

## Analyse de la variance à un facteur

Myriam Maumy-Bertrand<sup>1</sup>

<sup>1</sup>IRMA, Université Louis Pasteur  
Strasbourg, France

Master 1 Psychologie du développement  
29-09-2008

### Exemple : D'après le livre de Georges Parreins

On veut tester 4 types de carburateurs. Pour chaque type, on dispose de 6 pièces que l'on monte successivement en parallèle sur 4 voitures que l'on suppose avoir des caractéristiques parfaitement identiques. Le tableau indique pour chaque essai la valeur d'un paramètre lié à la consommation :

Essai/Carburateur	A <sub>1</sub>	A <sub>2</sub>	A <sub>3</sub>	A <sub>4</sub>
1	21	23	18	20
2	24	23	19	21
3	25	32	28	25
4	20	23	19	15
5	34	32	24	29
6	17	15	14	9

### Objectif

Dans ce chapitre, nous allons étudier un test statistique (nous renvoyons à un cours sur les tests pour toutes les définitions sur ce sujet) permettant de comparer les moyennes de plusieurs variables aléatoires indépendantes gaussiennes de même variance.

L'analyse de la variance est l'une des procédures les plus utilisées dans les applications de la statistique ainsi que dans les méthodes d'analyse de données.

### Remarque

Cette écriture du tableau est dite « désempilée ». Nous pouvons l'écrire sous forme standard (« empilée »), c'est-à-dire avec deux colonnes, une pour le carburateur et une pour la consommation, et vingt-quatre lignes, une pour chaque essai observé.

## Tableau empilé de l'exemple des carburateurs

Essai	Carburateur	Consommation
1	Carburateur 1	21
2	Carburateur 1	24
3	Carburateur 1	25
4	Carburateur 1	20
5	Carburateur 1	34
6	Carburateur 1	17
7	Carburateur 2	23
8	Carburateur 2	23
9	Carburateur 2	32
10	Carburateur 2	23
11	Carburateur 2	32
12	Carburateur 2	15



## Remarque

Dans la plupart des logiciels, c'est sous cette forme que sont saisies et traitées les données. Dans les deux tableaux, nous avons omis les unités de la consommation et ceci pour abrégé l'écriture. Mais en principe cela doit être indiqué entre parenthèses à côté de la consommation.

## Remarque

Il va de soi que lorsque vous rentrerez des données sous un logiciel, vous n'indiquerez pas le mot « Carburateur » à côté des nombres (1, 2, 3, 4). Il est juste là pour vous faciliter la compréhension du tableau.



## Suite du tableau précédent

Essai	Carburateur	Consommation
13	Carburateur 3	18
14	Carburateur 3	19
15	Carburateur 3	28
16	Carburateur 3	19
17	Carburateur 3	24
18	Carburateur 3	14
19	Carburateur 4	20
20	Carburateur 4	21
21	Carburateur 4	25
22	Carburateur 4	15
23	Carburateur 4	29
24	Carburateur 4	9



## Définitions

Sur **chaque essai**, nous observons **deux variables**.

1. Le carburateur. Il est totalement contrôlé. La variable « Carburateur » est considérée comme qualitative avec quatre modalités bien déterminées. Nous l'appelons le **facteur (factor)**. Ici le facteur « Carburateur » est à **effets fixes (fixed effects)**.
2. La consommation. C'est une mesure. La variable « Consommation » est considérée comme quantitative. Nous l'appelons la **réponse (response)**.





### Remarque

Cette dernière formule exprime la variance non corrigée. Très souvent, dans les ouvrages ou les logiciels, c'est la variance corrigée qui est utilisée : au lieu d'être divisée par  $J$ , la somme est divisée par  $J - 1$ .

