

Comparaison de deux variances, F de Fisher

Exercice 1

Deux méthodes de dosage de l'azote ont été répétées, à partir d'un même échantillon, 25 fois avec la méthode A, 30 fois avec la méthode B. Les résultats sont rassemblés dans les tableaux ci-dessous.

Méthode A	
x_i (en g)	n_i
37	1
39	2
40	2
41	4
42	7
43	4
44	2
46	2
47	1
Total	25

Méthode B	
x_i (en g)	n_i
39	2
40	1
41	6
42	9
43	8
44	3
45	1
Total	30

1) Tester l'hypothèse : "les valeurs moyennes obtenues par les deux méthodes sont égales". (Autrement dit, les méthodes sont-elles exactes?)

2) Comparer les variances des échantillons traités avec les deux méthodes. (Autrement dit, les deux méthodes ont-elles la même précision?)

Réponses : 1) Les paramètres de statistiques descriptives sont donnés par :

	Méthode A	Méthode B
Moyenne	42.08	42.10
Variance	4.95	1.89
Variance corrigée	5.16	1.96

Le test de comparaison des deux moyennes (groupes indépendants) conduit à : $t_{obs} = -0.04$, évidemment non significatif aux seuils traditionnels. On ne peut donc pas refuser l'hypothèse H_0 d'égalité des moyennes.

2) La statistique de test suit une loi de Fisher à $ddl_1 = 24$ et $ddl_2 = 29$ degrés de liberté. On obtient : $F_{obs} = 2.63$. Au seuil de 1% unilatéral, on a $F_{crit} = 2.49$. On conclut donc à une différence des variances.

Exercice 2

Au cours de certaines expériences, on est amené à mesurer le *temps de réaction* (TR) des sujets. C'est le temps qui s'écoule entre la présentation d'un stimulus (par exemple, une lampe qui s'allume devant le sujet) et la réaction que ce stimulus doit déclencher (par exemple, presser un bouton).

Première expérience. — Le tableau 1 fournit les TR d'une personne qui a réagi 20 fois à l'allumage d'une lampe rouge. On constate que ces 20 TR ne sont pas égaux. Ces variations d'un moment à l'autre sont imprévisibles à partir des informations dont on dispose dans l'expérience.

Deuxième expérience. — Le sujet voit maintenant s'allumer devant lui une lampe qui peut être rouge, verte ou jaune. il doit réagir si la lampe est rouge, mais ne doit pas réagir dans

les deux autres cas. Le tableau 1 fournit 20 TR mesurés dans ces conditions. On observe de nouveau des variations imprévisibles d'un moment à l'autre.

Troisième expérience. — Les conditions sont les mêmes que dans la première expérience (une seule lampe) avec une seule différence : au lieu d'être rouge, la lampe donnant le signal de la réaction est verte. La troisième ligne du tableau donne les résultats. Les temps sont de nouveau différents entre eux.

Numéro d'ordre des 20 présentations	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1ère expérience	20	15	18	25	17	32	18	17	19	23
2è expérience	32	40	33	37	35	29	42	62	50	39
3è expérience	16	18	19	18	15	18	17	32	23	19

Numéro d'ordre des 20 présentations	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1ère expérience	19	21	15	22	17	17	21	19	17	23
2è expérience	45	47	52	37	38	39	40	41	42	39
3è expérience	23	20	18	25	15	15	17	23	17	19

La dispersion des TR est-elle la même dans chacune des trois conditions expérimentales ? Pour répondre à cette question, comparer deux à deux les variances des trois séries de données.

Réponses : Les variances des trois séries sont données par :

	Variance	Variance corrigée
<i>1ère expérience</i>	<i>14.89</i>	<i>15.67</i>
<i>2è expérience</i>	<i>53.85</i>	<i>56.68</i>
<i>3è expérience</i>	<i>16.23</i>	<i>17,08</i>

Pour $ddl_1 = 19$ et $ddl_2 = 19$ et un seuil de 5%, on a : $F_{crit} = 3.00$. Ici, $F_{2,1,obs} = 3.61$, $F_{2,3,obs} = 3.31$, $F_{3,1,obs} = 1.09$. Pour les expériences 1 et 3, l'hypothèse nulle (même variance) peut être retenue. En revanche, l'expérience 2 conduit à une variance différente de celles des deux autres.

Exercice 3 Dossier "pedago"

Lors d'une expérience pédagogique, on s'intéresse à l'effet comparé de deux pédagogies des mathématiques chez deux groupes de 10 sujets :

- pédagogie traditionnelle (p_1)
- pédagogie moderne (p_2)

On note la performance à une épreuve de combinatoire.

p_1 traditionnelle		p_2 moderne	
s1	5.0	s11	4.0
s2	4.0	s12	5.5
s3	1.5	s13	4.5
s4	6.0	s14	6.5
s5	3.0	s15	4.5
s6	3.5	s16	5.5
s7	3.0	s17	1.0
s8	2.5	s18	2.0
s9	1.5	s19	4.5
s10	2.5	s20	4.5

1) Vérifier que les paramètres des deux échantillons sont donnés par :

	p_1	p_2
Moyenne	3.250	4.250
Ecart-type	1.365	1.553
Variance	1.863	2.413
Ecart-type corrigé	1.439	1.637
Variance corrigée	2.069	2.681

2) Avant d'appliquer un test de comparaison de moyennes, on veut s'assurer que l'on peut supposer les variances égales dans les populations parentes. Procéder à un test de comparaison de variances permettant de s'en assurer.

