

Stats

Partie 6

I L'analyse de la variance sert dans la recherche et dvp et plein d'autres trucs. On l'appelle ANOVA parce que c'est plus court.

II Les logiciels modélisent tout seuls en gros. Mais l'ingénieur doit bien comprendre les modèles.

- La réponse suit un modèle linéaire additif

ex: Force sur une pomme \rightarrow bah oui, linéaire

nbre bactéries \rightarrow eh... bah c'est plutôt exponentiel \Rightarrow alors on prend log!

Si on teste une dose d'engrais on effect est positif ou négatif, mais

séparé

L'invariance de la variance: homosédasticité des variances conditionnelles

\Rightarrow le facteur doit influer la moyenne, mais JAMAIS

l'effet de variance unique: le site

Donc: Comment comparer plusieurs moyennes?

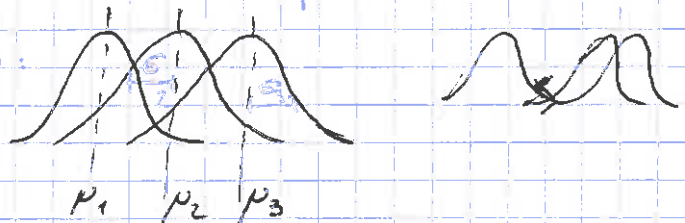
- existe-t-il une différence entre les moyennes? \rightarrow test ANOVA*
- lesquelles vont ensemble? constitué des groupes \rightarrow ppds

\rightarrow on procède à l'analyse des résidus: - normalité
- homosédasticité
- indépendance

* ANOVA

On peut retrouver des constitutions:

on s'intéresse à la comparaison de variance intergroupe et variance intra groupe.



Mais il faut $\sigma_2 = \sigma_3 = \sigma_1$ qu'on écrira alors $\sigma_e (= \sigma)$

\rightarrow test homosédasticité

Ensuite, on compare $\frac{\text{var. inter}}{\text{var. intra}} = F$

CT est une variance étudiée: $\frac{SCE}{ddl}$ c'est la case moyen

exemple: avec un facteur $x_{ij} = \mu + \alpha_i + \epsilon_{ij}$
Facteur étudié A, de a modalités et a moyennes

$A_1 \quad A_2 \quad \dots \quad A_i \quad \dots \quad A_a$

répét \downarrow

1
2
⋮
i
⋮
n

x_{ij}

$$CMA = \frac{SCE_A}{a-1}$$

$$SCE_A = \sum (\bar{x}_{i.} - \bar{x}_{..})^2$$

$$= \sum \frac{x_{ij}^2}{n} - \frac{(\sum x_{ij})^2}{N}$$

$$= \left(\frac{x_{1.}^2}{n} + \frac{x_{2.}^2}{n} + \dots + \frac{x_{a.}^2}{n} \right) - \frac{(\sum x_{ij})^2}{N}$$

c'est \ominus la terme de centrage.

NB: $X = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n x_{ij}$

$N = \sum_{i=1}^a n_{i.} = n \times a$

$\bar{x}_{.1}$	$\bar{x}_{.2}$	$\bar{x}_{.3}$	\dots	$\bar{x}_{.i}$	\dots	$\bar{x}_{.a}$	$\bar{x}_{..}$
$\frac{x_{1.}}{n}$	$\frac{x_{2.}}{n}$	\dots	$\frac{x_{i.}}{n}$	\dots	$\frac{x_{a.}}{n}$	μ	

La variation totale des éléments est due à la fluctuation naturelle (des pommes traitées par il y a pas égal) et la variation du traitement.

On écrit: $SCE_{tot} = SCE_A + SCE_e$

donc $SCE_{B^*} = SCE_{tot} - SCE_A$

or $SCE_{tot} = \sum x_{ij}^2 - C$

(par la comparaison chez les étudiants)

et $SCE_e = \sum (e_{ij} - \bar{e})^2 = \sum e_{ij}^2$ (car $\sum \frac{e_{ij}}{2} = 0$)

→ lorsqu'on a 2 facteurs (sans répétition) : $x_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + E_{ij}$

le tableau donne :

	B ₁	B ₂	... B _j	... B _b	sommes
A ₁	x ₁₁	x ₁₂ ...			x _{1.}
A ₂	x ₂₁				x _{2.}
⋮					
A _i					x _{i.}
⋮					
A _a					x _{a.}
⋮					
somme	x _{.1}	x _{.2}	... x _{.j}	... x _{.b}	X

alors $SCE_{tot} = SCE_A + SCE_B + SCE_e$
↑ variation totale ↑ entités Facteur A ↑ entités Facteur B ↑ interactions

$CM_A = \frac{SCE_A}{a-1}$

$CM_B = \frac{SCE_B}{b-1}$

$CM_e = \frac{SCE_e}{ddl_e}$

$SCE_A = \sum_{i=1}^a \frac{x_{i.}^2}{b} - C$

$SCE_B = \sum_{j=1}^b \frac{x_{.j}^2}{a} - C$

$SCE_{tot} = \sum_{i,j} x_{ij}^2 - C$

entités bien égales !

"Toujours penser à soustraire la somme des carrés moins terme de centrage."

→ Lorsqu'on a 2 facteurs (AVEC répét) : $x_{ijr} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha_i\beta_j + \epsilon_{ijr}$

on a $a \times b \times n$ unités stat ($n \rightarrow$ sub de répét)
 $a \times b$ traitements différents

	B_1	B_2	...	B_b
A_1	x_{111}			
	x_{112}			
	x_{113}			
	\vdots			
	x_{11n}			

etc X_{100}

alors $SCE_{TOT} = SCE_A + SCE_B + SCE_{AB} + SCE_e$

↑
 variation due aux interactions

Il y aura 3 test F à faire:

$X = \sum x_{ijr}$ $\frac{C_A}{C_{Te}}$ et $\frac{C_B}{C_{Te}}$ $\frac{C_{AB}}{C_{Te}}$
 $N = abn$

avec $C_A = \frac{SCE_A}{a-1}$ $C_B = \frac{SCE_B}{b-1}$

$C_{AB} = \frac{SCE_{AB}}{(a-1)(b-1)}$

$SCE_A = \sum_{i=1}^a \frac{X_{i..}^2}{bn} - C$

$SCE_B = \sum_{j=1}^b \frac{X_{.j.}^2}{an} - C$

$SCE_{TOT} = \sum \frac{x_{ijr}^2}{1} - C$

$SCE_{AB} = \sum \frac{X_{ij.}^2}{n} - SCE_A - SCE_B$

→ Avec 3 facteurs étudiés sans répét :

$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha_i\beta_j + \alpha_i\gamma_k + \beta_j\gamma_k + \epsilon_{ijk}$

(avec répét on ajoute $\alpha_i\beta_j\gamma_k$)

