

Exercices supplémentaires pour le 2^e 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^{ère} pompe a une durée de vie X suivant une loi exponentielle avec $\lambda = 1/2$. La 2^e 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 $N(4, 4)$.

a) 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?

b) Combien de temps, au plus, durent 95% des pannes majeures?

c) 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 χ^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

a) Calculez $P(2X < Y)$

b) Trouvez le 50^e 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 $\Sigma = \begin{bmatrix} 10 & 3 & 5 \\ 3 & 12 & 7 \\ 5 & 7 & 8 \end{bmatrix}$.

a) Quelle est la distribution de $W = X_1 + 2X_2 - X_3$?

b) On a observé $X_3 = 5$. Quelle est la distribution conditionnelle du couple aléatoire (X_1, X_2) ?

A12- La contrainte limite S (en 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 cm^2) suit une distribution lognormale avec paramètres logarithmiques $m_A = 2$ et $\sigma_A = 0.05$.

a) Trouvez la distribution de la force que peut supporter une tige $F = SA$, en supposant l'indépendance de S et de A

b) 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 , σ_X , σ_Y et $\rho_{X,Y}$.

Trouvez $E[C] = E[a(X+Y)^2]$ (exprimez la réponse en fonction de m_X , m_Y , σ_X , σ_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?

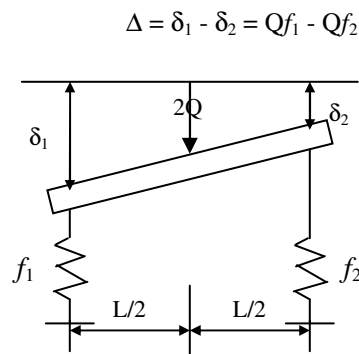
b) Dans le monde, il y a en moyenne un tremblement de terre par an ayant une magnitude supérieure à 6.1. Quelle est la probabilité qu'au cours d'une année il y ait au moins un tremblement de terre de magnitude supérieure à 7.7 ?

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 σ_F . L'aire A de la section de ces tiges suit aussi une distribution lognormale avec les paramètres logarithmiques m_A et σ_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 cm/kN) des deux fondations sont des variables aléatoires avec la même moyenne « m » et la même variance σ^2 et avec une covariance $\rho\sigma^2$, où ρ est le coefficient de corrélation (lié à l'homogénéité latérale du sol). Trouvez:

a) L'espérance de Δ .

b) La variance et l'écart-type de Δ .

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 μ et σ^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 λ 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 m^3/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 μ_X si l'on suppose que $\sigma = 180 \text{ m}^3/\text{sec}$?
 b) Même question en supposant σ 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 χ^2 permettant de vérifier si la distribution proposée est adéquate (niveau 5%).

Intervalle	[0, 1[[1, 2[[2, 3[[3, ∞ [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 α 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^e béton est effectivement supérieure à celle du 1^{er} (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 α 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			
Succès	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 (β) 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_3S (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 χ_{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 χ^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 μ

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

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

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

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 α 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^e 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 $\bar{X} < -1,645 * 5/3 + 50 = 47,25$

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

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.