Réponses : 2) On obtient $F_{obs} = 1.30$. Or, pour $ddl_1 = 9$, $ddl_2 = 9$ et un seuil de 5%, on lit dans la table : $F_{crit} = 3.18$. L'hypothèse H_0 (égalité des variances) est donc retenue.

Exercice 4

1) Pour $ddl_1 = 2$, $ddl_2 = 4$, la densité f de la loi de Fisher-Snedecor est donnée, pour $x \geq 0$ par :

$$f(x) = \frac{8}{(2+x)^3}$$

Construire point par point la courbe de la fonction f .

2) Pour $ddl_1 = 4$, $ddl_2 = 4$, la densité g de la loi de Fisher-Snedecor est donnée pour $x \geq 0$ par :

$$g(x) = \frac{6x}{(1+x)^4}$$

Construire point par point la courbe de la fonction g .

Analyse de la variance à un facteur (ANOVA) : comparaison de k moyennes sur des groupes indépendants

Exercice 5

Un éditeur veut choisir entre trois couvertures possibles pour une revue. A cet effet, il a fait noter chaque couverture par un groupe de 5 sujets. Les trois groupes ainsi constitués sont indépendants. Les notes obtenues sont les suivantes :

Couv. 1	Couv. 2	Couv. 3
14	16	14
6	14	16
12	8	14
10	8	14
8	14	12

Le test indique-t-il une différence significative entre les trois couvertures ?

Réponses : Exercice traité en CM. Rappel des résultats.

Calcul des sommes des carrés :

	C1	C2	C3	Total
$T_{.j}$	50	60	70	180
$T_{.j}^2$	2500	3600	4900	
n_j	5	5	5	15
$\frac{T_{.j}^2}{n_j}$	500	720	980	2200
$\sum x_{ij}^2$	540	776	988	2304

$$SC_1 = 2200 - \frac{180^2}{15} = 40 ; SC_2 = 2304 - 2200 = 104 ; SC_T = 144$$

Source	SC	ddl	CM	F
\mathcal{A}	40	2	20	$F_{obs} = 2.31$
Résiduelle	104	12	8.67	
Total	144	14		

Au seuil de 5%, $F_{crit}(2, 12) = 3.89$. La différence entre les groupes n'est donc pas significative.

Complément : Modèle de score. Chaque observation x_{ij} peut s'interpréter comme la somme de trois termes :

$$x_{ij} = \mu + a_j + e_{ij}$$

avec les règles suivantes :

- μ est la moyenne de la variable X étudiée (la même, quel que soit l'individu ou le groupe) ;
- a_j est un effet dû au groupe (le même pour tous les individus d'un groupe), nul en moyenne ;
- e_{ij} est une variation due au hasard, spécifique à chaque observation, de moyenne nulle dans chaque groupe.

Sur l'exemple traité, cette décomposition s'écrit :

$$\begin{pmatrix} 14 & 16 & 14 \\ 6 & 14 & 16 \\ 12 & 8 & 14 \\ 10 & 8 & 14 \\ 8 & 14 & 14 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 12 & 12 & 12 \\ 12 & 12 & 12 \\ 12 & 12 & 12 \\ 12 & 12 & 12 \\ 12 & 12 & 12 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -2 & 0 & 2 \\ -2 & 0 & 2 \\ -2 & 0 & 2 \\ -2 & 0 & 2 \\ -2 & 0 & 2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 4 & 4 & 0 \\ -4 & 2 & 2 \\ 2 & -4 & 0 \\ 0 & -4 & 0 \\ -2 & 2 & -2 \end{pmatrix}$$

Les sommes des carrés inter-groupes et intra-groupes se retrouvent alors comme sommes des carrés des éléments des deux dernières matrices (par exemple : $40 = 5 \times (-2)^2 + 5 \times 2^2$).

Exercice 6

Dans un établissement scolaire, on a réparti les élèves en trois classes de troisième; les notes ci-dessous sont celles obtenues par les élèves en mathématiques au Brevet des Collèges. Peut-on dire que ces trois classes sont équivalentes? Si oui, quelles seraient les caractéristiques de la population résultant de la fusion des trois groupes?

