

ETIENNE MULLET

## **La décomposition de l'interaction en analyse multivariée de l'incertitude**

*Mathématiques et sciences humaines*, tome 76 (1981), p. 59-63

[http://www.numdam.org/item?id=MSH\\_1981\\_\\_76\\_\\_59\\_0](http://www.numdam.org/item?id=MSH_1981__76__59_0)

© Centre d'analyse et de mathématiques sociales de l'EHESS, 1981, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Mathématiques et sciences humaines » (<http://msh.revues.org/>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

LA DECOMPOSITION DE L'INTERACTION  
EN ANALYSE MULTIVARIEE DE L'INCERTITUDE

Etienne MULLET (1)

Le présent document n'est pas un article mais une question que je vais illustrer par un exemple numérique. Cette question est relative à la décomposition de l'interaction en Analyse Multivariée de l'Incertainitude, c'est-à-dire à la décomposition (dans le cas orthogonal) de la quantité d'information supplémentaire  $A(x,t,y)$  en quantités plus élémentaires correspondant à chaque configuration de deux éventualités de  $x$  et de  $t$ .

Soit le tableau de contingence suivant dont chacun des éléments exprime une fréquence (exemple réel) :

	1	2	3	4	5	6	7	8	Total	
A	.208	.0	.285	.002	.160	.153	.104	.089	1.000	
B	.063	.030	.592	.115	.082	.066	.036	.017	1.000	Tab.
C	.0	.118	.519	.260	.049	.050	.003	.0	1.000	1
m	.090	.049	.465	.126	.097	.090	.048	.035	1.000	

Les deux entrées de ce tableau correspondent, la première, en ligne, à la variable dépendante (8 éventualités), la seconde, en colonne, à la

---

(1) Cette étude a utilisé les moyens de travail du Service de recherches de l'INETOP (CNAM) et du Laboratoire de Psychologie Différentielle (EPHE, 3e section et Université René Descartes) ainsi que les moyens mis à la disposition du Laboratoire par le CNRS (ERA n° 79).

variable indépendante (3 éventualités). Ces deux variables sont nominales.

Le calcul de la liaison entre ces deux variables par la méthode de l'information (BACHER, 1957) conduit à la valeur .321 de l'indice T, quantité d'information transmise.

Soit un autre tableau de contingence, exprimant la liaison entre la même variable dépendante et une autre variable indépendante dont les trois éventualités sont X, Y, Z.

	1	2	3	4	5	6	7	8	Total	
X	.250	.123	.429	.0	.0	.007	.123	.068	1.000	
Y	.021	.024	.672	.010	.064	.149	.021	.038	1.000	Tab.
Z	.0	.0	.295	.366	.226	.113	.0	.0	1.000	2
m	.090	.049	.465	.126	.097	.090	.048	.035	1.000	

La quantité d'information transmise est, dans ce cas, de .557. Le troisième tableau exprime la liaison entre la même variable dépendante et les deux variables indépendantes prises conjointement.

	1	2	3	4	5	6	7	8	Total	
AX	.563	.0	.0	.0	.0	.0	.255	.182	1.000	
AY	.063	.0	.563	.0	.078	.182	.057	.083	1.000	
AZ	.0	.0	.318	.005	.401	.276	.0	.0	1.000	
BX	.188	.089	.594	.0	.0	.005	.104	.021	1.000	Tab.
BY	.0	.0	.729	.005	.068	.161	.005	.031	1.000	3
BZ	.0	.0	.453	.339	.177	.031	.0	.0	1.000	
CX	.0	.281	.693	.0	.0	.016	.010	.0	1.000	
CY	.0	.073	.750	.026	.047	.104	.0	.0	1.000	
CZ	.0	.0	.115	.755	.099	.031	.0	.0	1.000	
m	.090	.049	.465	.126	.097	.090	.048	.035	1.000	

La quantité est cette fois de .980. Cette quantité est supérieure à la somme des deux précédentes : .878. Dans le cas orthogonal qui est le nôtre la quantité supplémentaire d'information transmise (.102) est directement assimilable à l'interaction :

$$T(x, t; y) = T(x; y) + T(t; y) + A(x, t, y)$$

où  $T(x, t; y)$  est la quantité transmise par les deux variables indépendantes prises conjointement,

$T(x, y)$  et  $T(t; y)$  les quantités transmises par chaque variable prise séparément,

$A(x, t, y)$  une quantité supplémentaire assimilable à l'interaction.