### Retour à l'exemple

Après calculs avec le logiciel R, nous avons :

$$\bar{Y}_1 = 23,50000 \quad \bar{Y}_2 = 24,66667 \\ \bar{Y}_3 = 20,33333 \quad \bar{Y}_4 = 19,83333$$

et

$$s_{1,c}(Y) = 5,890671 \quad s_{2,c}(Y) = 6,470446 \\ s_{3,c}(Y) = 4,926121 \quad s_{4,c}(Y) = 7,111024.$$

Le nombre total d'observations est égal à :

$$n = IJ = 4 \times 6 = 24.$$

Le modèle statistique de l'analyse de la variance s'écrit de la façon suivante dans le cas d'un plan équilibré :

$$\mathcal{L}(Y_{ij}) = \mathcal{N}(\mu_i; \sigma^2), \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J,$$

où  $Y_{ij}$  désigne la variable aléatoire dont l'observation est notée  $Y_{ij}$  et  $\mathcal{N}$  la loi normale univariée.

### Remarque

Il faut noter que la variance  $\sigma^2$  ne dépend pas de l'indice  $i$ , c'est-à-dire ne dépend pas du groupe. Ainsi nous constatons que, si les lois  $\mathcal{L}(Y_{ij})$  sont différentes, elles ne peuvent différer que par leur moyenne théorique  $\mu_i$ . Il y a donc un simple décalage entre elles.

### Remarque

Le modèle statistique de l'analyse de la variance peut s'écrire de la façon suivante :

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J$$

où  $\sum_{i=1}^I \alpha_i = 0$ , les variables aléatoires erreurs  $\varepsilon_{ij}$  sont indépendantes et  $\mathcal{L}(\varepsilon_{ij}) = \mathcal{N}(0; \sigma^2)$ .

Nous avons donc la correspondance suivante :

$$\mu_i = \mu + \alpha_i \quad i = 1, \dots, I.$$

Les deux modèles sont donc statistiquement équivalents.

## Conditions fondamentales de l'ANOVA

Nous supposons que les résidus  $\{\hat{\epsilon}_{ij}\}$  sont des réalisations des variables erreurs  $\{\mathcal{E}_{ij}\}$  qui satisfont aux 3 conditions suivantes :

1. Elles sont **indépendantes (independent)**.
2. Elles ont **même variance  $\sigma^2$**  inconnue. C'est la condition d'**homogénéité (homogeneity)** ou d'**homoscédasticité (homoscedasticity)**.
3. Elles sont de **loi gaussienne (normal distribution)**.

## Remarque

Par conséquent ces trois conditions se transfèrent sur les variables aléatoires  $\{Y_{ij}\}$ .

## Mise en place du test de comparaison des moyennes

Nous nous proposons de tester l'hypothèse nulle

$$(\mathcal{H}_0) : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_l$$

contre l'hypothèse alternative

$(\mathcal{H}_1)$  : Les moyennes  $\mu_i$  ne sont pas toutes égales.

La méthode statistique qui permet d'effectuer ce test est appelée **l'analyse de la variance à un facteur (one way analysis of variance)**.

## Remarque

Parfois, vous pouvez trouver l'hypothèse nulle  $(\mathcal{H}_0)$  de ce test reformuler autrement :

$$(\mathcal{H}_0) : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_l = 0$$

contre l'hypothèse alternative

$(\mathcal{H}_1)$  : Il existe un  $i_0 \in \{1, \dots, l\}$  tel que  $\alpha_{i_0} \neq 0$ .

Le test est fondé sur deux propriétés des moyennes et des variances.

## Première propriété

La moyenne de toutes les observations est la moyenne des moyennes de chaque échantillon. Ceci s'écrit :

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^l y_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^l y_{ij} = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^l \bar{y}_i.$$

## Retour à l'exemple

Pour cet exemple, nous constatons cette propriété. En effet, nous avons avec le logiciel R :

$$\begin{aligned} \bar{y} &= \frac{1}{24} \times 530 \\ &= \frac{1}{4}(23,50 + 24,66667 + 20,33333 + 19,83333) \\ &= \frac{1}{4} \times 88,33333 \\ &= 22,08333, \end{aligned}$$

puisque  $n = 24 = I \times J = 4 \times 6$ .