G1	G2	G3
14	8	7
15	18	8
20	3	11
7	12	11
8	15	20
13	8	14
10	7	13
1	11	13
12	8	10
16	14	12
17	14	12
17	9	13
11	9	12
6	9	14
16	10	8

G1	G2	G3
8	14	13
10	15	12
11	14	8
11	13	8
7	10	11
10	12	15
11	10	8
12	12	14
11	12	16
8	11	13
	10	12
	10	15
	10	
	12	

Vérifier l'exactitude des tableaux ci-dessous et conclure.

	G1	G2	G3	Totaux	
n_j	25	29	27	81	
T_j	282	320	323	925	10563,27
Σx_{ij}^2	3600	3782	4091	11473	
T_j^2/n_j	3180,96	3531,03	3864,04	10576,03	
Inter	12,76				
Total	909,73				

Sources de variations	Sommes des carrés	DDL	Carrés moyens	F
Inter	12,76	2	6,38	0,55
Intra	896,97	78	11,50	
Total	909,73	80		

Réponses : Au seuil de 5%, $F_{crit}(2,78) = 3.1$. La différence entre les groupes n'est donc pas significative. De plus, l'obtention d'un F_{obs} inférieur à 1 semblerait indiquer (sans pour autant le montrer) que les classes n'ont pas été constituées au hasard, mais qu'elles ont, au contraire, été rendues artificiellement homogènes : on a composé les trois classes de façon qu'elles soient de niveau équivalent.

Exercice 7

On reprend les données d'un exercice vu au premier semestre (dossier pedago).

Lors d'une expérience pédagogique, on s'intéresse à l'effet comparé de deux pédagogies des mathématiques chez deux groupes de 10 sujets :

- pédagogie traditionnelle (p_1)
- pédagogie moderne (p_2)

On note la performance à une épreuve de combinatoire.

p_1 traditionnelle		p_2 moderne	
s1	5.0	s11	4.0
s2	4.0	s12	5.5
s3	1.5	s13	4.5
s4	6.0	s14	6.5
s5	3.0	s15	4.5
s6	3.5	s16	5.5
s7	3.0	s17	1.0
s8	2.5	s18	2.0
s9	1.5	s19	4.5
s10	2.5	s20	4.5

1) Vérifier que les paramètres des deux échantillons sont donnés par :

	p_1	p_2
Moyenne	3.250	4.250
Ecart-type	1.365	1.553
Variance	1.863	2.413
Ecart-type corrigé	1.439	1.637
Variance corrigée	2.069	2.681

2) Ces données expérimentales permettent-elles d'affirmer que la pédagogie a un effet sur les résultats à l'épreuve de combinatoire ?

- a) Comparer les moyennes des deux groupes à l'aide d'une analyse de variance.
- b) Comparer les résultats avec ceux obtenus au premier semestre, à l'aide de la statistique T.

Réponses :

Les calculs intermédiaires sont résumés dans le tableau suivant :

	<i>Péda1</i>	<i>Péda2</i>	<i>Totaux</i>	
n_j	10	10	20	
T_j	32.5	42.5	75	281.25
Σx_{ij}^2	124.25	204.75	329	
T_j^2/n_j	105.625	180.625	286.25	
<i>Inter</i>	5.00			
<i>Total</i>	47.75			

Le tableau d'analyse de variance est donc :

Sources de variation	Sommes des carrés	DDL	Carrés moyens	F
<i>Inter</i>	5,0	1	5,0	2,11
<i>Intra</i>	42,75	18	2,375	
<i>Total</i>	47,75	19		

Au seuil de 5%, $F_{crit}(1, 18) = 4.41$. Hypothèse H_1 rejetée.

Comparaison possible avec l'exercice vu au premier semestre : $t_{obs}^2 = (-1.45)^2 = 2.10$, c'est-à-dire la valeur de F .

Enoncé 8 Données Bransford

On reprend une expérience de Bransford et al. (1972), dans laquelle on demande à des sujets d'écouter le texte suivant :

“Si les ballons éclatent, le son ne portera pas puisque tout sera bien trop loin du bon étage. Une fenêtre fermée empêchera également le son de porter, surtout depuis que les immeubles récents sont correctement isolés. Comme l'essentiel de l'opération dépend d'une arrivée correcte d'électricité, un fil cassé causerait bien des problèmes. Evidemment, le type peut hurler. Mais la voix humaine n'est pas assez puissante pour porter bien loin. Un problème supplémentaire serait qu'une corde casse sur l'instrument. Alors il serait impossible d'accompagner le message. C'est clair que la meilleure situation impliquerait la plus petite distance. Alors, il y aurait bien moins de problèmes potentiels. Avec un contact en face à face, un bien petit nombre de choses pourrait gêner.”

Le but visé par Bransford *et al.* est de montrer l'importance du contexte dans la compréhension et la mémorisation d'un texte. Pour ce faire, ils utilisent quatre groupes expérimentaux :

1. Un groupe “sans contexte” entend simplement le texte.
2. Le groupe “avec contexte avant” regarde une figure suggérant un contexte approprié pendant qu'il entend le texte.
3. Le groupe “avec contexte après” entend le texte puis regarde la figure précédente.
4. Le groupe “avec contexte partiel” regarde une figure suggérant un contexte inapproprié pendant qu'il entend le texte.

