

**Section : Psychologie - Master 1ère année**

Enseignant responsable : F.G. Carpentier

**CORRIGÉ DE L'ÉPREUVE DE STATISTIQUES PARAMÉTRIQUES ET NON  
PARAMÉTRIQUES**

*N.B. Calculatrices, tables des lois statistiques et résumé de cours autorisés.*

**Exercice 1**

*Ref. Guegan Jérôme et al., "Enquête en ligne et masquage/démasquage des opinions sensibles : une autre approche des effets de contexte", Revue internationale de psychologie sociale, 2013/1 Tome 26, p. 101-124.*

Les travaux dans le domaine du masquage d'opinions sensibles suggèrent que les répondants interrogés de façon classique masqueraient certaines opinions socialement indésirables. Cependant, la validité écologique de ces études reste mitigée. La recherche citée ci-dessus se propose d'introduire une nouvelle méthode mobilisant les spécificités de l'enquête en ligne anonyme pour atténuer les effets de masquage. Cette méthode permet de parer aux inconvénients de la technique de substitution, classiquement utilisée dans les études sur le masquage, et d'en aborder expérimentalement les limites.

*Technique de substitution* : Dans une première condition (dite "standard"), les sujets répondent en leur propre nom. Dans une seconde condition (dite "substitution"), les sujets répondent aux mêmes questions, mais au nom d'un groupe de référence (par exemple : "répondez comme vous pensez que le feraient les Français en général").

*Enquête en ligne* : Les études portant sur les effets de l'anonymat dans les communications médiatisées par ordinateur montrent que les individus ont plus de facilité à exprimer des éléments intimes du soi lorsqu'ils communiquent de façon anonyme via Internet.

La recherche porte ici sur la représentation des Roms. Elle a été réalisée à l'automne 2010, soit quelques mois après les actions gouvernementales estivales portant sur le sort des Roms en France. Tout porte à croire qu'en cette période l'objet était suffisamment saillant, polémique et sensible pour initier des stratégies de masquage.

Les sujets devaient induire cinq termes relatifs à l'objet de représentation selon deux consignes différentes (facteur consigne inter-sujets). Une partie des sujets ( $n = 90$ ) répondait en consigne standard (Donnez cinq termes qui, d'après vous, permettent de décrire les Roms) et l'autre partie ( $n = 93$ ) répondait en substitution (Donnez cinq termes indiquant, d'après vous, ce que les "français en général" pensent des Roms).

Cette procédure a été répliquée dans deux contextes d'enquête distincts (facteur contexte inter-sujets). Une partie des sujets ( $n = 92$ ) répondait selon un mode d'administration papier/crayon tandis que l'autre partie ( $n = 91$ ) répondait en ligne.

Après leur évaluation par des juges, ces termes étaient classés en trois catégories (négatifs, neutres, positifs). Un score de valence pour chaque sujet correspondant à la somme de la valence

des termes induits (négatif = -1 ; neutre = 0 ; positif = +1) est alors calculé. Ce score pouvait donc varier de -5 (le sujet ne produit que des termes négatifs) à +5 (le sujet ne produit que des termes positifs).

1) Les auteurs résument le traitement des données obtenues de la façon suivante :