## Retour à l'exemple

Un calcul « à la main » avec R donne :

$$s^2(y) = 35,78.$$

D'autre part, nous constatons que la variance des moyennes est égale à :

$$\begin{aligned} \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (\bar{y}_i - \bar{y})^2 &= \frac{1}{4} \left( (23,50 - 22,08)^2 + (24,67 - 22,08)^2 \right. \\ &\quad \left. + (20,33 - 22,08)^2 + (19,83 - 22,08)^2 \right) \\ &= 4,22. \end{aligned}$$

## Deuxième propriété

La variance de toutes les observations est la somme de la variance des moyennes et de la moyenne des variances. Ceci s'écrit :

$$s^2(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (y_{ij} - \bar{y})^2 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I s_i^2(y). \quad (1)$$

## Suite de l'exemple

Nous constatons également que la moyenne des variances est égale à :

$$\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I s_i^2(y) = \frac{1}{4}(28,91 + 34,88 + 20,25 + 42,13) = 31,56.$$

En faisant la somme des deux derniers résultats, nous retrouvons bien la valeur de 35,78 que nous avons obtenue par le calcul simple. Donc la relation (1) est bien vérifiée.

## Résultat fondamental de l'ANOVA

En multipliant les deux membres par  $n$  de l'équation (1), nous obtenons :

$$\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (y_{ij} - \bar{y})^2 = J \sum_{i=1}^I (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^I \left( \sum_{j=1}^J (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 \right)$$

ou encore ce qui s'écrit :

$$SC_{Tot} = SC_{\alpha} + SC_R. \quad (2)$$

## Définition

Nous appelons **variation totale (total variation)** le terme :

$$SC_{Tot} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (y_{ij} - \bar{y})^2.$$

Elle indique la dispersion des données autour de la moyenne générale.

## Retour à l'exemple

Avec le logiciel R, nous avons d'une part

$$SC_{Tot} = 857,8333$$

et d'autre part

$$SC_{\alpha} = 100,8333 \quad \text{et} \quad SC_R = 757,0000.$$

Donc lorsque nous faisons la somme des deux derniers résultats nous retrouvons bien la valeur du premier résultat. Donc la relation (2) est bien vérifiée.

## Définition

Nous appelons **variation due au facteur (variation between)** le terme :

$$SC_{\alpha} = J \sum_{i=1}^I (\bar{y}_i - \bar{y})^2.$$

Elle indique la dispersion des moyennes autour de la moyenne générale.

### Définition

Nous appelons **variation résiduelle (variation within)** le terme :

$$SC_R = \sum_{i=1}^I \left( \sum_{j=1}^J (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \right).$$

Elle indique la dispersion des données à l'intérieur de chaque échantillon autour de sa moyenne.

### Principe du test :

Si l'hypothèse nulle ( $\mathcal{H}_0$ ) est vraie alors la quantité  $SC_\alpha$  doit être petite par rapport à la quantité  $SC_R$ .

Par contre, si l'hypothèse alternative ( $\mathcal{H}_1$ ) est vraie alors la quantité  $SC_\alpha$  doit être grande par rapport à la quantité  $SC_R$ .

Pour comparer ces quantités, R. A. Fisher, après les avoir « corrigées » par leurs degrés de liberté ( $ddl$ ), a considéré leur rapport.

### Définition

Nous appelons **variance due au facteur** le terme

$$s_\alpha^2 = \frac{SC_\alpha}{I - 1}$$

et **variance résiduelle** le terme

$$s_R^2 = \frac{SC_R}{n - I}.$$

### Propriété

Si les **trois conditions** sont satisfaites et si l'hypothèse nulle ( $\mathcal{H}_0$ ) est vraie alors

$$F_{obs} = \frac{s_\alpha^2}{s_R^2}$$

est une réalisation d'une variable aléatoire  $F$  qui suit une loi de Fisher à  $I - 1$  degrés de liberté au numérateur et  $n - I$  degrés de liberté au dénominateur. Cette loi est notée  $\mathcal{F}_{I-1, n-I}$ .