À proprement parler cette étude comprend un groupe expérimental (le groupe 2 : contexte pendant) et trois groupes contrôles (les groupes 1, 3 et 4). Les groupes contrôles doivent permettre d'éliminer des explications concurrentes (en particulier, effet facilitateur sur la mémoire de l'imagerie, de l'aspect concret du matériel, etc.). L'expérimentateur s'attend, donc, à observer une performance pour le groupe 2 supérieure aux trois autres groupes. Il choisit de mesurer le comportement des sujets par deux Variables Dépendantes : une note de compréhension donnée par les sujets (de 0 à 7, avec 0 indiquant l'incompréhension totale), et le nombre d'idées correctement rappelées (Bransford découpe le texte en 14 idées, essayez de les retrouver!). Quoique cette dernière Variable Dépendante soulève de délicats problèmes de codage (e.g., à partir de quel moment une idée est présente...), elle reflète clairement l'intérêt des auteurs de cette expérimentation.

Dans cette expérience, on utilise vingt sujets répartis en quatre groupes. Les résultats, pour la Variable Dépendante “nombre d'idées rappelées” (maximum 14) se trouvent ci-dessous (mais avant, faites ce que doit faire un bon expérimentateur : prenez une feuille et détaillez les cinq premières étapes du test statistique avant de partir à la pêche aux résultats) :

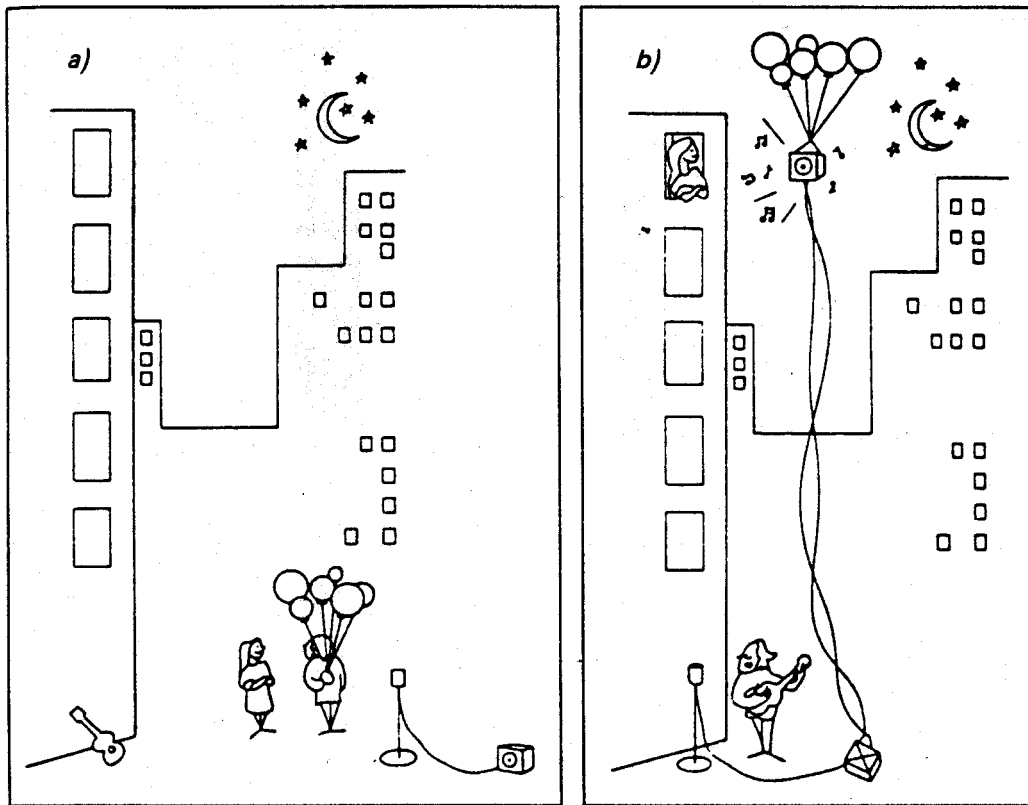


FIG. 1 – Contexte inapproprié (a) et approprié (b) pour l'expérience de Bransford

Résultats de l'expérience				
	G.1	G.2	G.3	G.4
	3	5	2	5
	3	9	4	4
	2	8	5	3
	4	4	4	5
	3	9	1	4
T_j	15	35	16	21
n_j	5	5	5	5
$\frac{T_j}{n_j}$	3	7	3.2	4.2
$\sum x_{ij}^2$	47	267	62	91

Justifiez les calculs et le tableau d'ANOVA suivants :

Table d'ANOVA :

Source	ddl	SC	CM	F_{cal}	$Pr(F > F_{cal})$
\mathcal{A}	3	50.95	16.98	7.22 **	.00288
$\mathcal{S}(\mathcal{A})$	16	37.60	2.35		
Total	19	88.55			

