Mode : valeur dominante apres discretisation de la variable quantitative
Sous forme de tableau de frequences : nombre de classe = 1+3,3 log (n)
limite de classe = (max-min)/nbre de classe

Mediane:valeur qui separe la distribution en deux groupe d'egale importance numerique :
nombre impair : (n+1)/2
nombre pair : ((n/2) + ((n/2)+1))/2

Variance : 13 ecart type : $sx = \sqrt{sx^2}$

Loi normale centrée réduite : $Z= (X-u)/\sigma$

Loi du X^2 :
si n > 40 et Fth >= 5 : $X^2= (Fobs-Fth)^2/Fth$
si 20<=n<40 et Fth > 5 : correction de continuité de YATES= $((Fobs-Fth)-0,5)^2)/Fth$
Si n < 20 methode de Fisher
Nombre de degrés de liberté : (C-1) x (L -1)

Exercice :

1/ Hypothese : Ho et H1
2/ Si Ho vrai, frequences théoriques sont :
Frequence observées

23	25	8	=56
46	28	25	=99
=69	=53	=33	=155

Frequences theoriques

25	19	19
44	34	21
=69	=53	=33

3/ conditions d'application
4/ Formule brute
5/ AN
6/Decision statistique
7/Decision biologique

Si présence de données pour former seulement un tableau :
nombre de ddl selon le tableau → X^2 dans les tables
risque alpha

Tableau avec seulement frequences theoriques :
nombre de ddl ? = n (apres rassemblement des valeurs < 5) – 1 (pour la somme) – 1 (pour la loi normale) (– 1 (a voir selon les conditions))
X^2 obs ? Nbre de ddl, alpha >>>> X^2 obs dans les tables puis comparaion avec X^2 calc dans l'énoncé

Test parametriques

	Echantillons = 2	Echantillons indépandants	Echantillons de grandes tailles (> 30)	Echantillon n=1	Echnatillon n > 2	Test
Moyenne	Oui	Oui	Oui			Z
	Oui	Oui	Non			t
	Oui	Non				t pour échantillons appariés
	Non			Oui		t comparaion à une norme
	Non			Non	Oui	ANOVA + test post hoc
Variance	Oui					F
	Non				Oui	Bartlett

Ne pas oublier de comparer alpha 3 obs avec le alpha 3 critique !!!

Les questions qu'ils faut se poser : population statistique, variable, nombre d'echantillon, effectif, echantillon independant, quel parametres ?

Shema type : alpha 3 critique, 1/ hypothese, 2/ test utilisé, 3/ si Ho est vraie... , 4/ regles de decision (si Fc > Falpha >> Ho rejetée..., 5/ calcul de FC, 6/ decision stat, 7/ decision bio

<u>Test Z :</u>

Ho : u1=u2 ; H1 : u1 different / > / < u2

Si test bilateral : $Z\alpha/2$; si unilateral : $Z\alpha$

Si Ho est vraie, la variable aléatoire Z associée à Zc, suit une loi normale centrée réduite : N(0,1)

Zc= 1

Exercice : pour trouver Z dans les tables il faut prendre (apha – 1) et le comparer avec les valeurs à l'interieure des tables. Le resultat donne une valeur comprises entre deux Z ; Donc Zx< Zc < Zy

<u>Test t :</u>

Ho : u1=u2 ; H1 : u1 different / > / < u2

Si test bilateral : $t\alpha/2$; si unilateral : $t\alpha$

Si Ho est vraie, la variable aléatoire t associée à tc, suit une loi de Student à (n1+1) + (n2+1) ddl

tc= 2

<u>Test t pour echantillons appariés :</u>

Ho : u1=u2 ; H1 : u1 different / > / < u2

Si test bilateral : $t\alpha/2$; si unilateral : $t\alpha$

Si Ho est vraie, la variable aléatoire t associée à tc, suit une loi de Student à (n-1) ddl tc= 3

Test t comparaison à une norme :

Ho : u1=u2 ; H1 : u1 different / > / < u2
Si test bilateral : $t\alpha/2$; si unilateral : $t\alpha$
Si Ho est vraie, la variable aléatoire t associée à tc, suit une loi de Student à (n-1) ddl
tc = 4 t= 5

Test F

Ho : u1=u2 ; H1 : u1 different / > / < u2
Si test bilateral : $F\alpha/2$; si unilateral : $F\alpha$
Si Ho est vraie, la variable aléatoire F associée à Fc, suit une loi de Fisher-Snedecor à (n1-1) et (n2-1) ddl
Fc = 6 avec le numérateur > dénominateur

Test de Bartlett

Ho: $\sigma1^2=\sigma2^2=\sigma3^2=...$; H1 : toutes les variances σ ne sont pas égales. Il existe au moins une des variances differentes des autres
Si Ho est vraie, la variable aléatoire B associé à la valeur calculée du test, suit approximativement une loi du X^2 à (k-1) ddl
B= 7 (voir si fournie) C= 8 (voir si fournie) Bc=B/C

Exercice :
Si valeur non fournies, faire tableau suivant:

echantillons	Variances : Sx^2	effectifs	ni-1	(ni-1). Sx^2
…	…	…	…	...

