

# REMARQUE SUR LA STATISTIQUE DES BECS-DE-LIÈVRE

par R. TURPIN, M. TISSERAND et M. P. SCHÜTZENBERGER

La plupart des auteurs ont signalé la variabilité de la fréquence d'apparition des becs-de-lièvre selon le sexe, le côté, l'intensité de la forme, etc. Nous avons pensé qu'il serait intéressant de comparer sous cet angle les différents chiffres publiés afin de contrôler l'existence et l'étendue des interactions. Malheureusement, soit que les documents aient été hors de notre portée (et notamment en ce qui concerne les mémoires de G. Kloepper, R. R. W. Hinrichsen, L. G. Grace), soit que les chiffres publiés aient été peu propres à cette nouvelle exploitation statistique (par exemple : J. Sanders, W. Lange, K. Eicker), nous avons dû limiter notre étude aux deux derniers travaux de Veau et de P. F. Andersen, analysés d'un autre point de vue dans l'article précédent.

## PRINCIPES DE L'ANALYSE STATISTIQUE.

Dans chaque échantillon, les chiffres sont classés :

- selon le sexe;
- selon le côté (gauche, droit, bilatéral) ;
- selon l'intensité (simple, complet).

Le dispositif statistique est donc du type  $2 \times 2 \times 3 \times 2$  puisque deux échantillons sont utilisés.

La nature même du problème suggère la définition des interactions : on dira qu'il y a interactions entre plusieurs principes de classification quand la fréquence correspondante sera différente du produit des probabilités marginales (prises égales aux fréquences marginales observées). Ainsi une interaction (ES) (Echantillon  $\times$  Sexe) signifie-t-elle que la proportion totale des sujets masculins (par exemple) n'est pas la même dans les deux échantillons. Une interaction (SCI) (Sexe  $\times$  Côté  $\times$  Intensité) signifierait que dans les deux sexes la répartition des formes simples et complètes n'est pas la même selon le côté. Mettant provisoirement à part toute préoccupation probabilitaire, il est bien évident que si l'on fait préalablement subir aux fréquences observées une transformation logarithmique, on se trouve formellement dans la situation de l'analyse de variance. Cependant, si cette transformation possède un contenu algébrique satisfaisant, elle ne remplit pas les conditions statistiques nécessaires et en particulier elle ne stabilise pas la variance (qui ici est proportionnelle à la fréquence puisqu'il s'agit d'une loi de Poisson). En conséquence on a préféré utiliser la méthode de chi-carré qui se prête assez bien à ce type de recherches. Toutefois on a également donné ici les résultats de l'analyse de variance dont on voit sans peine qu'elle aurait plutôt conduit à sous-estimer les significances.

	d. l.	carré moyen
. . . . .	23	
e . . . .	1	30,858
. s . . .	1	12,117
. . c . .	2	10,682
. . . i .	1	28,185
e s . . .	1	0,480
e . c . .	2	0,401
e . . i .	1	0,012
. s c . .	2	0,673
. s . i .	1	0,171
. . c i .	2	1,712
e s c . .	2	0,221
e s . i .	1	0,454
e . c i .	2	0,032
. s c i .	2	0,094
e s c i .	2	0,442

TABLEAU I

d. l. : degré de liberté.  
e : échantillon.  
s : sexe.  
c : côté.  
i : intensité.

Les effets principaux.

Au total on compte une proportion de 0,6476 sujets masculins. Les formes bilatérales représentent une fraction de 0,2602 du total, cependant que parmi les formes unilatérales la proportion des cas à gauche est : 0,6927. Enfin la fréquence relative des formes complètes est 0,7166. Tous ces chiffres sont significativement différents de ceux qu'indiqueraient les diverses hypothèses nulles simples que l'on pourrait former a priori. On les utilisera donc sous leur forme brute pour la suite des calculs concurremment avec la fréquence relative des sujets de l'échantillon français (0,7183).

Les interactions du premier ordre.

On dispose de six comparaisons indépendantes entre elles qui conduisent aux valeurs suivantes :

Interraction	Degrés de liberté	Valeur du chi-carré
Echantillon $\times$ sexe	1	7,34
» $\times$ côté	2	1,57
» $\times$ intensité	1	0,13
Sexe $\times$ côté	2	8,03
» $\times$ intensité	1	0,30
Côté $\times$ intensité	2	32,97

Seule la dernière de ces interactions est hautement significative ; la première est significative — ( $P < 1/00$ ) ; l'interaction « sexe  $\times$  côté » est presque significative.

Pour analyser plus profondément l'influence du côté, on pourrait utiliser une décomposition orthogonale puisqu'il y a deux degrés de liberté à chaque fois. Il semble plus logique de tester d'abord le rapport des formes bilatérales aux formes unilatérales, puis à l'intérieur de celles-ci le rapport de la gauche à la droite.

Bien que ces deux tests ne soient pas indépendants les résultats sont ici tellement nets que cette méthode semble suffisante.

On trouve :

Interraction	Valeur du chi-carré	
Sexe $\times$ unilatérale/bilatérale..	6,28	( $P = 1,2\%$ )
Sexe $\times$ gauche/droit .....	2,93	( $P = 8,5\%$ )
Intensité $\times$ unilatérale/bilatér	32,44	
Intensité $\times$ gauche/droit ....	0,44	

Interactions du 2<sup>e</sup> ordre.

L'existence des interactions précédentes rend illusoire le calcul des interactions du 2<sup>e</sup> ordre par la méthode des décompositions orthogonales.

Mais renonçant cette fois encore à l'indépendance, on peut employer la méthode de chi-carré pour vérifier l'égalité des birapports.

L'analyse de variance indique que seule l'interaction : Echantillon  $\times$  Sexe  $\times$  Intensité mérite d'être testée. Le chi-carré correspondant est trouvé égal à 1,97.

## CONCLUSIONS

A. Les deux échantillons diffèrent probablement par l'inégalité de la proportion des sexes : 62,8 % d'hommes dans l'échantillon de Veau contre 69,8 % dans celui de P. F. Andersen.

Peut-être pourrait-on aussi les soupçonner de différer quant à la gravité des formes selon le sexe (excès relatif des formes complètes chez les femmes en France et corrélativement des formes simples chez les hommes au Danemark) bien que les totaux des formes simples et complètes concordent. Une différence de localisation latérale entre les deux échantillons paraît encore moins défendable.

B. Dans l'ensemble les sexes ne se différencient que par la localisation et ceci surtout en raison de l'excès significatif des formes bilatérales chez l'homme : 27,9 % de tous les cas ; chez la femme 22,5 %.

La diminution des formes droites est ici peu nette chez l'homme : à droite 29,5 % des formes unilatérales ; chez la femme 32,9 %.

C. Enfin il existe un contraste indiscutable entre les formes complètes beaucoup plus souvent bilatérales (29,8 % contre 16,6 % pour les formes simples) qu'unilatérales sans qu'aucune préférence pour le côté gauche ou le côté droit ne puisse être mise en valeur.

(Travail subventionné par l'Institut National d'Hygiène et le Fonds d'Etudes de la Société Médicale des Hôpitaux de Paris).

---