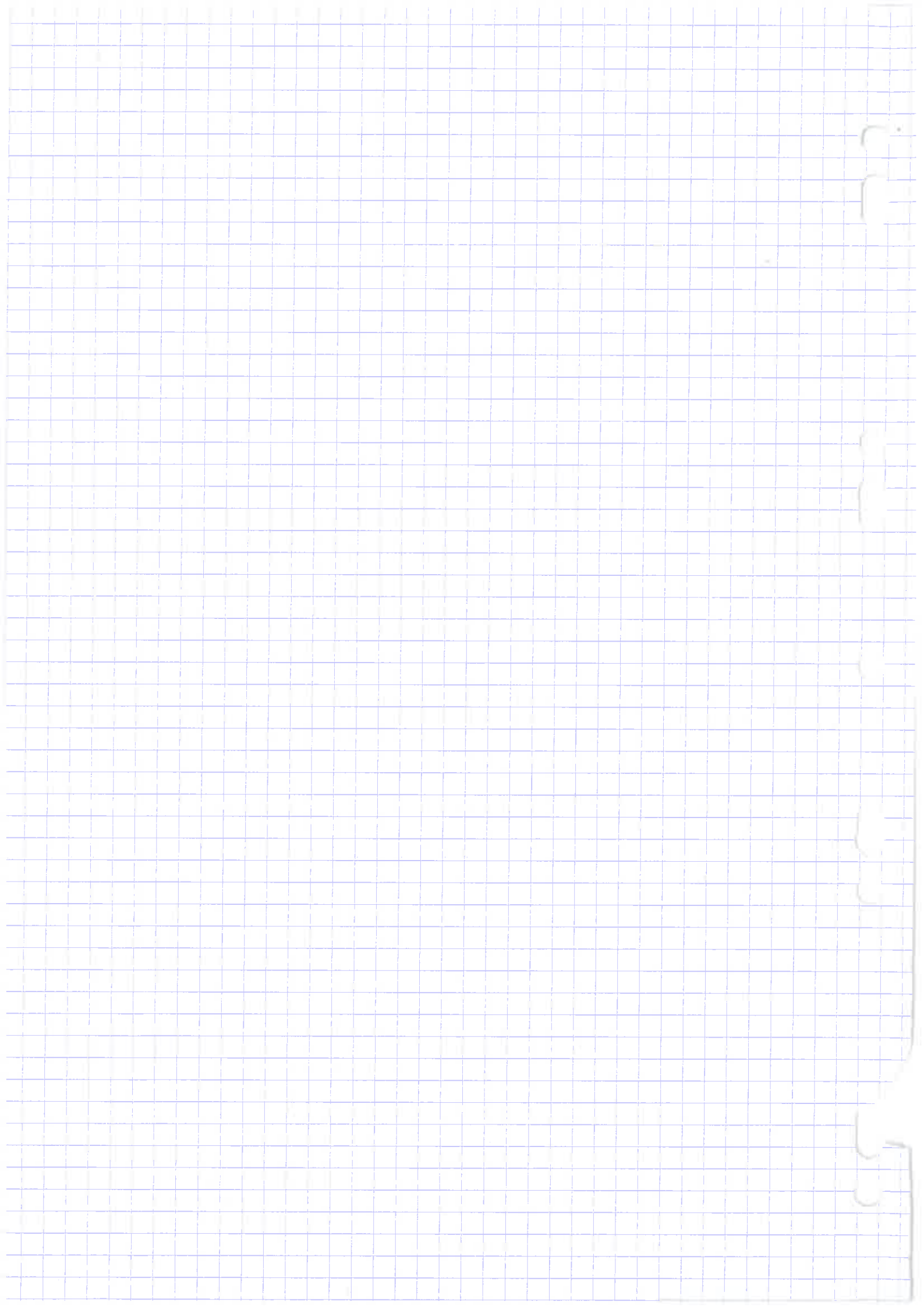
donc sans répét :

$SCE_c = \sum_{k=1}^c \frac{X_{..k}^2}{ab} - C$

$SCE_{AB} = \sum_{j,k} \frac{X_{.jk}^2}{a} - C - SCE_B - SCE_c$

$SCE_{TOT} = \sum_{ijk} x_{ijk}^2 - C$

$SCE_e = SCE_{TOT} - SCE_A - SCE_B - SCE_c - SCE_{AB} - SCE_{Ac} - SCE_{Bc}$



VI L'analyse des résidus

L'analyse de la variance permettant d'affirmer ou non des facteurs ou interactions.

Avant de procéder à cette analyse, il faut étudier des hypothèses :

exemple : l'erreur liée à une fluctuation doit garder le même ordre de grandeur.
Le CME doit être fiable

→ en fait, on vérifie des hypothèses sur les résidus.

Hypothèses à vérifier sur les résidus

1 → suivent une loi normale

2 → sont indpd des résidus

3 → présente une homoscédasticité sur les variances résiduelles

Normalité?

Reprenez :

1 facteur

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

↑ variance due au facteur A à la modalité i

← fluctuation naturelle

$$x_{ij} = \mu + (\bar{x}_i - \mu) + \varepsilon_{ij}$$

$$= x_{ij} + \mu + \bar{x}_i - \mu = \bar{x}_i - \varepsilon_{ij} \quad \text{soit } \varepsilon_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_i$$

et c'est logique : résidu = réel - impact des facteurs attendus

2 facteurs

sans interactions

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ijk}$$

$$x_{ijk} = \mu + (\bar{x}_i - \mu) + (\bar{x}_j - \mu) + \varepsilon_{ijk}$$

Ainsi $\varepsilon_{ijk} = x_{ijk} + \mu - \bar{x}_i - \bar{x}_j$

2 facteurs

avec interaction

$$\varepsilon_{ijk} = x_{ijk} - \bar{x}_{ij} \quad (\text{c'est aussi être valable})$$

Il y a autant de résidu que d'unités statistiques (cases du tableau)

On aura donc un tableau spécial résidus ! ouais ! !!

On étudie la normalité des résidus. L'histogramme nous sera donné (étudié en 1A)

Il faudra déterminer si il est normal :

- premier aperçu avec la courbe (en cloche et symétrique)
- approfondissement avec les coef. de Pearson β_1 et β_2 (donnés aussi car étudiés en 1A)

Les tests sur ces coef. donnent des p-values (données aussi)

On doit savoir conclure sur la p-value.

2) Indépendance

$$SCE_e = SC_e \text{ mais } \sum (e_i - \bar{e})^2 \text{ mais } \bar{e} = 0$$

" $SCE_e = SC_e$ est une propriété magique"

La fluctuation naturelle est elle bien indpd des cobayes?

- sur les animaux, on peut pas vérifier
- sur les parcelles, on peut vérifier avec une cartographie.

NB: les cobayes ont une forte tendance à se regrouper

Peut-on vérifier l'indépendance (pour les parcelles, par exemple)

Si la répartition des résidus semble aléatoire sur l'ensemble de la carte, alors RAS.

3) Homoscédasticité

On a 2 facteurs avec répétitions

Il y a autant de test d'homoscédasticité que de tests F dans l'ANOVA.

e_{111}	B_1	B_2	B_3	B_b	$\sigma^2_{1..}(E)$
e_{112}	A_1	$\sigma^2_{11.}(E)$			
e_{113}					
e_{114}					
e_{211}	A_2				$\sigma^2_{2..}(E)$
e_{212}					
e_{213}					
e_{214}					
e_{311}	A_3				$\sigma^2_{3..}(E)$
e_{312}					
e_{313}					
e_{314}					
e_{411}	A_4				$\sigma^2_{4..}(E)$
e_{412}		$\sigma^2_{..1}(E)$	$\sigma^2_{..2}(E)$	$\sigma^2_{..b}(E)$	
e_{413}					
e_{414}					

Les tests d'homoscédasticité sont de 2 sortes:

- χ^2 , unilatéral, plusieurs variances
- F bilatéral (si 2 variances à tester seulement)

Chaque variance résiduelle est la $SCE_{e_{i..}}$ divisé par $(n_{i..} - 1)$ (pour les lignes)

Exemple: exercice 3

Facteur A: appareils, 4 modalités $a=4$
 Facteur B: temps, 2 modalités $b=2$
 répétitions: $n=3$
 } 8 traitements donc 8 $\sigma^2(E)$

Pour A: + de 2 facteurs \rightarrow test χ^2 ddl = $a-1 = 3$

• B: 2 facteurs \rightarrow test F $F_{1,7} (11,11)$

• répét: + de 2 facteurs \rightarrow test χ^2 ddl = $8-1 = 7$

χ^2 \rightarrow Au moins une des variances résiduelles est plus grande que les autres? H_0 : toutes les σ sont = H_1

F $\rightarrow H_0 = \frac{\sigma^2_{i..}(E)}{\sigma^2_{..j}(E)}$ les variances sont différentes?

