

Section : Psychologie - Licence 3e annee

Enseignant responsable : F.G. Carpentier

CORRIGÉ DE L'ÉPREUVE DE STATISTIQUES ET INFORMATIQUE  
APPLIQUÉES À LA PSYCHOLOGIE

Exercice 1

Un responsable des ressources humaines d'un grand groupe d'assurances reçoit des plaintes émanant du personnel d'une des agences du groupe. Les salariés invoquent un sentiment de désintérêt de la part de la direction de cette agence à l'égard de leur travail, ce qui les conduit à se sentir moins motivés pour le travail.

Une étude est alors confiée à un psychologue faisant partie de la direction générale du personnel. Avant d'entreprendre une étude de terrain, celui-ci décide d'utiliser certains indicateurs qu'il a en sa possession, et qui pourraient lui fournir quelques pistes de travail. Il pense notamment que cette démotivation et ce désintérêt devraient se traduire par un taux d'absentéisme plus élevé que dans l'ensemble des agences du groupe. Or, le taux d'absentéisme pour l'ensemble des agences du groupe est de 4.52%, alors que sur la même période, pour l'agence considérée, qui compte 334 employés, il s'élève à 8.61%.

En utilisant un test unilatéral de comparaison à une norme, étudier si le taux d'absentéisme de cette agence est significativement plus élevé que dans l'ensemble des agences du groupe (seuil : 5%).

Soit  $p$  la proportion (inconnue) représentant le taux d'absentéisme dans la population d'où est issu l'échantillon formé par les salariés de l'agence étudiée. Il s'agit de comparer la proportion  $p$  à la "norme"  $p_0 = 4.52\%$ . Les hypothèses du test sont donc :

- $H_0 : p = 4.52\%$
- $H_1 : p > 4.52\%$

On peut remarquer que les conditions  $np_0 > 15$  et  $n(1 - p_0) > 15$  sont vérifiées. En effet :  $334 \times 0.0452 = 15.09$  et  $334 \times (1 - 0.0452) = 318.90$ . On peut donc prendre comme statistique de test  $Z = \frac{f - 0.0452}{E}$  avec  $E^2 = \frac{0.0452(1 - 0.0452)}{334}$ . Elle suit une loi normale centrée réduite.

Pour un seuil de 5% unilatéral, on lit dans la table :  $z_{crit} = 1.645$ . La règle de décision du test est donc :

- Si  $z_{obs} \leq 1.645$ , on retient  $H_0$  ;
- Si  $z_{obs} > 1.645$ , on retient  $H_1$ .

Ici, la fréquence  $f$  observée sur l'échantillon tiré est  $f = 0.0861$ . Le calcul donne :  $E^2 = \frac{0.0452(1 - 0.0452)}{334} = 1.2921 \times 10^{-4}$  et  $E = 0.01137$ . D'où  $z_{obs} = \frac{0.0861 - 0.0452}{0.01137} = 3.60$ .

Par conséquent, on retient  $H_1$  : le taux d'absences dans l'agence étudiée est significativement plus élevé que le taux d'absence de référence.

## Exercice 2

Dans un article publié en 1995, R. Champagnol étudie l'assemblage sémantique de l'adjectif épithète et du nom en un syntagme. L'expérience décrite ici s'intéresse à un éventuel effet du placement de l'adjectif, avant ou après le nom.

Dans certaines langues, comme l'anglais, l'adjectif épithète est toujours préposé ; dans d'autres, comme l'arabe écrit, il est postposé. En langue française, la mobilité positionnelle montre que l'intégration sémantique du couple adjectif-nom (ou nom-adjectif) est relativement indifférente à leur ordre d'énonciation, mais on peut se demander si les traitements sont les mêmes dans les deux cas d'ordre, étant donné que dans le discours parlé, mais aussi écrit, les mots sont perçus ou produits dans leur succession linéaire.

**Principe de l'expérience :** Le principe de l'expérience est le suivant : on présente aux sujets un indice (amorce) suivi d'un texte dans lequel ils doivent détecter un mot cible "amorcé" par l'indice. La cible est un nom dit *spécifique*, sémantiquement analysable en deux ensembles sémantiques dont l'un correspond à un nom *général* et l'autre à un adjectif. Par exemple le nom "une berceuse" peut être traduit par "une chanson douce", le nom "une fissure" par "une petite fente", etc.

L'hypothèse est que si l'intégration sémantique du couple est effectivement plus facile avec l'amorce nom-adjectif, la détection de la cible sera meilleure et plus rapide qu'avec l'amorce adjectif-nom.