Outre le calcul de cette quantité  $A(x, t, y)$ , ce qui m'importe, compte tenu de ma problématique, est de repérer quelles configurations d'éventualités des deux variables indépendantes (de AX à CZ) sont plus précisément responsables de cette quantité  $A(x, t, y)$ . Pour ce faire j'ai adopté une méthode empirique qui bien que donnant relativement satisfaction mériterait peut-être de recevoir un fondement mathématique plus solide voire d'être grandement améliorée.

Je constitue un tableau intermédiaire, censé représenter les valeurs attendues des fréquences dans le cas de stricte additivité des effets des deux variables. Ce tableau est constitué par application de la formule :

$$p_{i,j} = p_i \cdot p_j / p_k$$

où  $p_{i,j}$  représente chacune des valeurs du tableau intermédiaire,

$p_i$  chacune des valeurs du tableau correspondant au croisement de la première variable indépendante avec le critère (de .208 à .000)

$p_j$  chacune des valeurs du tableau correspondant au croisement de la seconde variable avec le critère (de .250 à .000)

$p_k$  chacune des fréquences moyennes observées des éventualités de la variable dépendante (de .090 à .035).

Dans cet exemple le tableau est le suivant :

	1	2	3	4	5	6	7	8	Total	
AX	.577	.0	.262	.0	.0	.012	.267	.170	1.288	
AY	.048	.0	.411	.000	.106	.254	.045	.096	.961	
AZ	.0	.0	.181	.005	.373	.192	.0	.0	.751	
BX	.173	.074	.546	.0	.0	.005	.094	.033	.925	Tab.
BY	.014	.015	.855	.010	.054	.110	.016	.019	1.092	
BZ	.0	.0	.376	.334	.191	.083	.0	.0	.983	4
CX	.0	.296	.478	.0	.0	.004	.009	.0	.787	
CY	.0	.058	.750	.022	.032	.084	.002	.0	.947	
CZ	.0	.0	.329	.760	.114	.063	.0	.0	1.266	
m	.090	.049	.465	.126	.097	.090	.048	.035	1.000	

Dans ce tableau le total de chaque ligne n'est pas nécessairement égal à  $1. \sum p_{ij}$  est généralement différent de  $\sum p_i \sum p_j / \sum p_k$ . Ce tableau est transformé de telle manière que chaque total de ligne soit égal à 1.000.

	1	2	3	4	5	6	7	8	Total	
.448	0	.203	0	0	.009	.207	.133		1.000	
.050	0	.427	0	.110	.265	.048	.100		1.000	
0	0	.241	.006	.497	.256	0	0		1.000	
.187	.080	.590	0	0	.005	.102	.036		1.000	Tab.
.013	.014	.783	.009	.049	.100	.015	.017		1.000	5
0	0	.383	.340	.193	.084	0	0		1.000	
0	.376	.607	0	0	.005	.012	0		1.000	
0	.061	.792	.023	.034	.088	.002	0		1.000	
0	0	.260	.600	.090	.050	0	0		1.000	

Je calcule alors l'entropie de chaque distribution par ligne, de AX à CZ, dans ce dernier tableau et je la soustrais de l'entropie de chaque ligne correspondante du tableau 3. J'obtiens chaque fois une quantité  $E(x_M, t_L, y)$ , tantôt positive, tantôt négative, qui représente pour moi la contribution de chaque ligne du tableau 3, de chaque configurations d'éventualités, à la quantité  $A(x, t, y)$ . Ces quantités sont dans l'ordre, les suivantes : .488, .140, -.062, .034, -.001, .174, .039, -.141, .326.

On observe en général que  $\bar{E}(x_M, t_L, y)$  est une bonne approximation de  $A(x, t, y)$ . (Cette méthode permet outre les lignes de repérer les cases responsables de l'interaction).

C'est à propos de cette méthode empirique et de cet indice  $E(x_M, t_L, y)$  que j'aimerais connaître l'avis des mathématiciens, lecteurs et auteurs de cette revue.

---

#### REFERENCES

BACHER (F.).- Etude de la liaison statistique entre deux variables par la méthode de l'information. B.I.N.O.P., 1957, 13, 13-25.