Pour χ^2_{calc}	V_j	V	$\frac{1}{V}$	$\sum \frac{1}{V_j}$
χ^2 A	$4-1=3$	$4 \times 5 = 20$	$\frac{1}{20}$	$\frac{4}{5}$
F calc B				
χ^2 AxB	$3-1=2$	$8 \times 2 = 16$	$\frac{1}{16}$	$\frac{8}{2}$

STAGE: faire tous les SCE α (1,2,3,4,5) etc et SCE.



ISARA - 2^{ème} année - STATISTIQUE

Exercices : Partie 6

Mme B. Bottollier-Lemallaz

ANALYSE DE LA VARIANCE

Pour chaque exercice vous préciserez le modèle mathématique et définirez les termes du modèle.

Exercice 1

On a réparti au hasard 15 cobayes en 3 lots afin de tester leur prise pondérale dans 3 situations de température d'environnement. Les gains de poids moyens au cours d'une même période sont exprimés en grammes, on admet que le gain de poids d'un animal suit une loi normale.

Moy 1 → 43,5
2 → 49,48
3 →

T1 (5°C)	T2 (15°C)	T3 (22°C)	
42.5	48.2	58.3	300
44.6	54.2	59.1	119
42.1	43.1	56.9	159,9
45.1	48.3	52.2	162,1
43.2	55.1	54.1	115,6
214,5	248,9	293,6	152,4
			≈ 747 X

moyenne → 49,8

- 1°) Décrivez le contexte de l'étude (modèle, nombre facteur étudié, identifier des facteurs contrôlés, nombre d'unité, nombre de traitement, sources des fluctuations naturelles ...)
- 2°) Vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité
- 3°) Réaliser l'analyse de la variance
- 4°) Comparer les moyennes et les grouper

Exercice 2

Le projet d'étude proposé a pour principal objectif d'évaluer les différences dans la composition de la flore mésophile aérobie (FAM) présente sur les poissons dans 5 étangs pour 2 saisons (été, hiver). Les étangs suivis sont situés dans des zones géographiques variées de la Dombes. Les sites sur lesquels les carpes ont été prélevées ont fait l'objet d'un suivi de la température de l'eau en continu.

Sur le terrain, dans chaque étang, 5 poissons ont été capturés au moyen de filets maillants de type araignée. Aussitôt après la capture, au laboratoire les poissons ont été tués, un prélèvement de mucus a été effectué par raclage avec une spatule en conditions aseptiques sur le côté gauche du poisson vivant : flanc et nageoires. Pour avoir une quantité suffisante, les 5 mucus des 5 poissons d'un même étang ont été déposés dans un même pot à prélèvement numéroté et pesé.

1°) D'après ce contexte donnez la listes des facteurs étudié (et leur nombre de modalités) et ceux mis sous contrôle. Proposer des facteurs non contrôlés responsables de l'erreur expérimentale.

2°) Les résultats ci dessous ont été obtenus.

2 facteurs → 2 tests d'homoscédasticité

Etang	Saison	FAM	ln
E1	Ete	1640000	14,310
E1	Hiver	1374000	14,139
E2	Ete	52200	10,863
E2	Hiver	15900	9,674
E3	Ete	156900	11,963
E3	Hiver	118000	11,678
E4	Ete	896000	13,406
E4	Hiver	325100	12,692
E5	Ete	268000	12,499
E5	Hiver	41600	10,636

saison → 2 modalités → test F
étang → 5 modalités → test χ^2

La variable FAM ne suit pas une loi normale car il s'agit du comptage de cellules qui se multiplient par scissiparité. Pour palier à cet inconvénient on va utiliser le LN (log népérien) du résultat avec une précision au 1/1000ème. Dans ce cas on a pu vérifier la normalité des résidus.

- Vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité (résultats au 1/100^{ème})
- Réaliser l'analyse de la variance (résultats au 1/100^{ème})
- Comparer et grouper les moyennes.

Exercice 3

Les résultats suivants, exprimés en μA , ont été obtenus en analysant par polarographie une substance herbicide à 2 températures différentes, avec 4 appareils de marques différentes et, à chaque fois avec 3 répétitions. On admet que la variable mesurée et la série des résidus suivent une loi normale.

	A1	A2	A3	A4
25° C	3.58	3.47	3.50	3.54
	3.53	3.44	3.48	3.57
	3.48	3.50	3.52	3.60
45° C	3.55	3.59	3.59	3.62
	3.56	3.55	3.58	3.63
	3.58	3.63	3.57	3.60

$\sum (e_i)^2$

1°) Vérifier toutes les hypothèses d'homoscédasticité. On donne déjà :

ECARTS-TYPES FACTEUR 1 = A

1 (A1)	2 (A2)	3 (A3)	4 (A4)
0,0331	0,0316	0,0141	?

KHI2 = ?

ECARTS-TYPES INTER F1*2 = A T

	1 (A1)	2 (A2)	3 (A3)	4 (A4)
1 (T1)	0,0500	0,0300	0,0200	0,0300
2 (T2)	0,0153	0,0400	0,0100	0,0153

KHI2 = 6.29

PROBA = .5079

2°) Réaliser l'analyse de la variance.

3°) Regrouper les moyennes, conclure

Exercice 4

Dans une expérience sur le rendement de vaches laitières, on a choisi 40 animaux aussi identiques que possible, et on les a répartis en 8 groupes (notés de 1 à 8) de 5 ; chaque groupe a été soumis à une alimentation différente. Les facteurs testés sont la nature de l'aliment (A1 : paille ; A2 : foin ; A3 : herbe, A4 : aliments ensilés) et la dose de l'aliment (D1 : dose forte ; D2 : dose faible). L'ensemble des mesures est rassemblé dans le tableau ci-après. On admettra que la variable étudiée suit une loi normale.

A1	A1	A2	A2	A3	A3	A4	A4
D1	D2	D1	D2	D1	D2	D1	D2
8	8	12	10	12	11	14	17
10	9	13	12	10	9	17	19
11	10	11	10	13	11	13	17
10	8	14	11	12	11	14	16
7	9	10	7	14	12	17	21

- 1°) Quel est le modèle associé à cette expérimentation ? Préciser chacun des termes du modèle.
- 2°) Combien de tests d'homoscédasticité doit on réaliser ? Préciser les critères statistiques et les ddl.
- 3°) On suppose que les hypothèses de normalité des résidus et d'homoscédasticité sont vérifiées. Construisez le tableau de l'ANOVA, posez les hypothèses et concluez au risque $\alpha = 0.05$
- 4°) Quel type d'alimentation et quelle dose proposeriez vous pour maximiser le rendement ?