Le matériel verbal est composé de 16 textes contenant chacun un nom spécifique défini comme cible. Les textes sont affichés sur l'écran d'un ordinateur par la méthode d'auto-présentation segmentée, qui permet de mesurer le temps de lecture de chaque segment présenté.

On a trois conditions expérimentales définies par l'amorce utilisée : un groupe travaille avec des amorces NA (ex. un homme pauvre), un autre avec des amorces AN (ex. un précieux bijou) et un troisième dit mixte avec moitié NA et moitié AN. Dans ce dernier cas, on a retenu les séquences NA ou AN allant "le mieux" selon les estimations d'un groupe de juges.

Les sujets sont 30 élèves de CM2 (âge moyen 10 ans 9 mois), soit 10 sujets (5 filles et 5 garçons) par condition.

Le dispositif expérimental permet de relever le temps de lecture de l'amorce, le nombre de détections de la cible et le temps de détection de la cible. Les données relatives au temps de détection de la cible, observées lors d'une réplique de l'expérience, sont reproduites ci-dessous : (cf tableau 1)

1) On compare tout d'abord les temps de détection observés dans la situation NA et ceux observés dans la condition AN. A l'aide d'un test bilatéral de comparaison de moyennes au seuil de 5%, étudier si les temps de détection de la cible sont significativement différents pour ces deux types d'amorces.

Dans cette question, on compare les variables  $X_{NA}$  et  $X_{AN}$ . Il s'agit ici d'une comparaison de moyennes sur deux groupes indépendants. Désignons par  $\mu_{NA}$  et  $\mu_{AN}$  les moyennes de  $X_{NA}$  et  $X_{AN}$  dans les populations parentes. Les hypothèses du test s'écrivent :

- $H_0 : \mu_{NA} = \mu_{AN}$
- $H_1 : \mu_{NA} \neq \mu_{AN}$

La statistique de test est  $t = \frac{\bar{x}_{AN} - \bar{x}_{NA}}{E}$  avec  $E^2 = \frac{s_{c,AN}^2 + s_{c,NA}^2}{n}$ . Elle suit une loi de Student à  $2n - 2$ , c'est-à-dire 18 ddl. Pour un seuil de 5% bilatéral, on lit dans la table :  $t_{crit} = 2.10$ . La règle de décision du test est :

- Si  $|t_{obs}| \leq 2.10$ , on retient  $H_0$  ;

	NA	AN	Mixte
	123	137	96
	134	143	102
	160	184	136
	169	192	144
	177	211	157
	195	214	161
	219	241	172
	246	280	195
	331	327	222
	345	342	246
Moyenne	209.9	227.1	163.1
Ecart type	72.85	67.00	45.62
Ecart type corrigé	76.80	70.62	48.09

TAB. 1 – Temps de détection de la cible (en centisecondes)

– Si  $|t_{obs}| > 2.10$ , on retient  $H_1$ .

Le calcul donne ici :  $E^2 = \frac{76.80^2 + 70.62^2}{10} = 1088.54$  et  $E = 32.99$ . D'où  $t_{obs} = \frac{227.1 - 209.9}{32.99} = 0.52$ . Par conséquent, on retient  $H_0$  : les temps de détection de la cible pour les amorces de type NA et les amorces de type AN ne sont pas significativement différents.

2) On utilise Statistica pour comparer la condition “amorces mixtes” à chacune des deux autres conditions. Interpréter les résultats fournis par le logiciel :

Tests t; Classmt: Condition (Feuille de données1)									
Groupe1: NA									
Groupe2: Mixte									
Variable	Moyenne NA	Moyenne Mixte	Valeur t	dl	p	N Actifs NA	N Actifs Mixte	Ecart-Type NA	Ecart-Type Mixte
Temps de détection	209,9	163,1	1,6332	18	0,1198	10	10	76,7991	48,0912

Tests t; Classmt: Condition (Feuille de données1)									
Groupe1: AN									
Groupe2: Mixte									
Variable	Moyenne AN	Moyenne Mixte	Valeur t	dl	p	N Actifs AN	N Actifs Mixte	Ecart-Type AN	Ecart-Type Mixte
Temps de détection	227,1	163,1	2,3687	18	0,0292	10	10	70,62	48,09

Pour la comparaison entre les amorces de type NA et les amorces mixtes, Statistica obtient  $t_{obs} = 1.63$ , et un niveau de significativité (bilatéral) de 0.1198, c'est-à-dire 11.98%. Comme ce niveau de significativité est supérieur au seuil de 5% (utilisé dans tout le reste de l'exercice), on retient l'hypothèse  $H_0$  : on n'a pas mis en évidence de différence significative entre les conditions définies par ces deux types d'amorces.