Si on utilise la procédure des valeurs critiques :

** $F_{critique} = 5.29$, au seuil $\alpha = .01$; $F_{cal} > F_{critique}$. On rejette H_0 .

Les cinq étapes du test sont évidemment :

1. Formulation des hypothèses statistiques H_0 et H_1 . Ici :
 H_0 : dans les 4 conditions, les moyennes dans la population parente sont égales
 H_1 : les 4 moyennes ne sont pas toutes égales.
2. Choix du test : ici, une analyse de variance à un facteur. Statistique : F .
3. Distribution de la statistique de test : ici, le F de Fisher Snedecor avec $ddl_1 = 3$ (nombre de groupes - 1) et $ddl_2 = 16$ (nombre d'observations - nombre de groupes).
4. Seuil de signification choisi : ici, $\alpha = 1\%$.
5. Règle de décision : détermination des zones d'acceptation et de rejet de H_0 . Ici, :
 - Si $F_{cal} \leq 5.29$, on accepte H_0 (égalité des moyennes)
 - Si $F_{cal} > 5.29$, on refuse H_0 et on accepte H_1 .

L'étude pourrait être poursuivie à l'aide de la méthode des contrastes orthogonaux (que nous ne détaillerons pas).

La première étape consiste opposer le groupe 2 aux trois autres groupes en testant l'hypothèse nulle : $3\mu_2 = \mu_1 + \mu_3 + \mu_4$. On calcule : $L_1 = 3\bar{x}_2 - \bar{x}_1 - \bar{x}_3 - \bar{x}_4 = 10.6$;
 $\sum a_j^2 = 3^2 + (-1)^2 + (-1)^2 + (-1)^2 = 12$; $SC_{contraste1} = \frac{nL^2}{\sum a_j^2} = 46.81$

Dans la formule précédente, n est le nombre d'observations par groupe. Ici, $n = 5$. Le F de Fisher associé à ce contraste est obtenu en divisant $SC_{contraste1}$ par le carré moyen résiduel 2.35 ; il vaut 19.92. Les degrés de liberté sont 1 et 16. Le résultat est donc significatif d'un comportement du groupe 2 différent de celui des autres groupes.

La méthode peut être poursuivie en opposant le groupe 4 aux groupes 1 et 3 (coefficients appliqués aux quatre moyennes : 1, 0, 1, -2) puis en opposant les groupes 1 et 3 (coefficients appliqués : 1, 0, -1, 0).

Pourquoi s'agit-il de contrastes orthogonaux ?

Réponse : Les "vecteurs" associés aux coefficients des trois contrastes, à savoir $V_1 = (-1, 3, -1, -1)$, $V_2 = (1, 0, 1, -2)$, $V_3 = (1, 0, -1, 0)$ sont deux à deux orthogonaux (par exemple, $V_1 \cdot V_2 = -1 \times 1 + 3 \times 0 + (-1) \times 1 + (-1) \times (-2) = 0$), ce qui garantit l'indépendance des résultats des trois tests.

Une autre grandeur intéressante est le coefficient (souvent noté η^2) d'estimation de l'intensité de l'effet de la variable indépendante. Dans le cas d'une analyse de variance à un facteur, il est défini par :

$$\eta^2 = \frac{SC_{inter}}{SC_{total}}$$

Il vaut donc ici : $\eta^2 = 0.58 = 58\%$.

Signification : 58% de la variance de la Variable Dépendante est expliquée par la Variable Indépendante (les différentes conditions expérimentales).

η^2 est aussi le carré d'un coefficient de corrélation. η peut en effet être obtenu comme coefficient de la corrélation entre l'ensemble des données observées d'une part, et la série de données obtenue en remplaçant chaque observation par la moyenne de son groupe d'autre part. Sur notre exemple, soit U la série des données observées et V la série des données du modèle ainsi obtenu.

u_i	3	3	2	4	3	5	9	8	4	9	2	4	5	4	1	5	4	3	5	4
v_i	3	3	3	3	3	7	7	7	7	7	3.2	3.2	3.2	3.2	3.2	4.2	4.2	4.2	4.2	4.2

On obtient : $r(U, V) = 0.7585$ et $r^2(U, V) = 0.575$.

Enoncé 9 Données Loftus

Elisabeth Loftus (Loftus et Palmer 1974) — dans une série d'expérimentations sur le thème du témoignage — désire mettre en évidence l'influence de la tournure d'une question sur la réponse de témoins. Pour ce faire, elle montre à ses sujets, un film décrivant un accident de voiture. Elle pose, ensuite, une série de questions aux sujets. Parmi celles-ci se trouve une des cinq versions d'une question relative à la vitesse des véhicules. Voici ces versions :

- 1) **HIT** : About how fast were the cars going when they *hit* each other? (A environ quelle vitesse allaient les voitures quand elles se sont "percutées").
- 2) **SMASH** : About how fast were the cars going when they *smashed* each other? (To smash : écraser, heurter avec violence).
- 3) **COLLIDE** : About how fast were the cars going when they *collided* each other? (To collide : entrer en collision, s'emboutir).
- 4) **BUMP** : About how fast were the cars going when they *bumped* each other? (To bump : cogner, frapper).
- 5) **CONTACT** : About how fast were the cars going when they *contacted* each other? (To contact : entrer en contact).