Exercice 5

Les résultats suivants proviennent du dosage du C^{14} effectué à 3 dates différentes (i; ii; iii), considérées comme aléatoire, et dans 2 substances (a; b), associées chacune à 4 solvants (1; 2; 3; 4). On admettra que la variable étudiée suit une loi normale. Procéder à l'analyse de ces résultats au seuil de 5%.

subst. et solvant	date (i)	date (ii)	date (iii)
a1	15	16	16
b1	18	18	18
a2	15	16	14
b2	13	15	14
a3	17	19	15
b3	18	18	17
a4	17	17	13
b4	15	16	17

- 1°) Quel est le modèle associé à cette expérimentation ? Préciser chacun des termes du modèle.
- 2°) On suppose que les hypothèses de normalité des résidus et d'homoscédasticité sont vérifiées. Construisez le tableau de l'ANOVA, posez les hypothèses et concluez au risque $\alpha = 0.05$
- 3°) Identifiez les solvants équivalents.

4 solvants \rightarrow test χ^2
 2 substances \rightarrow test F
 3 dates \rightarrow test χ^2
 Pour les interactions \rightarrow toujours χ^2

Résidus
 4 solv \rightarrow 4 $\sigma^2(E)$
 2 subs \rightarrow 2 $\sigma^2(E)$
 3 dates \rightarrow 3 $\sigma^2(E)$
 } $df = 24$

solv x sub \Rightarrow 8 combinaisons $8\sigma^2(E)$
 solv x date \rightarrow 6 $\sigma^2(E)$
 subs x date \rightarrow 12 $\sigma^2(E)$

Pour χ^2 calc	$\frac{V_j}{n_j}$	$\sum V_j$	$\frac{1}{V}$	$\sum \frac{1}{V_j}$	ddl pour χ^2 théor
solv	$4 \cdot 1 = 4$	$4 \cdot 5 = 20$	$\frac{1}{20}$	$\frac{4}{5}$	3
subs	$12 \cdot 1 = 12$	$3 \cdot 4 = 12$	$\frac{1}{12}$	$\frac{3}{4}$	(11; 11)
dates	$8 \cdot 1 = 8$	$3 \cdot 4 = 12$	$\frac{1}{12}$	$\frac{3}{4}$	2
solv x subs	$3 \cdot 1 = 3$	$8 \cdot 2 = 16$	$\frac{1}{16}$	$\frac{8}{2}$	7
subs x date	$4 \cdot 1 = 4$	$6 \cdot 3 = 18$	$\frac{1}{18}$	$\frac{6}{3}$	5
solv x date	$2 \cdot 1 = 2$	$12 \cdot 1 = 12$	$\frac{1}{12}$	$\frac{12}{1}$	11

Examen- Mai 2010 (durée 1h)

Le tableau suivant reprend les rendements observés (x_{ij}), en tonnes par hectare, au cours d'un essai en blocs(*) aléatoires complets ($j = 1$ à 4) destiné à comparer six variétés de froment ($i = 1$ à 6) et définir la (les) plus rentable(s).

(*) Ici, on appelle « bloc » un « agriculteur » qui dispose de 6 parcelles pour réaliser cette expérimentation.

variétés	Blocs				somme
	Bloc 1	Bloc 2	Bloc 3	Bloc 4	
1	5.02	5.37	5.41	5.54	21.34
2	4.92	5.28	5.00	5.16	20.36
3	5.28	4.84	5.52	5.01	20.65
4	4.71	4.83	4.67	4.79	19.00
5	4.55	5.07	5.14	4.97	19.73
6	4.77	5.07	4.98	4.99	19.81
somme	29.25	30.46	30.72	30.46	120.89

On donne la somme des carrés des 24 valeurs = 610.5341

1°) (2 pts) Combien y a-t-il de facteurs ?de traitements ?d'unités statistiques ?.....

Ecrivez le modèle théorique supposé associé à l'étude, préciser la signification de chaque terme.

2°) (4 pts) A partir des éléments donnés ci-dessous, démontrer qu'on ne peut refuser l'homogénéité des variances résiduelles, vous conclurez à partir de l'encadrement des « p-value », posez les hypothèses soumises au test.

On donne pour les variétés : X^2 calculé = 8,315

On donne aussi :

Blocs	SCEe.j
1 (B1)	0,1655
2 (B2)	0,1710
3 (B3)	0,1505
4 (B4)	0,0652

3°) (2 pts) Que conclure à partir de ces résultats donnés par STATBOX ?

Beta 1 = 0,074	Prob. : 0,565
Beta 2 = 2,889	Prob. : 0,904

4°) (1 pt) En donnant le détail, calculez la valeur de $e_{4,3}$ (utiliser l'arrondi au 1/1000^{ème} pour les calculs intermédiaires):

Pour la suite on admettra que toutes les conditions portant sur les résidus sont respectées.

5°) (5 pts) Le(s) facteur(s) ont-ils des effets significatifs ? Hypothèses, conclusions et calculs au 1/1000^{ème}.

6°) (5 pts) A l'aide de la méthode de Newman Keuls, pour un risque d'erreur de 5%, constituer les groupes de variétés ? (calculs intermédiaires au 1/10000^{ème}).

7°) (1 pt) Conclusion de l'étude

Examen- Mai 2011

Exercice d'application (30 min) :

On vous propose d'apporter une réponse à la question posée : « Quelle orientation des ruches et quel type de pollen faut-il mettre à disposition des abeilles pour obtenir une quantité maximale de miel ? ».

Pour cela on dispose de 8 serres et de 24 ruches. On choisit 2 types d'orientation (O 1 et O 2) et 4 types de pollen (P 1 à P 4). Trois ruches sont disposées, selon une orientation définie, dans 1 serre à l'intérieur de laquelle on a disposé les fleurs artificielles en tissu remplies d'un type de pollen. On a utilisé des pelotes d'un pollen que l'on a enrichi avec une substance à tester pour former les 4 types de pollen. A la fin de l'expérimentation on mesure la quantité de miel produite dans chaque ruche.

- 1) Compléter les propositions suivantes à l'aide de nombres :

Cette étude est une étude àfacteurs étudiés avec.....répétitions. Il y atraitements à tester à répartir sur un total de unités expérimentales.

- 2) Les résultats des tests sur les coefficients de Pearson sont résumés dans le tableau suivant :

coefficient	p-value	Formuler les hypothèses et la conclusion relative au résultat de bêta 2 uniquement
Beta 1	0,806	
Beta 2	0,45	

- 3) Les résultats des tests du χ^2 de l'étude sont résumés dans le tableau suivant :

	χ^2 calculé	Quelles sont les hypothèses et la conclusion par rapport au résultat de O*P pour $\alpha = 0,05$? Justifier.
O	1,917	
P	1,723	
O*P	2,8	

- 4) Citez les 3 hypothèses qui ont du être validées pour pouvoir réaliser une ANOVA.
 5) Etablissez le tableau de l'ANOVA. Hypothèses et conclusions pour alpha = 5%.

On donne :

somme des répétitions	O 1	O2
P 1	67	97
P 2	37	106
P 3	73	106
P 4	69	101

Somme des carrés de toutes les valeurs = 19492

Somme de toutes les valeurs = 656

- 6) Mettez en œuvre une méthode statistique qui permette de répondre à la question posée au début de l'étude pour un risque d'erreur de 5%. Conclusion.