Pour la comparaison entre les amorces de type AN et les amorces mixtes, Statistica obtient  $t_{obs} = 2.3687$ , et un niveau de significativité (bilatéral) de 0.0292, c'est-à-dire 2.92%. Comme ce niveau de significativité est inférieur au seuil de 5%, on conclut à une différence significative entre les deux groupes. Autrement dit, il existe une différence significative entre les conditions définies par ces deux types d'amorces

3) On compare enfin la condition “amorces mixtes” à l'ensemble formé par les deux autres conditions. Les paramètres descriptifs des deux ensembles de données ainsi définis sont donnés par :

	NA + AN	Mixte
Nombre d'observations	20	10
Moyenne	218.5	163.1
Ecart type	70.51	45.62
Ecart type corrigé	72.35	48.09

Réaliser un test unilatéral de comparaison de moyennes et conclure en utilisant un seuil de 5%.

Dans cette question, on compare les variables  $X_{NA+AN}$  et  $X_{Mixte}$ . Désignons par  $\mu_{NA+AN}$  et  $\mu_{Mixte}$  les moyennes de  $X_{NA+AN}$  et  $X_{Mixte}$  dans les populations parente. Les hypothèses du test s'écrivent :

- $H_0 : \mu_{NA+AN} = \mu_{Mixte}$
- $H_1 : \mu_{NA+AN} > \mu_{Mixte}$

Nous travaillons ici sur deux groupes indépendants non équilibrés. La statistique de test est  $t = \frac{\bar{x}_{NA+AN} - \bar{x}_{Mixte}}{E}$  avec  $E^2 = \frac{n_{NA+AN}s_{NA+AN}^2 + n_{Mixte}s_{Mixte}^2}{n_{NA+AN} + n_{Mixte} - 2} \left( \frac{1}{n_{NA+AN}} + \frac{1}{n_{Mixte}} \right)$ . Elle suit une loi de Student à  $n_{NA+AN} + n_{Mixte} - 2$ , c'est-à-dire 28 ddl. Pour un seuil de 5% unilatéral, on lit dans la table :  $t_{crit} = 1.70$ . La règle de décision du test est :

- Si  $t_{obs} \leq 1.70$ , on retient  $H_0$  ;
- Si  $t_{obs} > 1.70$ , on retient  $H_1$ .

Le calcul donne ici :  $E^2 = \frac{20 \times 70.51^2 + 10 \times 45.62^2}{28} \left( \frac{1}{20} + \frac{1}{10} \right) = 644.17$  et  $E = 25.38$ . D'où

$t_{obs} = \frac{218.5 - 163.1}{25.38} = 2.18$ . Par conséquent, on retient  $H_1$  : le temps de détection de la cible pour les amorces de type mixte est significativement meilleur (plus faible) que celui que l'on obtient, globalement, pour les amorces de types NA et AN.

4) Quelles conclusions peut-on tirer de cette expérimentation : a-t-on observé une différence en faveur d'un ordre déterminé adjectif-nom ou nom-adjectif? Peut-on affirmer que ce sont les "habitudes du langage" qui jouent ici un rôle prépondérant ?

Le test réalisé à la question 1 n'a pas mis en évidence de différence entre l'ordre adjectif-nom et l'ordre nom-adjectif. La condition "Amorces Mixtes" a été constituée en retenant les séquences NA ou AN les plus usitées. Autrement dit, cette condition correspond aux habitudes du langage. Au niveau descriptif, cette condition donne des temps de détection meilleurs que les deux autres conditions. Cependant, les résultats des tests réalisés à la question 2 sont difficiles à interpréter : la comparaison AN v/s Mixte semble significative alors que la comparaison NA v/s Mixte ne le semble pas. On peut cependant invoquer la faible taille des échantillons pour expliquer le résultat de la comparaison NA v/s Mixte, et le test de la question 3, où la réunion des deux groupes NA et AN permet de disposer d'un échantillon de taille 20, va dans ce sens : il semble bien que la condition "Amorces Mixtes" fournisse des temps de détection significativement meilleurs, autrement dit, l'expérience qui a été menée semble montrer un rôle prépondérant joué par les habitudes du langage.

### Exercice 3

Un chercheur étudie les rôles respectifs joués par les deux conjoints dans un processus de décision au sein du couple. Il a étudié intensivement un échantillon de paires mari/femme pour déterminer le rôle perçu de chaque conjoint dans une décision importante – dans le cas étudié, il s'agit de l'achat d'un domicile.