Les scores de valence ont fait l'objet d'une Anova selon un plan 2 (contexte : papier/crayon vs en ligne) X 2 (consigne : standard vs substitution), tous les facteurs étant inter-sujets (...). L'analyse révèle un effet principal du facteur consigne,  $F(1, 179) = 94.27$ ,  $CME = 5.31$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .34$ . Globalement, les termes produits en consigne de substitution ( $M = -1.73$ ,  $SD = 2.37$ ) sont plus négatifs que ceux produit en consigne standard ( $M = 1.57$ ,  $SD = 2.42$ ). On note un effet principal du facteur contexte,  $F(1, 179) = 10.30$ ,  $CME = 5.31$ ,  $p < .01$ ,  $\eta^2 = .05$ , les termes produits en condition papier/crayon ( $M = 0.42$ ,  $SD = 3.13$ ) étant plus positifs qu'en ligne ( $M = -0.63$ ,  $SD = 2.57$ ). On observe également un effet d'interaction significatif entre les facteurs contexte et consigne,  $F(1, 179) = 7.06$ ,  $CME = 5.31$ ,  $p < .01$ ,  $\eta^2 = .04$ . L'analyse des effets simples révèle qu'en consigne standard, les termes sont plus positifs en condition papier/crayon ( $M = 2.57$ ,  $SD = 2.11$ ) qu'en ligne ( $M = 0.57$ ,  $SD = 2.31$ ),  $F(1, 179) = 16.93$ ,  $p < .001$ . En revanche, en consigne de substitution, la valence des termes ne diffère pas significativement entre les contextes papier/crayon ( $M = -1.63$ ,  $SD = 2.5$ ) et en ligne ( $M = -1.82$ ,  $SD = 2.26$ ),  $F(1, 179) = 0.15$ ,  $p = .69$ .

N.B. Dans ce texte, CME désigne le carré moyen de l'erreur (ou résidu) de l'analyse de variance,  $M$  et  $SD$  désignent respectivement la moyenne et l'écart type de la série concernée.

1) A l'aide des éléments fournis par les auteurs, recomposer le tableau d'analyse de variance factorielle à deux facteurs, conformément au schéma suivant :

Source de variation	SC	ddl	CM	F
<i>A</i>	...	...	...	...
<i>B</i>	...	...	...	...
<i>A × B</i>	...	...	...	...
Résidu	...	...	...	...

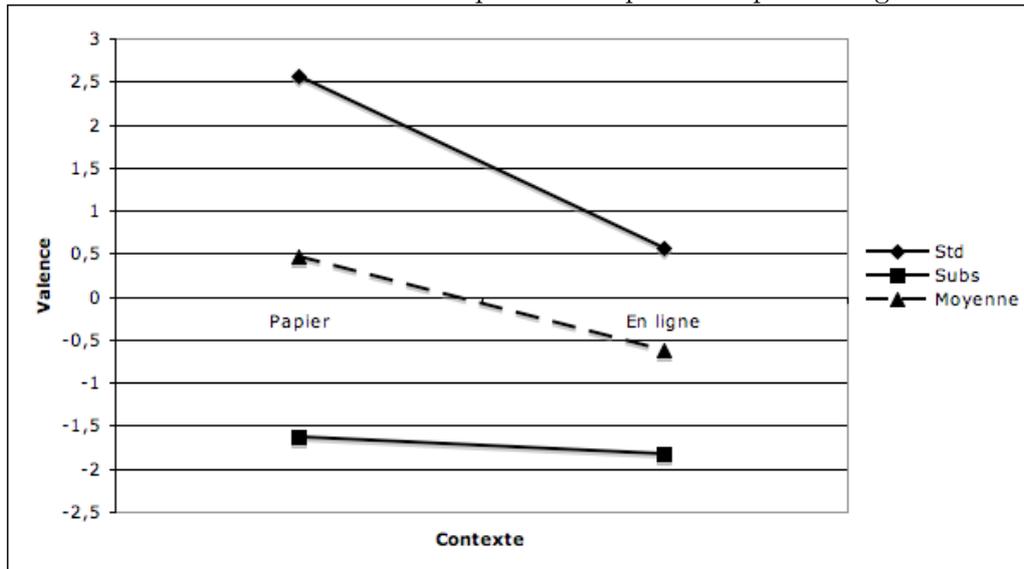
Les valeurs indiquées par les auteurs permettent de compléter le tableau de la manière suivante :

Source de variation	SC	ddl	CM	F
Consigne	<i>500.57</i>	1	<i>500.57</i>	94.27
Contexte	<i>54.70</i>	1	<i>54.70</i>	10.30
Cg × Ct	<i>37.49</i>	1	<i>37.49</i>	7.06
Résidu	<i>950.50</i>	179	5.31	
Total	<i>1543.26</i>	<i>183</i>		

Dans ce tableau, les valeurs en caractères droits sont celles relevées dans le texte, les valeurs en italiques sont calculées à partir des autres éléments du tableau. Par exemple,  $500.57 = 5.31 \times 94.27$ .