Excel

→ Options, → compléments → Atteindre → Analyse Tool pack

Puis → Données → Utilitaire d'analyse

Saisir le tableau sous forme

Selectionner le tableau

puis → Utilitaire d'analyse

	D1	D2
A1		
A1		
A1		
A1		
A1		
A2		
A2		
A2		
A2		
A2		

↓ ↓

Ecart type des résidus :

Ecart-types facteur 1 = T		Ecart-types facteur 2 = A		Ecart-types inter f1*2 = T * A				
E.T.		E.T.		E.T.				
1 (T2S)	0,029	1 (A1)	0,093	1 (T2S)	0,090	0,090	0,020	0,090
2 (T4S)	0,020	2 (A2)	0,032	2 (T4S)	0,015	0,040	0,010	0,0150
$kh^2 = 1,539$ Prob. = 0,212		3 (A3)	0,014	$kh^2 = 6,285$ Prob. = 0,5079		$kh^2 = 14,1$		
$x^{*0,95(t)} = 3,84$		4 (A4)	0,021	$kh^2 = 3,728$ Prob. = 0,29182		$x^{*0,95(t)} = 7,81$		

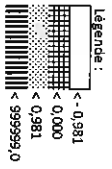
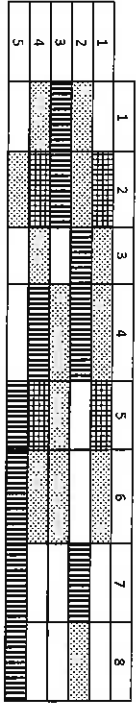
EXERCICE 4
Histogramme des résidus :

8	504	504	501
7	304	202	303
6	104	206	101
5	306	508	203
4	506	207	208
3	305	205	401
2	406	107	301
1	408	307	402
			505
			407
			507
			503
			404

Résidus suspects (méthode de GRUBBS) :
Aucun résidu suspect

Indices de normalité (coefficients de K PEARSON) :
Beta 1 = 0,004 Prob. : 0,868 → on dirait symétrique oui
Beta 2 = 2,236 Prob. : 0,297 → proba à 5% dans ou garde la mesure car ça n'a pas de sens MAIS

Cartographie des résidus :



Ecart type des résidus :		Ecart-types facteur 1 = A		Ecart-types facteur 2 = D		Ecart-types inter f1*2 = A * D					
E.T.		E.T.		E.T.		E.T.					
1 (A1)	1,229	1 (D1)	1,515	1 (A1)	1,643	0,837	1 (D1)	2 (D2)	1 (A1)	1,643	0,837
2 (A2)	1,633	2 (D2)	1,407	2 (A2)	1,581	1,871	2 (A2)	1,581	1,871	1,871	1,871
3 (A3)	1,229	$kh^2 = 0,101$ Prob. = 0,74887		3 (A3)	1,483	1,095	3 (A3)	1,483	1,095	1,095	1,095
4 (A4)	1,836	4 (A4)	1,836	4 (A4)	1,871	2,000	4 (A4)	1,871	2,000	2,000	2,000
$kh^2 = 2,091$ Prob. = 0,55739		$x^{*0,95(t)} = 7,81$		$kh^2 = 3,781$ Prob. = 0,80603		$x^{*0,95(t)} = 14,1$					

Exercices

Moyennes facteur 1 = Sub		Moyennes inter f1*2 = Sub * Sol				
Moyenne		Moyenne				
1 (sub a)	15,833	1 (sol 1)	15,667	15,000	17,000	15,667
2 (sub b)	16,417	2 (sol 2)	18,000	14,000	14,000	17,667

Moyennes facteur 2 = Sol		Moyennes inter f2*3 = Sol * D				
Moyenne		Moyenne				
1 (sol 1)	16,833	1 (d1)	16,500	17,000	17,000	17,000
2 (sol 2)	14,500	2 (sol 2)	14,000	14,000	14,000	14,000
3 (sol 3)	17,333	3 (sol 3)	17,500	18,500	18,500	16,000
4 (sol 4)	15,833	4 (sol 4)	16,000	16,500	16,500	15,000

Moyennes facteur 3 = D		Moyennes inter f1*3 = Sub * D				
Moyenne		Moyenne				
1 (d1)	16,000	1 (sub a)	16,000	17,000	14,500	16,500
2 (d2)	16,875	2 (d2)	16,875	16,000	16,750	16,500
3 (d3)	15,500	3 (d3)	15,500	16,000	16,500	16,500

Indices de normalité (coefficients de K PEARSON) :

Symétrie (valeur idéale théorique = 0) : Beta 1 = 0,000 Prob. : 1,000
Aplatissement (valeur idéale théorique = 3) : Beta 2 = 2,330 Prob. : 0,466

Résidus suspects (méthode de GRUBBS) :
Aucun résidu suspect

Effectifs	1	2	3	4	5	6	7	8
Bornes	-1,12	-0,56	0,0	0,56	1,12	1,68	2,24	2,80

Ecart type des résidus :

Ecart-types facteur 1 = Sub		Ecart-types inter f1*2 = Sub * Sol					
E.T.		E.T.					
1 (sub a)	0,600	1 (sol 1)	0,781	0,361	0,439	1,023	
2 (sub b)	0,600	2 (sol 2)	0,781	0,361	0,439	1,023	
$kh^2 = 0,000$ Prob. = 0,999		$kh^2 = 4,447$ Prob. = 0,7289					

Ecart-types facteur 2 = Sol		Ecart-types inter f2*3 = Sol * D					
E.T.		E.T.					
1 (sol 1)	0,698	1 (d1)	0,884	0,354	1,237	0,235	
2 (sol 2)	0,323	2 (sol 2)	0,295	0,589	0,589	0,235	
3 (sol 3)	0,393	3 (sol 3)	0,648	0,589	0,589	0,235	
4 (sol 4)	0,915	4 (sol 4)	1,237	0,354	1,591	0,235	
$kh^2 = 6,093$ Prob. = 0,10545		$kh^2 = 8,205$ Prob. = 0,696					

Ecart-types facteur 3 = D		Ecart-types inter f1*3 = Sub * D					
E.T.		E.T.					
1 (d1)	0,635	1 (sub a)	0,685	0,397	0,832	0,832	
2 (d2)	0,367	2 (sub b)	0,685	0,397	0,832	0,832	
3 (d3)	0,770	$kh^2 = 2,698$ Prob. = 0,74888					
$kh^2 = 3,343$ Prob. = 0,28574							

ANALYSE DE LA VARIANCE

Exercice 1

Indice de normalité (coefficients de K. PEARSON) :

BETA 1 = 0,05 PROBA = 0,6858
BETA 2 = 2,81 PROBA = 0,8668

Histogramme des résidus :

5	403	302
4	301	402
3	303	502
2	503	101
1	102	501
		201
		103

Cartographie des résidus :



Résidus suspects (méthode de GRUBBS) :
Aucun résidu suspect

Exercice 2

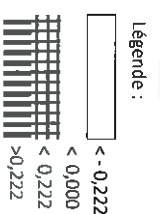
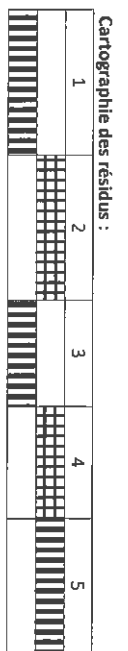
Résidus suspects (méthode de GRUBBS) :
Aucun résidu suspect