## Condition d'indépendance

**Il n'existe pas, dans un contexte général, de test statistique simple permettant d'étudier l'indépendance.**

Ce sont les conditions de l'expérience qui nous permettront d'affirmer que nous sommes dans le cas de l'indépendance.

## Condition d'indépendance

**Il n'existe pas, dans un contexte général, de test statistique simple permettant d'étudier l'indépendance.**

Ce sont les conditions de l'expérience qui nous permettront d'affirmer que nous sommes dans le cas de l'indépendance.

## Condition de normalité

Nous ne pouvons pas, en général, la tester pour chaque échantillon. En effet le nombre d'observations est souvent très limité pour chaque échantillon.

Nous allons donc la tester sur l'ensemble des données.

## Remarque

Remarquons que si les conditions sont satisfaites et si nous notons :

$$\mathcal{E}_{ij} = Y_{ij} - \mu_i,$$

alors

$$\mathcal{L}(\mathcal{E}_{ij}) = \mathcal{N}(0; \sigma^2),$$

alors c'est la même loi pour l'ensemble des unités.

Les moyennes  $\mu_i$  étant inconnues, nous les estimons par les estimateurs de la moyenne : les  $\bar{Y}_i$  où ils sont définis par

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J Y_{ij}.$$

### Suite de la remarque

Nous obtenons alors les estimations  $\bar{y}_j$ . Les quantités obtenues s'appellent les **résidus (residuals)** et sont notées  $\hat{\epsilon}_{ij}$ . Les résidus s'expriment par :

$$\hat{\epsilon}_{ij} = Y_{ij} - \bar{y}_j, \quad i = 1, \dots, I, \quad j = 1, \dots, J.$$

Les résidus peuvent s'interpréter comme des estimations des erreurs de mesures et doivent ressembler à des réalisations d'une loi normale.

### Hypothèses

Nous notons  $\hat{\epsilon}_{ij}$  la variable aléatoire dont le résidu  $\hat{\epsilon}_{ij}$  est la réalisation.

L'hypothèse nulle

$$(\mathcal{H}_0) : \mathcal{L}(\hat{\epsilon}_{ij}) = \mathcal{N}$$

contre l'hypothèse alternative

$$(\mathcal{H}_1) : \mathcal{L}(\hat{\epsilon}_{ij}) \neq \mathcal{N}.$$

### Tests utilisés pour tester la normalité

Nous pouvons alors tester la normalité, avec le **test de Shapiro-Wilk** ou avec le **test de Shapiro-Francia** sur l'ensemble des résidus.

### Décision pour le test de Shapiro-Francia

Pour un seuil donné  $\alpha$  (= 5% en général), les tables de Shapiro-Francia nous fournissent une valeur critique  $c$  telle que  $\mathbb{P}(\mathcal{H}_0) [R \leq c] = \alpha$ . Alors nous décidons :

$$\begin{cases} \text{si } c < r_{obs} & (\mathcal{H}_0) \text{ est vraie,} \\ \text{si } r_{obs} \leq c & (\mathcal{H}_1) \text{ est vraie.} \end{cases}$$

**Remarque : Dans le cadre de ce cours, la statistique de Shapiro-Francia ne sera jamais calculée. L'utilisateur connaîtra toujours la valeur  $r_{obs}$ .**



## Statistique

$$B_{obs} = \frac{1}{C_1} \left[ (n-l) \ln(s_R^2) - \sum_{i=1}^l (n_i - 1) \ln(s_{c,i}^2) \right] \quad (3)$$

où

- la quantité  $C_1$  est définie par :
 
$$C_1 = 1 + \frac{1}{3(l-1)} \left( \left( \sum_{i=1}^l \frac{1}{n_i - 1} \right) - \frac{1}{n-l} \right),$$
- $s_R^2$  la variance résiduelle,  $s_{c,i}^2$  la variance corrigée des observations de l'échantillon d'ordre  $i$ , ( $i = 1, \dots, l$ ).