Dans un premier temps, chaque conjoint a rempli un questionnaire relatif à l'influence que chaque conjoint (dans son propre couple) devrait avoir sur différents aspects de la décision d'achat.

Les réponses aux questions étaient faites sur une échelle allant de “conjoint masculin dominant” à “conjoint féminin dominant” en passant par l’égalité.

Concernant l’un des aspects de la décision, les réponses observées sont les suivantes :

Couple	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q
Mari	5	4	6	6	3	2	5	3	1	4	5	4	4	7	5	5	5
Femme	3	3	4	5	3	3	2	3	2	3	2	2	5	2	5	3	1

Par exemple, au sein du couple A, l’influence du mari dans l’aspect considéré du processus de décision est évaluée à 5 par le mari lui-même, et à 3 par son épouse.

1) Les conjoints ont-ils la même opinion sur le degré d’influence que devrait avoir le mari sur cet aspect de la décision ? Ou, au contraire, l’influence souhaitable du mari est-elle jugée plus élevée par le mari lui-même que par sa femme ?

Répondre à cette question en effectuant un test unilatéral de comparaison de moyennes au seuil de 5%.

La variable catégorielle observée ici (sexe de la personne interrogée) définit-elle des groupes indépendants ou appariés ? Nous aurions obtenu des groupes indépendants si nous avions tiré au hasard d’une part un échantillon d’hommes mariés, d’autre part un échantillon de femmes mariées. Ici, au contraire, nous considérons un échantillon de couples et nous comparons les valeurs observées sur le mari et la femme, appariés par leur appartenance à ce couple. Il s’agit donc d’une comparaison de deux groupes appariés.

Désignons par  $\mu_M$  et  $\mu_F$  les moyennes de la variable étudiée, respectivement pour les hommes et les femmes, dans la population parente, et  $\bar{x}_M$ ,  $\bar{x}_F$  les moyennes observées sur l’échantillon étudié. Les hypothèses du test s’écrivent :

- $H_0 : \mu_M = \mu_F$
- $H_1 : \mu_M > \mu_F$

La statistique de test est  $t = \frac{\bar{x}_M - \bar{x}_F}{E}$  avec  $E^2 = \frac{s_c^2}{n}$ , où  $s_c^2$  est la variance corrigée de la série des différences individuelles. Elle suit une loi de Student à  $n - 1$ , c’est-à-dire 16 ddl. Pour un seuil de 5% unilatéral, on lit dans la table :  $t_{lue} = 1.7459$ . Compte tenu du sens choisi pour calculer les différences, l’hypothèse alternative  $H_1$  (qui s’écrit aussi  $\mu_M - \mu_F > 0$ ) correspond aux valeurs positives de la statistique de test ; la valeur critique est donc  $t_{crit} = 1.7459$  et la règle de décision du test est :

- Si  $t_{obs} \leq 1.7459$ , on retient  $H_0$  ;
- Si  $t_{obs} > 1.7459$ , on retient  $H_1$ .

Le protocole des différences individuelles et les calculs intermédiaires nécessaires au calcul de  $s_c$  sont résumés ci-dessous :

Couple	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	Total
Mari	5	4	6	6	3	2	5	3	1	4	5	4	4	7	5	5	5	
Femme	3	3	4	5	3	3	2	3	2	3	2	2	5	2	5	3	1	
$d_i$	2	1	2	1	0	-1	3	0	-1	1	3	2	-1	5	0	2	4	23
$d_i^2$	4	1	4	1	0	1	9	0	1	1	9	4	1	25	0	4	16	81

D’où :  $\bar{d} = \frac{23}{17} = 1.35$ ,  $s^2 = \frac{81}{17} - 1.35^2 = 2.9343$  et  $s_c^2 = \frac{17}{16} 2.9343 = 3.1176$ .

On a donc :  $E^2 = \frac{3.1176}{17}$  et  $E = 0.43$ . D’où  $t_{obs} = \frac{1.35}{0.43} = 3.16$ . Par conséquent, on retient  $H_1$  : l’influence souhaitable du mari est jugée plus élevée par le mari lui-même que par sa femme.

2) Reprendre la question précédente à l’aide d’un test non paramétrique de votre choix.

Deux tests non paramétriques peuvent être utilisés : le test du signe et le test des rangs signés de Wilcoxon. Le protocole comportant un grand nombre d'ex-aequo, on utilisera de préférence le test du signe.