Histogramme des résidus :

3	110	108
2	105	104
1	109	106
		101
		103

Indice de normalité (coefficients de K. PEARSON) :
Beta 1 = 0,0000 Prob. : 1,000
Beta 2 = 1,724 Prob. : 0,339

Handwritten notes:
- "c'est à peu près symétrique" (with arrow to histogram)
- "à infime près, les théorèmes ci-dessus."
- "Régularité de GRUBBS"
- "si on a une valeur extrême et Pearson la mesure fait confiance"
- "symétrique mais pas en cloche distribution en U"
- "sur même temps, avec seulement 10 valeurs, c'est moyen en représentation"
- "B₁ ≈ 0 et si on rejette → 100% chance de se tromper"
- "B = 0? si on dit non, on a 33% chance de se tromper"
- "⇒ méso-curtique"



Ecarts-types facteur 1 = E

E.T.	
1 (E1)	0,515
2 (E2)	0,200
3 (E3)	0,439
4 (E4)	0,077
5 (E5)	0,577

Chi² = 2,763 Prob. = 0,60121
K^{0,95(4)} = 9,49

Ecarts-types facteur 2 = S

E.T.	
1 (E1)	0,347
2 (E2)	0,347

Chi² = 0,000 Prob. = 0,99
K^{0,95(1)} = 3,84

Exercice 3

Indice de normalité (coefficients de K. PEARSON) :
Beta 1 = 0,000 Prob. : 1,000
Beta 2 = 2,725 Prob. : 0,765

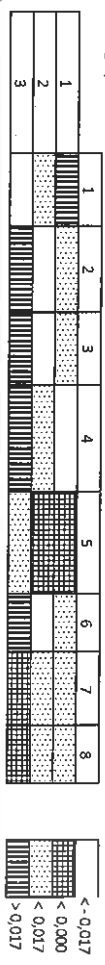
Résidus suspects (méthode de GRUBBS) :
Aucun résidu suspect

Histogramme des résidus :

11	107
10	307
9	203
8	103
7	301
6	303
5	105
4	302
3	102
2	305
1	101
	205
	202
	204
	206
	201

Handwritten notes:
- "B₁ ≈ 0 [...] → symétrique"
- "B₂, 76% de chance de se tromper en rejetant H₀"
- "⇒ méso-curtique"
- "⇒ Normalité"

Cartographie des résidus :



Stats - Part 6 Exercices

Exercice 1 → Bartlett
→ à partir de qd au travail ln?

1) Contexte de l'étude : Modèle à 1 facteur
3 modalités | 3 traitements
5 répétitions → 15 unités d'expérience
Réponse mesurée : gain de poids

2) Test d'homoscédasticité... (= analyse des résidus?)
→ invariance des variances

Bref, on va faire ça au feeling hein

Données:

	T1	T2	T3
	42,5	48,2	53,3
	44,6	54,2	59,1
	42,1	43,1	56,9
	45,1	48,3	52,2
	43,2	55,1	54,1

sommes → 217,5 + 248,9 + 280,6 = 747

$$C = \frac{(\text{somme de tout})^2}{\text{effectif}}$$

$$C = \frac{747^2}{15} = 37\,200,6$$

*1 ddl_{fac} - ddl_{res}

3) * ANOVA (étude du facteur "fac")

Sources de variation	SCE	ddl	CM	F _{calc}	F _{théo} *2
facteur "fac"	398,164 ①	2 ②	199,082 ③	④ 17,36	3,93
résidus	137,656 ⑤	12 * 1 ⑥	11,471 ⑦		
TOTAL	535,82 ⑧	15 ⑨			

$$\textcircled{1} SCE_{\text{fac}} = \left(\frac{(\sum \text{modalité 1})^2}{\text{effectif}} + \frac{(\sum \text{modalité 2})^2}{\text{effectif}} + \frac{(\sum \text{modalité 3})^2}{\text{effectif}} \right) - C$$

$$SCE_{\text{fac}} = \left(\frac{217,5^2}{5} + \frac{248,9^2}{5} + \frac{280,6^2}{5} \right) - 37\,200,6$$

$$SCE_{\text{fac}} = 398,164$$

$$\textcircled{2} \text{ddl}_{\text{fac}} = \text{nb modalités} - 1$$

$$\textcircled{3} \text{CM} = \frac{\text{SCE}}{\text{ddl}} = \frac{398,164}{2} = 199,082$$

④ ces données se retrouvent par différence "total - facteur"

$$\textcircled{5} \text{CM} = \frac{\text{SCE}}{\text{ddl}}$$

$$\textcircled{6} \sum (\text{chaque résultat}^2) - C = SCE_{\text{tot}} = 377\,36,42 - 37\,200,6 = 535,82$$

$$\textcircled{7} \text{nb unités stat} - 1 = \text{ddl}_{\text{tot}}$$

$$\textcircled{8} F_{\text{calc}} = \frac{\text{CM}_{\text{fac}}}{\text{CM}_{\text{e}}} = \frac{199,082}{11,471} = 17,35$$

*2 $F_{1-\alpha} \left(\frac{\text{ddl}_{\text{fac}}}{\text{ddl}_{\text{e}}} \right)$

* Avant l'ANOVA, faut faire l'analyse des résidus (cf. verso)

Analyse des résidus (antérieurement à ANOVA)

- ↳ Histogramme → oui, cloche + symétrique (= normal peut-être)
- ↳ Coef. de Pearson → $\beta_1 \approx 0$ (= symétrique) (= mésocurtique)
- ↳ Cartographie → useless

→ on a une loi normale

TEST BARTLETT

$$\chi^2_{\text{cal}} = \left(\frac{33026}{C} \right) \times \left[v \log \dots \right]$$

Tableau des résidus

Moyenne: 49,8

NON → on utilise les résidus moyennes de modalité!

		7,3	-1,6	-2,5			
		5,2	-4,4	-9,3			
		7,7	6,7	-7,1			
		4,7	1,5	-2,4			
		6,6	-5,3	-4,5			
Ech	T ₁	5	6,82	4	1,705	0,25	0,9269
	T ₂	5	37,148	4	24,287	0,25	5,5415
	T ₃	5	33,688	4	8,422	0,25	3,7017

Sommes:

(12)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{SCE}{v} = \frac{12}{14} = \frac{1}{1,1667}$$

$\frac{1}{v}$	$v \log \hat{\sigma}^2$
0,25	0,9269
0,25	5,5415
0,25	3,7017
0,75	10,1701

4) PPDS

$$ppds = t_1 \times \frac{\alpha}{2} \sqrt{\frac{CM_e}{n_i} \times 2}$$

$$ppds = 2,179 \sqrt{\frac{11,471}{15} \times 2}$$

$$ppds = 4,667$$

Moyennes et effectifs:

$$T_1 = 435$$

$$T_2 = 49,78$$

$$T_3 = 56,12$$

* DONC $C = 1 + \frac{1}{3 \times (3-1)} \times \left(0,25 - \frac{1}{12} \right) = 1,11$

v = 17

nb éch.

$$\chi^2 = \frac{23026}{C} \times \left[v \times \log \hat{\sigma}^2 \right]$$

Exercice 3

① Contexte = modèle : $x_{ijr} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha_i\beta_j + e_{ijr}$

2 Facteurs \rightarrow machine 4 modalités
 \rightarrow température, 2 modalités \rightarrow 8 traitements
à 3 répétitions
24 unités statistiques