## Décision

Pour un seuil donné  $\alpha$  (= 5% en général), les tables du khi-deux nous fournissent une valeur critique  $c$  telle que  $\mathbb{P}_{(\mathcal{H}_0)} [B \leq c] = 1 - \alpha$ . Alors nous décidons :

$$\begin{cases} \text{si } B_{obs} < c & (\mathcal{H}_0) \text{ est vraie,} \\ \text{si } c \leq B_{obs} & (\mathcal{H}_1) \text{ est vraie.} \end{cases}$$

## Propriété

Sous l'hypothèse nulle ( $\mathcal{H}_0$ ) le nombre  $B_{obs}$  défini par (3) est la réalisation d'une variable aléatoire  $B$  qui suit asymptotiquement une loi du khi-deux à  $l - 1$  degrés de liberté.

**En pratique**, nous pouvons l'appliquer lorsque les effectifs  $n_i$  des  $l$  échantillons sont tous au moins égaux à 3. Ce test dépend de la normalité des résidus.

## Retour à l'exemple

En se souvenant que **les  $n_i$  sont tous égaux**, nous avons, avec le logiciel R :

$$B_{obs} = 0,6503.$$

Pour un seuil  $\alpha = 5\%$  la valeur critique d'un khi-deux à 3 degrés de liberté, est  $c = 7,815$ .

Comme  $B_{obs} < c$ , nous décidons que l'hypothèse nulle ( $\mathcal{H}_0$ ) est vraie, c'est-à-dire que l'hypothèse d'homogénéité des variances est vérifiée.

## Objectif

Lorsque pour la comparaison des moyennes théoriques la décision est « l'hypothèse alternative ( $\mathcal{H}_1$ ) est vraie », pour analyser les différences nous procédons à des tests qui vont répondre à la question suivante :

- D'où vient la différence ?
- Quelles moyennes sont différentes ?

Ces tests qui vont répondre à cette question sont les tests de comparaisons multiples, des adaptations du test de Student.

## Comparaison a priori et a posteriori

Les méthodes de comparaison de moyennes à utiliser sont classées en comparaison *a priori* et *a posteriori*

- *A priori*  
Avant de faire l'expérience, l'expérimentateur connaît la liste des hypothèses qu'il veut tester.  
**Exemple** : montrer que les deux premiers carburateurs sont différents des deux autres.

### Méthodes :

- Méthode de Bonferroni,
- Méthode des contrastes linéaires.

## Comparaison a priori et a posteriori

- *A posteriori*

Après l'expérience, l'expérimentateur regarde les résultats et oriente ses tests en fonction de ce qu'il observe dans les données.

**Exemple** : prendre la plus grande et la plus petite moyenne et tester si elles sont vraiment différentes.

### Méthodes :

- Méthode basée sur la statistique de rang studentisée,
- Méthode de Newman-Keuls,
- Méthode de Tukey HSD

## Correction de Bonferroni

### Idée

- Se fixer la liste des  $\mathcal{C}$  comparaisons à faire et un taux global d'erreur de première espèce :  $\alpha$ .
- Faire chaque comparaison à un seuil  $\alpha' = \alpha/\mathcal{C}$ .

Bonferroni a montré que cette procédure garantit un taux d'erreur global plus faible que  $\alpha$ .