2) Réaliser un diagramme illustrant l'interaction entre les deux facteurs utilisés ici.

L'interaction entre les deux facteurs peut être représentée par le diagramme suivant :



3) Les résultats obtenus par les auteurs permettent-ils de confirmer les hypothèses suivantes des auteurs ?

H1 : *On s'attend à observer des réponses globalement plus négatives en ligne qu'en contexte papier-crayon.*

H2a : *Si la technique de substitution implique un processus de transparence, la valence des réponses produites sous consigne de substitution en contexte papier-crayon devrait être équivalente à celle des réponses produites sous la même consigne en ligne.*

H2b : *Si au contraire la consigne de substitution mobilise d'autres processus tels que le démasquage ou la comparaison sociale, on peut s'attendre à observer des différences entre les contextes papier-crayon et en ligne. Dans ce cas, le caractère globalement désinhibant des communications médiatisées par ordinateur anonymes devrait orienter la valence des réponses produites.*

L'hypothèse H1 est vérifiée. En effet, les auteurs indiquent : *On note un effet principal du facteur contexte . . . , les termes produits en condition papier/crayon . . . étant plus positifs qu'en ligne.*

S'agissant de la consigne H2a, on constate sur le diagramme d'interaction que lorsque Consigne = substitution, les moyennes observées dans les deux contextes sont peu différentes (-1.63 et -1.82). Par ailleurs, le texte indique : *En revanche, en consigne de substitution, la valence des termes ne diffère pas significativement entre les contextes papier/crayon . . . et en ligne . . .* L'hypothèse est donc vérifiée.

L'hypothèse H2b, contradictoire avec H2a, n'est évidemment pas vérifiée.

## Exercice 2

Ref. Angie, Amanda D. et al., "Studying ideological groups online : identification and assessment of risk factors for violence", *Journal of Applied Social Psychology*, 2011, 41, 3, p. 627-657.

Dans l'étude citée ci-dessus, des chercheurs ont examiné les forums de 29 sites Web afin de mettre en évidence certains traits caractéristiques des groupes idéologiques violents.

Les 29 sites ont été classés par les auteurs en 3 catégories : "violent ideological" (VI), "non violent ideological" (NI) et "non violent non ideological" (NN). Chaque catégorie comporte 9 ou 10 sites.

Exemples de sites étudiés :

VI : Volksfront (www.volksfrontinternational.com) ;

NI : Greenpeace (www.greenpeace.org) ;

NN : Debate Central (www.debate-central.org/forum/).

Pour chaque site, 5 fils de discussion tirés au hasard ont fait l'objet d'une analyse de contenu. Cette procédure a conduit à étudier 55 unités d'analyse dans le groupe VI, 56 dans le groupe NI et 61 dans le groupe NN, soit 172 au total.

Des recherches précédemment menées ont permis d'identifier 7 variables liées à l'idéologie et à la violence et correspondant à des processus psychologiques des membres du groupe. On s'intéresse ici à la variable "Ethnic Outgrouping" (définition ethnique de l'exogroupe). Les chercheurs ont aussi évalué 4 variables liées au contenu, par exemple "Discussion of current events" (discussion sur l'actualité).

Un ensemble d'échelles en 5 points a été défini et les unités d'analyse ont ensuite été évaluées selon ces échelles par plusieurs juges. Les scores observés dans les trois groupes ont ensuite été comparés à l'aide de tests non paramétriques (Kruskal-Wallis, Mann-Whitney, corrélation des rangs de Spearman).

Le protocole des rangs appliqué à l'échelle "Discussion of current events" (discussion sur l'actualité) a conduit aux résultats suivants :

Tendance	Effectif	Somme des rangs	Rang moyen
VI	55	3 731.2	67.84
NI	56	5 818.4	103.90
NN	61	5 328.4	87.35
Total	172	14 878	86.50

Le protocole des rangs appliqué à l'échelle "Ethnic Outgrouping" (définition ethnique de l'exogroupe) a conduit aux résultats suivants :

Tendance	Effectif	Somme des rangs	Rang moyen
VI	55	7 009.8	127.45
NI	56	3 549.3	63.38
NN	61	4 318.9	70.80
Total	172	14 878	86.50

1) Pour chacune des deux variables, rechercher s'il existe des différences significatives selon la catégorie dans laquelle a été classé le site (seuil : 1%).