Test ANOVA unilateral

Ho : u1=u2=u3=u4... ; H1 : teoutes les moyennes u ne sont pas égales. Il existe au moins une moyennes differentes des autres
SCI inter= 9 SCE intra= 10 SCT = SCE + SCI
Nombre de ddl associés : pour SCI : vI = k – 1
pour SCE : vE= n – k

Variances associées aux dispersions : intra : VE = SCE/vE
inter : VI =SCI/vI
Si Ho est vraie, la variable aléatoire F associée à Fc suit une loi de Fisher Snedecor à v1 = k-1 et v2 = n-k ddl
Test F : VI/VE

Exercice :
Verifier l'equivariance (homogeinité des lots) avec Bartlett
Pour calculer SCI et SCE, faire tableau :

Echantillons	**Nj**	**Tj**	**Tj^2/nj**	**Σxij^2**
…	n	Σeffectifs		(Effectif 1)²+ (Effectif 2)²+

				(Effectif 3)²...
Σechantillons =	**Σn=**	**Σtj=**	**ΣTj²/nj**	**ΣΣxij²**

Test non parametriques

Echantillons = 2	Echantillon independant	Echnatillons > 2	Test
Oui	Oui		U de Wilcoxon – Mann Whitney
Oui	Non		Wilcoxon III (pas mis)
Non	oui	oui	Kruskal Wallis (pas mis)
Non	Non	Non	Analyse de Friedman

Test de Wilcoxon – Mann Whitney

Tres petits echantillons (n1 et n2 < 8) : voir exercice
Petits echantillons (n1 ou n2 > 8 ; n1 et n2 < 20) : 14 , ensuite meme principe que precedent
Grands echantillons (n1 ou n2 > 20) : 15 , la variable Z suit une loi normale N(0, 1)

Exercice : Tres petites echantillons

1/ N1 (4) = 6 7 8 12 >>>> 2 ; 3 ; 6 ; 6 ; 7 ; 8 ; 9 ; 12
N2 (4)= 2 3 6 9 >>>>

2/ U = 11
U1 = (2+0,5) +3 +3 +4 = 12,5 U1+U2=n1*n2
U2 = 0 +0 +0,5 +3 = 3,5

3/ Uobs = le plus petit = 3,5

4/ Tables avec n, U1 et U2. Test unilateral = lecture directe ; test bilateral = resultat * 2

5/ Si Ucalc < Uthé : Ho acceptée

Analyse de Friedman (ANOVA non applicable car échantillons appariés)

Ho : lkes echantillons appartiennent à la meme population statistique
H1 : Les echantillons n'appartiennet pas à la meme population statistique . Il existe au moins un echantillon significativement different des autres.

Ex : Examen

	I	II	III	IV
A	9	4	1	7
B	6	5	2	8

C	9	1	2	6

1/Affecter par valeurs croissantes un rang aux scores

	I	II	III	IV
A	4	2	1	3
B	3	2	1	4
C	4	1	2	3
Somme des rangs	11	5	4	10

Si Ho est vraie, la distribution des rangs à l'interieur de chaque colonne devrait etre une distribution aleatoire.

X^2r= 12

Si Ho est vrai et si les echantillons de grande taille, X^2r suit une loi de X^2 à k–1 ddl

Echantilons de gandes tailles :

K=3 et N >9 ; K= 4 et N > 4 ; k > 4

2/ Calcul de X^2r

3/ X^2r obs dans les tables

4/ Decision

Intervalle de confiance

Exemple : Grands echantillons

- Nombre moyen de ravages d'orignaux.

Données : reserve de 14500 km², parcelles de 60km², tirages au sort de 39 parcelles ; ravages observés : 159 ; orignaux observés:74

N=14500/60 = 242 parcelles fe=n/N=39/242=0,161 >>> % de la reserve testée

Variance Sx^2 = 7,757 Ravages par parcelles (X) = 159/39=4,077

Variance associé a la moyenne =$(Sx^2/n) . ((N-n)/N)$ = 0,1669

Ecart type associé à la moyenne (Sx) = 0,4085

Lire Zalpha/2 das la table de la loi normale centrée reduite.

Si alpha = 0,05 : Pr(X-($Z\alpha/2$. Sx) < u < X+(Zalpha/2 . Sx)) = 1 - alpha

Pr(4,077-(1,96 . 0,4085) < u < 4,077+(1,96 . 0,4085)) = 0,95

Pr (3,28<u<4,88) = 0,95

- Nombre total de ravage dans le parc

X= Nx = parcelles * nombre de ravages par parcelles = 242*4,077= 985,28

$v(X)= N^2 . (Sx^2/n) . ((N-n)/(N-1)) = 242^2 . (7,757/39) . (203/241)$ = 9811,58

$\sqrt{v(X)}$ = 99,05

pr(X – $Z\alpha/2$. $\sqrt{v(X)}$ < Xt < X + Zalpha/2) = 1- alpha

pr (985,28 – (1,96*99,05) < Xt < 985,28 + (1,96*99,05)) = 0,95

pr (791 < Xt < 1179) = 0,95