$I$	$C$	$\alpha$	$\alpha'$	$P$
2	1	0,05	0,0500	0,0500
4	6	0,05	0,0083	0,0490
6	15	0,05	0,0033	0,0489
8	28	0,05	0,0018	0,0488

## Test de Bonferroni

**Objectif :** Comparer deux à deux toutes les moyennes possibles des / groupes

- Calculer le nombre de comparaisons :  $n_C = (I \times (I - 1)) / 2$
- Erreur de première espèce globale :  $\alpha = 5\% = 0,05$
- Erreur pour chaque test :  $\alpha' = 0,05 / n_C$
- Hypothèses :  $(\mathcal{H}_0) : \mu_i = \mu_{i'} \text{ contre } (\mathcal{H}_1) : \mu_i \neq \mu_{i'}$
- Statistique de test :  $t'_{obs} = \frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i'}}{\sqrt{s_R^2 \left( \frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}} \right)}}$
- Règle de décision : Accepter  $(\mathcal{H}_0)$  si  $|t'_{obs}| < t'_{n-I;1-(\alpha'/2)}$ , où  $t'_{n-I;1-(\alpha'/2)}$  se lit dans une table de Dunn.



## Retour à l'exemple

**Objectif :** Comparer le carburateur 1 et le carburateur 4.

- Nombre de comparaisons :  $n_C = (4 \times 3) / 2 = 6$
- Erreur de première espèce globale :  $\alpha = 5\% = 0,05$
- Erreur pour ce test :  $\alpha' = 0,05 / 6 \simeq 0,00833$
- Hypothèses :  $(\mathcal{H}_0) : \mu_1 = \mu_4 \text{ contre } (\mathcal{H}_1) : \mu_1 \neq \mu_4$
- Calcul de la statistique du test :  $t_{obs} = \frac{-3,667}{3,552} = -1,032$
- Décision :  $|-1,032| < 2,93$ . Nous décidons de ne pas refuser l'hypothèse nulle  $(\mathcal{H}_0)$ .



## Contrastes linéaires

- Objectif :** tester si un groupe de carburateurs est différent d'un autre.
- Combinaison linéaire des moyennes :**  
 $a_1\mu_1 + a_2\mu_2 + a_3\mu_3 + \dots + a_I\mu_I$ .
- Contraste linéaire :**  
combinaison linéaire telle que  $a_1 + a_2 + a_3 + \dots + a_I = 0$   
**Exemples :**
  - $\mu_1 - \mu_3$
  - $\mu_1 + \mu_2 - \mu_3 - \mu_4$
- Un contraste linéaire permet de tester une hypothèse du type : Les carburateurs 1 et 2 sont-ils différents des carburateurs 3 et 4 ?



## Test t sur un contraste linéaire

Soit un contraste linéaire  $L = a_1\mu_1 + a_2\mu_2 + a_3\mu_3 + \dots + a_I\mu_I$

- L'hypothèse nulle :  
 $(\mathcal{H}_0) : L = a_1\mu_1 + a_2\mu_2 + a_3\mu_3 + \dots + a_I\mu_I = 0$   
contre l'hypothèse alternative  
 $(\mathcal{H}_1) : L \neq 0$
- Statistique de test :  $L_{obs} = a_1\bar{y}_1 + a_2\bar{y}_2 + a_3\bar{y}_3 + \dots + a_I\bar{y}_I$   
 $t_{obs} = \frac{L_{obs}}{s_{L_{obs}}} = \frac{L_{obs}}{\sqrt{s_R^2 \left( \sum_{i=1}^I \frac{a_i^2}{n_i} \right)}} \sim t_{n-I} \text{ sous } (\mathcal{H}_0)$
- Règle de décision : Accepter  $(\mathcal{H}_0)$  si  $|t_{obs}| < t_{n-I;1-(\alpha/2)}$ .