Compte tenu des données fournies, nous réalisons ici des tests de Kruskal-Wallis. L'hypothèse  $H_0$  correspond à l'égalité des médianes de la VD considérée dans les trois populations parentes, l'hypothèse  $H_1$  à l'existence d'au moins une différence entre ces médianes.

Pour la variable DCE, le calcul de la statistique K donne :

$$K = \frac{12}{172 \times 173} \left( 55 \times (67.84 - 86.5)^2 + 56 \times (103.9 - 86.5)^2 + 61 \times (87.35 - 86.5)^2 \right) = 14.58.$$

Sous  $H_0$ , cette statistique suit une loi du  $\chi^2$  à 2 ddl. Au seuil de 1%, la valeur critique est :  $\chi_c^2 = 9.21$ . Par conséquent,  $H_1$  est retenue.

De même, pour la variable EO, on obtient  $K = 49.39$ , et donc une différence significative entre les groupes au seuil de 1%.

2) Pour chacune des deux variables, comparer le groupe VI au groupe NI à l'aide d'un test post hoc de type Bonferroni-Dunn, avec un seuil "familywise" de 1%.

N.B. Pour un seuil bilatéral "par comparaison" de 0.33%, la valeur critique de la loi normale centrée réduite est :  $Z_c = 2.9383$ .

Pour les groupes VI et NI, on a :  $E_{VI,NI}^2 = \frac{172 \times 173}{12} \left( \frac{1}{55} + \frac{1}{56} \right) = 89.36$  d'où  $E = 9.45$ .

Le test porte ici sur 3 groupes, soit  $\frac{3 \times 2}{2} = 3$  comparaisons à faire ; pour obtenir un résultat au seuil familywise de 1%, nous utiliserons un seuil par comparaison de  $\frac{1\%}{3} = 0.33\%$ . Dans ces conditions, la valeur critique à utiliser est  $Z_c = 2.9383$ .

Pour la variable DCE,  $Z_{VI,NI} = \frac{67.84 - 103.90}{9.45} = -3.81$ . Il existe donc une différence significative entre ces deux groupes du point de vue de cette variable.

Pour la variable EO,  $Z_{VI,NI} = \frac{127.45 - 63.38}{9.45} = 6.77$  d'où également une différence significative.

3) a) Interpréter le sens des différences dans les deux tests post hoc précédents.

On observe que, pour la variable DCE, les scores les plus élevés se trouvent dans le groupe NI, alors qu'au contraire, en ce qui concerne la variable OE, les scores les plus élevés se rencontrent dans le groupe VI. Autrement dit, les discussions sur l'actualité obtiennent un score plus élevé dans le groupe des sites classés non violents idéologiques que dans le groupe des sites classés violents idéologiques. A l'inverse, les références ethniques définissant l'exogroupe sont plus présentes dans le groupe des sites violents idéologiques que dans l'autre groupe.

b) Les auteurs indiquent que le coefficient de corrélation de Spearman entre les deux variables étudiées est  $R_s = -0.01$ . Ce résultat est-il étonnant ? Pourquoi ?

Le résultat de la question précédente pourrait laisser prévoir une corrélation négative entre les deux variables. Mais il faut également tenir compte du rôle du troisième groupe (NN), en situation intermédiaire dans les deux cas. En fait, les résultats précédents ne permettent pas vraiment de prévoir la valeur de  $R_s$ .

### Exercice 3

*Ref. Hooten E.R., Hayes S.T., Adams J.A., Communicative modalities for mobile device interaction, Int. J. Human-Computer Studies, Vol. 71, pp. 988-1002, 2013*

Dans l'article cité ci-dessus, des chercheurs se sont intéressés à l'évaluation de différentes modalités de communication (auditive, visuelle, mixte) entre un dispositif électronique mobile (par exemple un smartphone) et un sujet accomplissant un trajet à pied. Chacun des 29 sujets a réalisé trois épreuves, une pour chacun des modes de communication.