Soit  $p$  la proportion de différences positives dans la population (différences calculées dans le sens "degré d'influence évalué par le mari – degré d'influence évaluée par la femme). Les hypothèses du test peuvent être énoncées de la façon suivante :

- $H_0 : p = 50\%$
- $H_1 : p > 50\%$

Sur l'échantillon fourni, nous avons  $N = 14$  différences non nulles, réparties en 3 différences négatives et 11 différences positives. Nous choisissons comme statistique de test le nombre  $D_-$  de différences négatives observées sur l'échantillon. Sous  $H_0$ , cette statistique suit une loi binomiale de paramètres  $N = 14$  et  $p = 0.5$ . Le niveau de significativité de la valeur observée  $D_- = 3$  peut être calculé de la manière suivante :

- $P(D_- = 0) = C_{14}^0 0.5^{14} = 6.10 \times 10^{-5}$
- $P(D_- = 1) = C_{14}^1 0.5^{14} = 14 \times 6.10 \times 10^{-5} = 8.54 \times 10^{-4}$
- $P(D_- = 2) = C_{14}^2 0.5^{14} = (14 \times 13)/2 \times 6.10 \times 10^{-5} = 5.55 \times 10^{-3}$
- $P(D_- = 3) = C_{14}^3 0.5^{14} = (14 \times 13 \times 12)/6 \times 6.10 \times 10^{-5} = 0.0222$

D'où :  $P(D_- \leq 3) = 0.0287$ . Comme ce niveau de significativité est inférieur à 5 %,  $H_1$  est retenue, ce qui confirme de résultat de la question précédente.

A titre indicatif, le test de Wilcoxon fournit les résultats suivants.

*Protocole des rangs signés :*

Couple	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	Total
Mari	5	4	6	6	3	2	5	3	1	4	5	4	4	7	5	5	5	
Femme	3	3	4	5	3	3	2	3	2	3	2	2	5	2	5	3	1	
$d_i$	2	1	2	1	0	-1	3	0	-1	1	3	2	-1	5	0	2	4	23
$r_{i+}$	8.5	3.5	8.5	3.5			11.5			3.5	11.5	8.5		14		8.5	13	94.5
$r_{i-}$						3.5			3.5				3.5					10.5

On a donc ici  $T_m = 10.5$ . Par ailleurs, on lit dans la table du test de Wilcoxon, pour  $\alpha = 5\%$  et  $N = 14$ ,  $T_{crit} = 25$ . Comme  $T_m < T_{crit}$ , on conclut comme précédemment sur  $H_1$ .

#### Exercice 4

Dans le cadre d'une enquête sur le rôle de la médecine du travail en Thaïlande, un questionnaire a été envoyé à 290 managers de grandes entreprises de la région de Bangkok. 183 réponses ont été recueillies.

Les questions posées permettaient notamment de comparer les pratiques actuelles des médecins d'entreprise et les attentes des managers relativement à leur rôle, sur des points tels que, par exemple, la visite médicale périodique des employés, la visite médicale avant une mutation au sein de l'entreprise, la constitution de dossiers médicaux relatifs aux employés, etc.

Le tableau ci-dessous croise les réponses aux deux questions suivantes :

- Y a-t-il actuellement une visite médicale de contrôle lors du retour au travail d'un employé après un congé de maladie ?
- Pensez qu'une telle visite fait partie des tâches qui incombent au service médical de votre entreprise ?

		Pratique actuelle	
		oui	non
Pratique souhaitée	oui	129	20
	non	31	3

Etudier, à l'aide d'un test adapté, s'il y a accord entre la pratique actuelle des médecins d'entreprise et les attentes des managers sur cette question (test bilatéral au seuil de 5%).

On compare ici les réponses (oui/non) faites par un même groupe de sujets à deux questions différentes. Il s'agit donc d'une comparaison de proportions sur deux groupes appariés. On peut utiliser le test du  $\chi^2$  de MacNemar, ou le test équivalent exprimé à l'aide d'une variable normale.

Les hypothèses du test peuvent s'exprimer ainsi :

- $H_0$  : Le nombre de désaccords dans un sens est égal à celui constaté dans l'autre sens.
- $H_1$  : Les nombres de désaccords ne coïncident pas.

La statistique de test suit une loi du  $\chi^2$  à 1 ddl. La valeur critique pour un seuil de 5% est  $\chi_{crit}^2 = 3.84$  et la règle de décision est la suivante :

- Si  $\chi_{obs}^2 \leq 3.84$ , on retient  $H_0$  ;
- Si  $\chi_{obs}^2 > 3.84$ , on retient  $H_1$ .

Ici, on obtient  $\chi_{obs}^2 = \frac{(31 - 20)^2}{31 + 20} = 2.37$ . On conclut donc sur  $H_0$  : on n'a pas mis en évidence de différence entre pratique actuelle et pratique souhaitée.