② Résidus

\rightarrow histogramme \rightarrow symétrique en cloche

\rightarrow coef. de Pearson $\rightarrow \beta \approx 0 \rightarrow$ symétrique

\rightarrow Bartlett $\rightarrow \beta \approx 3 \rightarrow$ mésocourbe

\rightarrow cartographie intelligente

0,025825

modalité	n_j	m_j	SCE
25°C	12	3,5475	0,025
45°C	12	3,5875	0,008825

Tableau résidus		$e = x_{ijr} - \bar{x}_{ij}$				
		A1	A2	A3	A4	\bar{x}_{ij}
25°C		3,53	3,47	3,5	3,57	
45°C		3,56	3,53	3,58	3,62	
	A1	A2	A3	A4		
25°C	0,05	0	0	0,03		
	0	0,03	0,02	0,0		
	0,05	0,03	0,02	0,03		
	0,01	0	0,01	0		
45°C	0	0,04	0	0,01		
	0,02	0,04	0,01	0,02		

\rightarrow tout ça ça sert à rien, on compare les χ^2 qu'on nous donne

$$C = \frac{85,26^2}{24} = 302,88615$$

③ → ANOVA

source	SCE	ddl	CM	F _{calc}	F _{crités} = 0,95
Totale	0,064	23	0,0027		
facteur T	0,029	1	0,029	36,25	4,49
facteur A	0,012	3	0,00406	5,075	3,24
facteur AT	0,009	3	0,003	,	3,24
résidu	0,014	16	0,0008		

$$① SCE_T = \left(\frac{-178,1}{12} + \frac{1853}{12} \right) - C = 148,4 + 154,44 - C = 0,029$$

$$② SCE_A = \left(\frac{452,83}{6} + \frac{448,53}{6} + \frac{451,14}{6} + \frac{464,83}{6} \right) - C = 0,01218$$

$$③ SCE_{AT} = \left(\frac{10,53^2}{3} + \frac{10,61^2}{3} + \frac{10,5^2}{3} + \frac{10,71^2}{3} + \frac{10,69^2}{3} + \frac{10,77^2}{3} + \frac{10,74^2}{3} + \frac{10,85^2}{3} \right) \frac{1}{3} - C$$

$$= 308,8034 \frac{1}{3} - C$$

$$④ SCE_{tot} = 302,8502 - C = 0,06405$$

④ → PPDS

- 25°C moyenne = 3,5175
- 45°C moyenne = 3,5875
- A1 = 3,55
- A2 = 3,53
- A3 = 3,54
- A4 = 3,59

$$PPDS_T = 1,746 \times \sqrt{\frac{0,0008}{12} \times 2}$$

$$= 0,02016$$

$$PPDS_A = 1,746 \times \sqrt{\frac{0,0008}{6} \times 2}$$

$$= 0,028$$

0,03 > 0,02 les T ne sont pas du m^e groupe

A1 | A
 A2 | A
 A3 | A
 A4 | B

Etude de 1 Facteur (plusieurs modalités, plusieurs parcelles)

modalités
 A_1
 A_2
 \vdots
 A_i
 \vdots
 A_a

← parcelles →

→ pour 1 modalité ça varie selon les parcelles (fluctuations naturelles)

$$F_{\text{calc}} = \frac{CM_a(\text{inter})}{CM_e(\text{intra})} > 1 ?$$

↑
 si oui, y a quelque chose à comprendre

Ex 1 15 lobayes qui sont exposé à 3 T° différentes pr tester leur prise pondérale.

Contexte d'étude :
 Nb facteur(s) → 1 (T°)
 modalité → 3
 Traitement → 3
 Unité expérience → 15
 Réponse mesurée → gain de poids

Ex 2 Nb facteurs → 2 (saison, étang)
 Modalités → saison : 2 / étang : 5
 Traitement → 2 x 5 = 10
 Unité expéim. → 10 (chacune de mucus comulé de 5 poissons)
 Réponse mesurée → FAM, flore aérobie mésophile

Ex 3 Nb facteurs → 2 (T° et appareil)
 → 2 T° et 4 appareils
 → 8
 → 8 x 3 = 24
 → micro ampère

Ex 4 (paire)

Ex 5 (24 min)
 Nb facteurs → 3
 2(), 4(), 3()
 Traitement → 2 x 4 x 3 = 24
 Unité expé → 24

Ex 1

cas de $\alpha_i = \mu + E_{ij}$

$CM = \text{coste moyen} = \frac{SCE}{ddl} = \frac{12(41-3)}{12}$

Sommaires de variations ↓	SCE	ddl	CM	Fcalc
Facteur A	SCE_A	$a-1$	CM_A	$\frac{CM_A}{CM_e} = F_{calc} \rightarrow 17,355$
résiduelle	SCE_e	ddl_e	CM_e	
totale	$= SCE_{tot} = N-1$			

$F_{1-\alpha} (a-1; ddl_e) = 3,89$

On pose $H_0 = \frac{CM_A}{CM_e} = 1$
 $H_1 = \frac{CM_A}{CM_e} > 1$

On garde $H_0 \rightarrow$ on a pas pu prouver d'effet de l'acteur (29 min)
 On prend $H_1 \rightarrow$ on a prouvé un effet de l'acteur.

Ex 2

$\Delta \theta$	SCE	ddl	CM	Fcalc
Facteur A	SCE_A	$a-1$	CM_A	$F_A = \frac{CM_A}{CM_e} \rightarrow 13,452$
Facteur B	SCE_B	$b-1$	CM_B	$F_B = \frac{CM_B}{CM_e} \rightarrow 3,521$
résiduel	SCE_e	ddl_e	CM_e	
Tot	$= SCE_{tot} = N-1$			

32 min 20

$H_0 = \frac{CM_A}{CM_e} = 1$ et $H_0 = \frac{CM_B}{CM_e} = 1$

$H_1 = " > 1$ et $H_1 = " = 1$

$F_{1-\alpha} ((a-1); ddl_e)$ ($F_{1-\alpha} (b-1; ddl_e)$)

Ex 3

$\Delta \theta$	SCE	ddl	CM	Fcalc
fact A	SCE_A	$a-1$	CM_A	$F_A = \frac{CM_A}{CM_B} \rightarrow 34,252$
fact B	SCE_B	$b-1$	CM_B	$F_B = \frac{CM_B}{CM_e} \rightarrow 5,308$
interact. AB	SCE_{AB}	$(a-1)(b-1)$	CM_{AB}	$F_{AB} = \frac{CM_{AB}}{CM_e} \rightarrow 2,615$
résiduel	SCE_e	ddl_e	CM_e	

F théoriques $\rightarrow T \rightarrow 4,49$
 $\rightarrow A \rightarrow 3,24$
 $\rightarrow A \times T \rightarrow 3,24$

Ex 4

subst	1,947	3,93
solv	2,105	4,26
date	2,337	5,14
subst x solv	2,137	4,26
subst x date	2,305	5,14
solv x date		

- ① → on comprend le modèle
- ② → on calcule l'erreur expérimentale CM_e en étudiant les résidus (normalité, indépendance, homosédasticité)
Si l'erreur expé est "régulière", on peut faire une ~~est~~ estimation de CM_e commun $\hat{\sigma}_e^2 = CM_e$

③ → ANOVA, on fait un test global

④ → ppds* = méthode de regroup^{nt} des moyennes →

$$ppds = t_{1-\alpha} (v) \sqrt{CM_e \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}} \right)}$$