Les sujets répondaient en indiquant une vitesse exprimée en miles (nous sommes aux U.S.A). Voici les résultats obtenus (lors d'une réplique de l'expérience) :

HIT	SMASH	COLLIDE	BUMP	CONTACT
22	38	43	47	27
29	40	39	29	24
33	50	32	58	46
50	45	44	34	37
19	48	29	36	31
37	56	44	43	37
33	52	45	25	34
43	47	33	58	18
40	39	48	24	28
34	40	37	31	26

Après avoir identifié les variables dépendante(s) et indépendante(s), vous tirerez les conclusions de cette expérimentation.

Pour vous aider voici quelques statistiques pour chaque groupe :

	T_j	T_j/n_j	T_j^2/n_j	$\sum_j x_{ij}^2$
Gr. 1	340	34.0	11560	12338
Gr. 2	455	45.5	20702.5	21043
Gr. 3	394	39.4	15523.6	15894
Gr. 4	385	38.5	14822.5	16241
Gr. 5	308	30.8	9486.4	10060
Total	1882		72095	75576

La Variable Dépendante est évidemment la vitesse exprimée en miles. La Variable Indépendante est le type de verbe utilisé pour poser la question sur la vitesse des voitures.

Manifestement, E. Loftus veut montrer que les “sous-entendus” des verbes sont pris en compte par les sujets dans leur décision sur la vitesse (e.g., les sujets utilisent la signification implicite des verbes comme une source d’information). Le point d’importance dans cette expérience est de remarquer que E. Loftus désire généraliser ses résultats à l’ensemble des verbes signifiant quelque chose comme “entrer en contact”. Quoiqu’elle n’ait pas, à proprement parler, sélectionné ses verbes au hasard, elle les juge représentatifs de l’ensemble des verbes de mouvement. Le problème ici est de décider si le facteur expérimental est fixé ou aléatoire. Si l’on admet que les verbes choisis par Loftus représentent un échantillon représentatif, on décidera que le facteur est aléatoire (cf. La polémique initiée par Clark 1973). Si l’on juge que les modalités sont choisies en fait arbitrairement, on décidera que le facteur est fixé, et les conclusions de l’étude se restreignent aux modalités effectivement présentes dans l’expérimentation. Quelle que soit la décision prise, elle sera critiquable.

Ici, le distinguo entre facteur fixé et aléatoire peut paraître sans importance car la décision (rejet ou non de l’hypothèse nulle) sera identique dans les deux cas. *Ce ne sera plus le cas dans des plans d’expérience plus complexes.* En fait, l’essentiel de l’argument de Clark (1973) est de montrer qu’une partie des recherches utilisant du matériel linguistique aboutit à des conclusions SCIENTIFIQUES erronées du fait de la confusion entre facteurs fixés et aléatoires (cf. aussi les réponses de Wike et Church 1976). Clark défend l’idée qu’une partie des conclusions de la psychologie du langage est invalide pour avoir cru que des facteurs aléatoires étaient fixes. A cette attaque répond Chastaing (1986) qui démontre méthodologiquement qu’une autre partie de la psychologie du langage est invalide d’avoir cru que des facteurs fixes étaient aléatoires !

Dans le cas présent, le choix entre les deux modèles n’a pas d’influence sur les résultats de l’analyse statistique : on aboutit à des conclusions statistiques identiques (mais pas à des interprétations psychologiques identiques !). L’analyse de variance permet de conclure en tout cas à un effet sur la vitesse estimée, du type le verbe utilisé pour poser la question. On obtient le tableau d’analyse de variance suivant :

Source	ddl	SC	CM	F_{cal}	$Pr(F > F_{cal})$
Expérimentale	4	1256.52	314.13	4.06 **	.0069
Erreur	45	3481.00	77.36		
Total	49	4737.52			

Ainsi, le type de verbe employé pour interroger les sujets sur la vitesse des véhicules, influence l’estimation qu’ils donnent ($F_{cal}(4, 45) = 4.06$, $p < .05$). On remarque la vitesse élevée induite par *to smash*. Nous pourrions poursuivre cet exemple en essayant d’apprécier les différences entre ces différents verbes les uns par rapport aux autres).