## Statistique de rang studentisée

Adaptation du test  $t$  pour comparer 2 moyennes a posteriori ( $n_i$  supposés égaux)

- 1 Ordonner les carburateurs en fonction des moyennes observées :
- 2 Puis appliquer la procédure du test qui va suivre.

$$\bar{Y}_{(1)} \leq \bar{Y}_{(2)} \leq \bar{Y}_{(3)} \leq \dots \leq \bar{Y}_{(l)}$$

## Notion de « plus petite différence significative »

- Si nous désirons comparer par une statistique d'écart studentisée deux moyennes  $\bar{\mu}_i$  et  $\bar{\mu}_{i'}$ , nous calculerons la quantité suivante :  $q_{r,obs} = \frac{\bar{Y}_{(i')} - \bar{Y}_{(i)}}{\sqrt{\frac{s_R^2}{J}}}$  avec  $r = i' - i + 1$ .
- Quelle est la plus petite valeur de  $\bar{Y}_{(i')} - \bar{Y}_{(i)}$  à partir de laquelle le test sera rejeté ?
- Réponse : La plus petite valeur de la différence entre les moyennes, à partir de laquelle le test sera rejeté, est égale à :  $\bar{Y}_{(i')} - \bar{Y}_{(i)} \geq \sqrt{\frac{s_R^2}{J}} \times q_{r,n-l} = W_r$ .

## Test basé sur la statistique d'écart studentisée

**Objectif** : Comparer le carburateur  $i$  au carburateur  $i'$ , où  $i < i'$ .

- 1 L'hypothèse nulle :  $(\mathcal{H}_0) : \mu_i = \mu_{i'}$  contre l'hypothèse alternative :  $(\mathcal{H}_1) : \mu_i < \mu_{i'}$ .
- 2 Statistique du test :  $q_{r,obs} = \frac{\bar{Y}_{(i')} - \bar{Y}_{(i)}}{\sqrt{\frac{s_R^2}{J}}}$  avec  $r = i' - i + 1$
- 3 Règle de décision : Accepter  $(\mathcal{H}_0)$  si  $q_{r,obs} < q_{r,n-l}$ .  
Le seuil critique dépend du nombre de traitements entre  $i$  et  $i'$  et du type d'approche. Dans le cours ici, l'approche sera soit celle de Newman-Keuls ou soit celle de Tukey.

## Test de Newman-Keuls

**Objectif** : Classer les traitements par groupes qui sont significativement différents. La méthode est la suivante :

- **Étape 1** : Ordonner les moyennes et calculer toutes les différences deux à deux entre moyennes.
- **Étape 2** : Calculer pour  $r = 2$  à  $l$  les différences minimum significatives  $W_r$ .
- **Étape 3** : Dans le tableau des différences, rechercher toutes les différences significatives en fonction de leur « distance »  $r$ .
- **Étape 4** : Classer les traitements par groupes significativement différents.



## Test de Tukey

- **But** : Comme pour le test de Newman-Keuls, classer les traitements par groupes qui sont significativement différents.
- **Méthode** : Elle est identique à celle du test de Newman-Keuls mais nous prendrons comme différence minimum significative  $W_T$  pour toutes les différences.  $W_k$  est ici alors noté « HSD » (Honestly Significant Difference).
- **Comparaison des deux méthodes** : La méthode de Tukey trouvera moins de différences significatives que la méthode de Newman-Keuls (erreur de type I globale plus faible mais moins de puissance que Newman-Keuls).

## Contexte du test de Tukey

Les moyennes observées  $\bar{y}_i$  sont rangées par ordre croissant. Nous rappelons que nous les notons

$$\bar{Y}_{(1)}, \bar{Y}_{(2)}, \dots, \bar{Y}_{(I)},$$

et les moyennes théoriques associées

$$\mu_{(1)}, \mu_{(2)}, \dots, \mu_{(I)}.$$

## Test de Tukey-Kramer

La procédure du test de Tukey-Kramer <sup>a</sup> est la suivante :

Pour chaque  $i < j$ , nous considérons l'hypothèse nulle

$$(H_{T_0}) : \mu_{(i)} = \mu_{(j)}$$

contre l'hypothèse alternative

$$(H_{T_1}) : \mu_{(j)} > \mu_{(i)}.$$

<sup>a</sup>Le test de Tukey est initialement prévu dans le cas où le plan est équilibré, tandis que le test de Tukey-Kramer lui est prévu dans le cas où le plan est déséquilibré.