Dans les modalités, quelles sont celles qui donnent des résultats proches et quelles sont celles qui se démarquent

par exemple: on a k moyennes

- on les range par ordre croissant
- CM_e est donné avec ANOVA
- n_i correspond à l'effectif (nombre de valeurs utilisées pour calculer) m_i
- $n_{i'}$ correspond à l'effectif $m_{i'}$

on étudie les moyennes 2 par 2

$H_0: \mu_i = \mu_{i'}$
 $H_1: \mu_i \neq \mu_{i'}$

si $|m_i - m_{i'}| < ppds$ alors m_i et $m_{i'}$ sont du même groupe
si $|m_i - m_{i'}| > ppds$ alors m_i et $m_{i'}$ sont de diff. groupe

Exercices exemples

Ex 1 ANOVA: p-value du facteur $T^o = 0,000 \rightarrow$ effet facteur T^o
 $CM_e = 11,471$ ddle = 12

	T_1	T_2	T_3
m_i	43,5	49,78	56,12
n_i	5	5	5

→ les moyennes sont déjà dans l'ordre croissant

$t_{0,975}(12) = 2,179$

$ppds = 2,179 \sqrt{11,471 \left(\frac{1}{5} + \frac{1}{5} \right)} = 4,668$

$|49,78 - 43,5| = 6,28 > 4,668 \rightarrow T_1$ et T_2 sont pas du même groupe

$|56,12 - 49,78| = 6,34 > 4,668 \rightarrow T_2$ et T_3 sont pas du même groupe

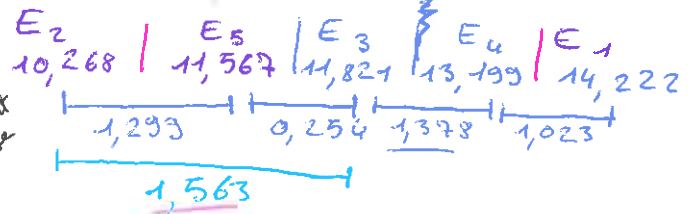
↓
 T_1 et T_3
n pas la peine d'essayer!

→ Gain de poids optimal à 22°C
minimal à 5°C

* il existe plein d'autres méthodes, cf l'année prochaine

Ex 2 On étudie les facteurs étang (p value = 0,007) saison (p value = 0,044)
 $CM_e = 0,241$ ddle = 4 $t_{0,975}(4) = 2,776$
 $ppds = 2,776 \sqrt{0,241 \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right)} = 1,363$

→ ON TRIE LES MOYENNES :
 l'effectif n_j est à chaque fois 2.



Voilà comment on schématise

↳ E_2 et E_5 du 1^{er} groupe
 E_5 et E_3 du 2^{ème} groupe
 Mais E_2 et E_3 pas au 1^{er} groupe

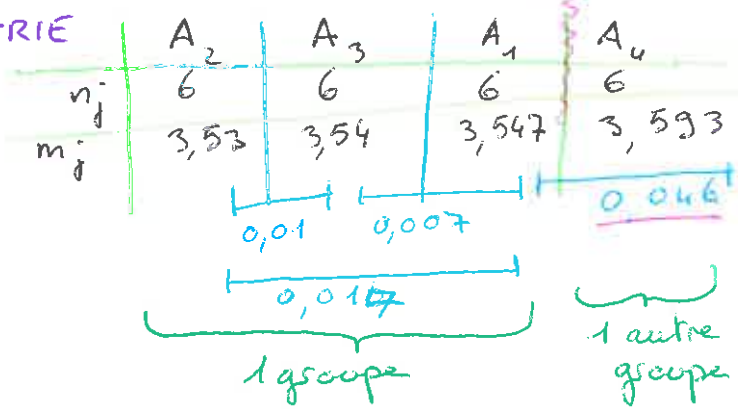
	groupes	
E_2	A	
E_5	A	B
E_3		B
E_4		C
E_1		C

⇒ Si on veut le - de flore possible on prend E_2 ou E_5 (mais surtt E_2)
 Si on veut le + de flore possible on prend E_4 ou E_1

Ex 3 facteur T → p value = 0,000 effet fact T ← 2 moy
 facteur A → p value = 0,009 effet fact A ← 4 moy
 facteur A x T - p value = 0,086 pas d'effet d'interaction
 on peut calculer $t_{calc} = 5,852$

$CM_e = 0,0008583$ ddle = 16 $t_{0,975}(16) = 2,12$
 $ppds = 2,12 \sqrt{\frac{0,0008583 \times 2}{6}} = 0,039$

→ ON TRIE



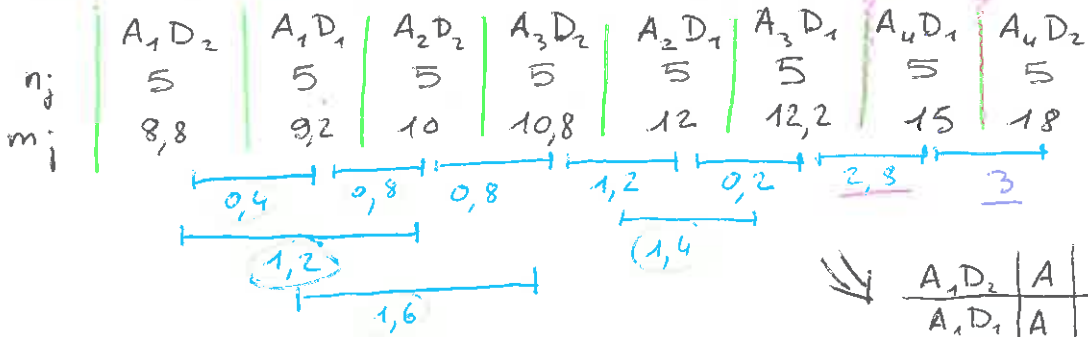
A_2	A
A_3	A
A_1	A
A_4	B

Ex 4

facteur $\begin{cases} A & p\text{value} = 0,000 \rightarrow \text{effet fact A} \rightarrow 4 \text{ moyennes} \\ D & p\text{value} = 0,696 \rightarrow \text{pas d'effet D} \\ A \times D & p\text{value} = 0,006 \rightarrow \text{effet d'interaction} \rightarrow 8 \text{ moyennes} \end{cases}$

$CM_e = 2,538$ $ddl_e = 32$ $t_{0,975}(32) \approx t_{0,975} = 1,96$

\rightarrow on ne travaille plus sur la prise ou non, mais bu. un traitement, avec dose si prise
 $ppds = 1,96 \sqrt{2,538 \times \frac{2}{3}} = 1,975$



\rightarrow si on veut η max = A_4D_2
 \rightarrow déconseillé = A_1 quelque soit la dose A_2D_2

A_1D_2	A			
A_1D_1	A	B		
A_2D_2	A	B		
A_3D_2		B	C	
A_2D_1			C	
A_3D_1			C	
A_4D_1				D
A_4D_2				E

Ex 5

facteur	pvalue
subst	0,26
solv	0,022
date	0,129
subst x solv	0,197
subst x date	0,180
solv x date	0,766

S2	A	
S4	A	B
S1		B
S3		B

$CM_e = 1,319$
 $ddl_e = 6$

$t_{0,975}(6) = 2,447$

$ppds = 2,447 \sqrt{1,319 \times \frac{2}{6}} = 1,623$

