_2^2 = 1,28 < F_{6,6;0,05} = 4,28$ . On accepte  $H_0$ .

C11- On a :  $22,72 / 14,91 = 1,52 < F_{9,9;0,05} = 3,18$ . On accepte  $H_0$ .

On calcule  $s_p^2 = (9 * 22,72 + 9 * 14,91) / 18 = (22,72 + 14,91) / 2 = 18,82$  et  $s_p = 4,34$ .

$H_0 : \mu_2 = \mu_1$  vs  $H_1 : \mu_2 \neq \mu_1$

$$z_{\text{calculé}} = \frac{55,72 - 50,29}{4,34 \left( \frac{1}{10} + \frac{1}{10} \right)^{0,5}} = 2,80 \quad t_{18;0,025} = 2,10$$

Comme  $2,8 > 2,1$ , on rejette  $H_0$  et l'on conclut que l'entreprise 2 fournit des tiges plus résistantes que l'entreprise 1.