Enoncé 10 *Données Besançon*

On fait subir à 30 élèves d’une école de Besançon une épreuve de “précision perceptive” qui consiste à évaluer un nombre de points sur une diapositive projetée pendant un temps relativement court (une demi-seconde). Les auteurs de cette expérience pensent que la présence d’un témoin peut influencer la performance des sujets dans cette tâche perceptive. Pour vérifier cette idée, les expérimentateurs divisent leur échantillon en trois groupes — chaque enfant étant affecté à un groupe en utilisant une “table de nombres au hasard”. Dans le premier groupe (A1) l’expérience est effectuée sans témoin ; dans le second groupe

(A2) l'enfant accomplit sa tâche en compagnie d'un témoin présenté par l'expérimentateur comme un spécialiste; dans le troisième groupe (A3), le témoin est présenté comme un simple curieux. On répète — pour chaque sujet — vingt-cinq fois l'expérience. Et l'on retient pour chaque sujet la moyenne des écarts absolus (i.e. en ignorant le signe) entre l'estimation fournie et le nombre exact de points.

Les expérimentateurs s'attendent à trouver des différences entre les trois conditions expérimentales; mais, plus précisément, entre la condition "sans témoin" et la condition "témoin simple curieux" (cette différence leur permettrait de contredire un de leurs collègues qui avançait dans une expérience voisine que le témoin n'agissait que parce que les enfants le jugeait spécialiste). Les auteurs veulent, également vérifier l'existence d'un effet spécifique à la condition "témoin spécialiste".

Questions :

Pourquoi les expérimentateurs décident-ils de prendre l'écart absolu et non pas — par exemple — l'écart relatif. Tout de même, pourquoi retiennent-ils la moyenne des vingt-cinq essais, plutôt qu'un seul essai?

Quelle est la (les) variable(s) indépendante(s), la (les) variable(s) dépendante(s) ?

Après avoir traduit en termes statistiques les objectifs des expérimentateurs, peut-on penser que ces objectifs sont atteints? Voici les résultats obtenus :

Condition A1	140	124	118	115	110	110	108	104	102	90
Condition A2	170	164	161	158	156	148	143	140	130	126
Condition A3	136	120	112	104	102	96	92	84	81	75

Eléments de réponses. Calculs intermédiaires :

	A1	A2	A3	Totaux	
n_j	10	10	10	30	
T_j	1121	1496	1002	3619	436572.03
Σx_{ij}^2	127303	225746	103582	456637	
T_j^2/n_j	125664.1	223801.6	100400.4	449866.1	
Inter	13294.07				
Total	20064.97				

Le tableau d'analyse de variance est donné par :

Source	ddl	SC	CM	F_{cal}
Inter-groupes	2	13294.1	6647.03	26.51 **
Intra-groupes	27	6770.9	250.77	
Total	29	20065		

Les trois groupes ne sont donc pas équivalents. La méthode peut être poursuivie en décomposant la variation intra-groupes selon les deux contrastes orthogonaux suggérés par l'énoncé :

$$L_1 = \bar{x}_1 - \bar{x}_3 = 11.9$$

$$L_2 = 2\bar{x}_2 - \bar{x}_1 - \bar{x}_3 = 86.9$$

On obtient alors :

$$SC_{contrast1} = 708.05; F = 2.82; Pr(F) = 0.10$$

$$SC_{contrast2} = 12586.02; F = 50.19; Pr(F) = 1.3 \times 10^{-7}$$

L'expérience ne met donc pas de différence en évidence entre les conditions "sans témoins" et "témoin simple curieux" mais par contre, montre un comportement différent dans la condition "témoin spécialiste".

Enoncé 11

Un chercheur a soumis quatre groupes de cinq élèves à un apprentissage de "résolutions de problèmes mathématiques". Chaque groupe apprend avec une méthode pédagogique propre : le premier avec une méthode uniquement verbale, le second avec une méthode écrite, le troisième avec un schéma annoté, le quatrième avec une série de schémas annotés. L'apprentissage dure une heure pour chaque groupe, et le même contenu est présent. Deux jours après l'apprentissage, les sujets sont soumis à un test de raisonnement mathématique. Ce test provient des travaux d'autres chercheurs qui ont étalonné ce test sur une population comparable à celle dont provient l'échantillon d'enfants utilisé ici ; le résultat de ce test est une note (de 0 à 35 : plus la note est élevée, meilleur est le résultat).

Quelle est la Variable Indépendante, la Variable Dépendante ? Comment l'expérimentateur traitera-t-il les résultats de son expérience (souvenez-vous qu'il faut pouvoir répondre à cette question avant de recueillir les résultats!) ?

En outre, l'auteur a mis au point cette expérience pour vérifier certaines hypothèses précises :

1. La méthode verbale diffère-t-elle de l'ensemble des autres méthodes
2. La méthode écrite diffère-t-elle des méthodes avec schémas (un ou plusieurs) ?
3. Le nombre de schémas a-t-il une influence décelable sur la performance ?

L'auteur peut-il répondre simultanément à ces différentes questions, et quelles seront les réponses ? Interprétez — en vous justifiant — les résultats obtenus et concluez.