## Propriété

Le rapport  $t_{i,j,obs}$  défini par (4) est la réalisation d'une variable aléatoire  $T$  qui, si l'hypothèse nulle ( $\mathcal{H}_0$ ) est vraie, suit une loi appelée **étendue studentisée (studentized range)** et que nous notons  $\tilde{T}_{I,n-l}$ .

## Décision

Pour un seuil donné  $\alpha$  (= 5% en général), les tables de l'étendue studentisée nous fournissent une valeur critique  $c$  telle que  $\mathbb{P}_{(\mathcal{H}_0)}[T \leq c] = 1 - \alpha$ . Alors nous décidons :

$$\begin{cases} \text{si } t_{i,j,obs} < c & (\mathcal{H}_0) \text{ est vraie,} \\ \text{si } c \leq t_{i,j,obs} & (\mathcal{H}_1) \text{ est vraie.} \end{cases}$$

## Remarque

La valeur critique  $c$  ne dépend que de  $l$ , nombre des moyennes comparées des indices et de  $n - l$ , degrés de liberté de la somme des carrés résiduelle. De plus, les moyennes théoriques, dont les moyennes observées sont comprises entre deux moyennes observées, dont les moyennes théoriques correspondantes sont déclarées égales, sont déclarées égales avec ces dernières.

## Le contexte

Des forestiers ont réalisé des plantations d'arbres en trois endroits. Plusieurs années plus tard, ils souhaitent savoir si la hauteur des arbres est identique dans les trois forêts. Chacune des forêts constitue une population. Dans chacune des forêts, nous tirons au sort un échantillon d'arbres, et nous mesurons la hauteur de chaque arbre.

## Les données

Forêt 1	Forêt 2	Forêt 3
23,4	18,9	22,5
24,4	21,1	22,9
24,6	21,1	23,7
24,9	22,1	24,0
25,0	22,5	24,0
26,2	23,5	24,5
	24,5	

## Le script de R

```
>foret<-rep(1 :3,c(6,7,5))
>foret
>hauteur<-c(23.4,24.4,24.4,24.6,24.9,25.0,26.2,
18.9,21.1,21.1,22.1,22.5,23.5,24.5,22.5,22.9,
23.7,24.0,24.0)
>hauteur
>foret<-factor(foret)
>arbre<-data.frame(foret,hauteur)
>rm(foret)
>rm(hauteur)
>arbre
>str(arbre)
```

## Myriam Maumy-Berland

## Analyse de la variance à un facteur

## Suite du script

```
>moy<-tapply(arbre$hauteur,arbre$foret,mean)
>moy
>moy.g<-mean(arbre$hauteur)
>moy.g
>ecart<-tapply(arbre$hauteur,arbre$foret,sd)
>ecart
>ecart.g<-sd(arbre$hauteur)
>ecart.g
```

## Suite du script

```
>plot(arbre$foret,arbre$hauteur)
>points(1 :3,moy,pch="@")
>abline(h=moy.g)
```



## Les résultats

```
>shapiro.test(residus)
Shapiro-Wilk normality test
data : residus
W = 0.962, p-value = 0.6399
>bartlett.test(residus~foret,data=arbre)
Bartlett test of homogeneity of variances
data : residus by foret
Bartlett's K-squared = 4.5849, df = 2, p-value
= 0.1010
```



## Les résultats

```
>summary(modele1)
Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
foret 2 25.3093 12.6547 7.3007 0.006107
Residuals 15 26.0001 1.7333
```



## Les résultats

```
>options(contrasts=c("contr.sum",
+"contr.poly"))
>modele2<-lm(hauteur~foret,data=arbre)
>modele2
Call :
lm(formula = hauteur ~ foret, data = arbre)
Coefficients :
(Intercept) foret1 foret2
23.376 1.374 -1.419
```