À l'issue des tests, chaque sujet a rempli un questionnaire, dans lequel on lui demandait notamment de classer les 3 modalités selon divers aspects : facilité de compréhension, qualité de l'information fournie, niveau de confiance, etc.

On s'intéresse ici aux réponses fournies par les sujets en ce qui concerne la facilité de compréhension. Les réponses des sujets sont les suivantes (classement de 1 à 3, la valeur 1 est attribuée à la modalité pour laquelle la compréhension est la plus facile) :

	Auditive	Visuelle	Mixte
s1	3	2	1
s2	3	2	1
s3	3	2	1
s4	3	2	1
s5	3	2	1
s6	3	2	1
s7	3	2	1
s8	3	2	1
s9	3	2	1
s10	3	2	1
s11	3	2	1
s12	3	2	1
s13	3	2	1
s14	3	2	1
s15	3	2	1
s16	3	2	1
s17	3	2	1
s18	3	2	1
s19	3	2	1
s20	3	2	1
s21	3	1	2
s22	1	2	3
s23	1	2	3
s24	1	2	3
s25	1	2	3
s26	1	2	3
s27	1	2	3
s28	1	2	3
s29	1	2	3
$\sum R_i$	71	57	46

1) Etudier à l'aide d'un test approprié si les rangs moyens des trois modalités de communication sont significativement différents (seuil : 5%)

Les données fournies concernent 3 groupes appariés (les mêmes sujets, placés dans 3 conditions différentes). Les trois conditions peuvent être comparées à l'aide d'un test d'ANOVA par les rangs de Friedman. Comme on a demandé aux sujets de classer les 3 modalités, le protocole observé coïncide avec le protocole des rangs par sujet.

Les hypothèses du test peuvent être écrites en fonction des médianes pour les conditions  $A$ ,  $V$ ,  $M$  dans la population parente sous la forme :

- $H_0 : \theta_A = \theta_V = \theta_M$
- $H_1$  : Il existe au moins une inégalité entre les médianes

La statistique de test est  $F_r = \frac{12}{29 \times 3 \times 4} (71^2 + 57^2 + 46^2) - 3 \times 29 \times 4 = 10.82$ .

Sous  $H_0$ , cette statistique suit une loi du  $\chi^2$  à 2 ddl. La valeur critique au seuil de 5% est :  $\chi^2 = 5.99$ . Comme  $F_r > 5.99$ , on retient  $H_1$  : il existe une différence significative entre les 3 modalités.

2) Comparer les modalités deux à deux en effectuant des tests post hoc avec un seuil de 5% unilatéral pour chaque comparaison.

Pour l'ensemble des comparaisons à faire,  $E^2 = \frac{29 \times 3 \times 4}{6} = 58$  d'où  $E = 7.615$ .

Les statistiques  $Z$  pour chaque comparaison sont données par :

$$Z_{A/V} = \frac{71 - 57}{\frac{7.615}{71 - 46}} = 1.83$$
$$Z_{A/M} = \frac{71 - 46}{\frac{7.615}{57 - 46}} = 3.28$$
$$Z_{V/M} = \frac{57 - 46}{\frac{7.615}{71 - 46}} = 1.44$$

Il s'agit ici de mettre en évidence un effet assez faible, et on choisit donc de réaliser les tests post hoc avec un seuil par comparaison de 5% unilatéral (autrement dit, on fait un test "LSD like"). On a alors  $Z_c = 1.645$ .

Les deux premières comparaisons conduisent alors à un effet significatif de la modalité, alors que la troisième conclut sur  $H_0$ . Autrement dit, la modalité "Auditive" semble se démarquer des deux autres modalités (elle correspond aux rangs les plus élevés, c'est celle pour laquelle la compréhension est la moins facile). Les deux autres modalités semblent équivalentes entre elles.