Voici les résultats :

GROUPE EXPÉRIMENTAL			
A1	A2	A3	A4
6	14	22	23
13	10	11	19
16	14	19	25
14	19	19	24
14	25	23	25

Elements de réponses. Calculs intermédiaires :

	A1	A2	A3	A4	Totaux	
n_j	5	5	5	5	20	
T_j	63	82	94	116	355	6301.25
Σx_{ij}^2	853	1478	1856	2716	6903	
T_j^2/n_j	793.8	1344.8	1767.2	2691.2	6597	
<i>Inter</i>					295.75	
<i>Total</i>					601.75	

Le tableau d'analyse de variance est donné par :

Source	ddl	SC	CM	F_{cal}	$Pr(F > F_{cal})$
<i>Inter-groupes</i>	3	295.75	98.58	5.15	0.011
<i>Intra-groupes</i>	16	306	19.125		
<i>Total</i>	19	601.75			

La méthode peut être poursuivie en décomposant la variation inter-groupes selon les trois contrastes orthogonaux suggérés par l'énoncé :

$$L_1 = 3\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - \bar{x}_3 - \bar{x}_4 = -20.6$$

$$L_2 = 2\bar{x}_2 - \bar{x}_3 - \bar{x}_4 = -9.2$$

$$L_3 = \bar{x}_3 - \bar{x}_4 = -4.4$$

On obtient alors :

$$SC_{\text{contraste1}} = 176.82; F = 9.24; Pr(F) = 0.0067$$

$$SC_{\text{contraste2}} = 70.53; F = 3.69; Pr(F) = 0.07$$

$$SC_{\text{contraste3}} = 48.40; F = 2.53; Pr(F) = 0.13$$

Exercice 12

Ci-dessous figure un extrait d'un ouvrage de statistiques relatif à un test statistique qui n'a pas été étudié en cours, le test H de Kruskal et Wallis.

Liaison entre un caractère quantitatif et un caractère qualitatif à k classes ($k > 2$).

C'est le problème appelé, dans les chapitres précédents, "comparaison de plusieurs moyennes" et traité par analyse de variance. Le test non paramétrique correspondant le plus usuel est le test H de Kruskal et Wallis.

On classe les observations de l'ensemble des k séries, comme on le faisait pour les deux séries dans les tests précédents, puis on calcule les rangs moyens $\bar{W}_1, \bar{W}_2, \dots, \bar{W}_k$ et le rang moyen \bar{W} , ce dernier valant $\frac{N+1}{2}$ si N représente le nombre total d'observations.

Dans l'hypothèse nulle, $\bar{W}_1, \bar{W}_2, \dots, \bar{W}_k$ ne doivent pas trop s'écarter de \bar{W} , de sorte que les quantités $(\bar{W}_i - \bar{W})^2$ ne doivent pas être trop grandes. On montre que, sous l'hypothèse nulle, la statistique :

$$H = \frac{1}{N} \frac{\sum n_i (\bar{W}_i - \bar{W})^2}{(N+1)/12}$$

suit approximativement une loi du χ^2 à $k - 1$ degrés de liberté.

Dans cette expression, les n_i désignent les effectifs des diverses séries. L'approximation n'est valable que s'ils atteignent tous la dizaine, à la rigueur 5.

- 1) Dans quelles situations ce test doit-il être préféré à une analyse de variance ?
- 2) *Première application.* Une variable \mathcal{A} comporte trois modalités a_1, a_2, a_3 . Pour chaque modalité, on dispose de 2 ou 3 observations d'une variable numérique. Ces observations sont rassemblées dans le tableau ci-dessous.

a_1	a_2	a_3
14	12	14
16	15	18
13		14

Construire sur cet exemple le protocole des rangs (W_i) et calculer les rangs moyens et la statistique H . (Vu le faible nombre d'observations, on s'abstiendra ici d'effectuer le test).

- 3) *Deuxième application.* Afin de constituer un groupe suffisamment important en vue d'une recherche, un chercheur teste 3 groupes de 10 sujets. Les rangs moyens observés sur

les trois groupes sont les suivants :

$$\bar{W}_1 = 9,8 ; \bar{W}_2 = 24,05 ; \bar{W}_3 = 12,65.$$

Peut-on considérer que les trois groupes testés sont issus d'une même population ?

Réponses : 1) Un test non paramétrique doit être préféré lorsque la variable est ordinale, ou lorsque l'on ne peut pas faire d'hypothèse concernant la normalité des distributions dans les populations parentes.

2) Le protocole des rangs est donné par :

a_1	a_2	a_3
4	1	4
7	6	8
2		4
4.33	3.5	5.33

Dans ce cas, $\bar{W} = \frac{36}{8}$; $H = \frac{1}{8} \frac{3(4.33-4.5)^2 + 2(3.5-4.5)^2 + 3(5.33-4.5)^2}{9/12} = 0.6944$

3) Dans ce cas, $H_{obs} = 14.67$, $ddl = 2$ et, au seuil de 1%, $\chi_c^2 = 9.21$. On conclut donc à l'hétérogénéité des groupes.