

REPRÉSENTATION SOCIALE, CONSENSUS ET CORRÉLATION – REMARQUES À PARTIR DES REMARQUES DE E. H. WITTE

Claude Flament

Université de Provence, Aix-en-Provence, France

La note de Witte (1994) dans le précédent numéro de cette revue, a le mérite de poser, *au niveau des calculs*, à côté des discussions en termes de théorie psychologique (cf. par exemple Fraser, 1994), le très sérieux problème: Représentation consensuelle *versus* Attitude diversifiée. Et je ne crois pas trop exagérer dans le sens de Witte en simplifiant:

— Ou bien on a une bonne étude de représentation, sur un groupe homogène, et toute analyse de corrélation est décevante;

— Ou bien une analyse de corrélation donne de bons résultats, et cela veut dire que, sans le savoir, on a fait une étude d'attitudes ou d'opinions.

Ce qui n'empêche pas ce genre d'étude d'être très intéressant, y compris pour le spécialiste des Représentations Sociales (= RS): sur bien des problèmes, on n'a que des études d'attitude pour se faire une idée d'un objet sur lequel aucune étude de RS n'a été faite (par exemple, comment savoir ce qu'était la RS du Travail dans les époques antérieures à la création par Moscovici du mouvement de recherche sur les RS ? En fait, à notre connaissance, les premières études de la RS du Travail datent seulement de 10 ans: Bérourd, Clémence et Meyer, 1985 et Salmaso et Pombeni, 1986). Parmi les études très intéressantes, bien que prenant à tort le label RS, on peut citer l'étude des attitudes et opinions vis-à-vis du Pouvoir (Vala, 1990), ou l'étude des attitudes et opinions vis-à-vis de l'Éducation des enfants (Molinari et Emiliani, 1993). Une place à part me semble devoir être réservée à l'étude de la RS des Droits de l'Homme, par Clémence, Doise et Lorenzi-Cioldi (1994), car les données ont en fait une structure statistique tout à fait exceptionnelle.

Mais, partant d'une *philosophie statistique* différente de celle de Witte, je ferai un diagnostic différent, et en tirerai des conséquences pratiques différentes.

Je prendrai tous mes exemples dans des études de la RS du Travail car je dispose actuellement de plus de 20 questionnaires sur ce sujet. En effet, avec quelques collègues d'Aix-en-Provence, nous pensons que ce thème est crucial pour comprendre l'évolution actuelle de notre Société Occidentale.

I. Glissement sémantique d'un item RS vers un item Attitude

Je veux d'abord montrer que, *pratiquement*, la distinction entre une étude RS et une étude Attitude n'est pas toujours facile.

En effet, on demande aux Sujets de caractériser un objet de RS; mais les Sujets ont naturellement tendance à vouloir exprimer bien plus, et notamment, leurs attitudes vis-à-vis de l'objet¹. Par exemple, on a pu montrer que la Rémunération est un trait essentiel du Travail (professionnel) (Flament, à paraître); mais il est probable que les Sujets sont, par

¹ C'est, entre autres objectifs, pour limiter cette tendance que nous avons mis au point, à Aix, un mode de questionnement spécifique (Mise En Cause = MEC = "Calling into Question"); Voir Flament, 1994.

ailleurs, plus ou moins préoccupés par les problèmes d'argent: ceux qui attachent beaucoup d'importance à l'argent iront dans le sens du consensus sur Rémunération; mais d'autres s'écarteront un peu du consensus, pour nous dire: "dans le Travail, il n'y a pas que l'argent qui compte". Le problème devient dramatique lorsque *la rédaction de l'item favorise l'expression de l'attitude*, en correspondant mal au trait spécifique de la RS. Ainsi, Bérout *et al.* (1985) proposent: "Le travail, c'est gagner beaucoup d'argent"; et cet item se retrouve parmi les trois derniers, alors que Rémunération est toujours dans les premiers. On peut penser que "gagner *beaucoup* d'argent" évoque "faire fortune" — ce qu'on n'espère pas d'un travail professionnel normal, qui est caractérisé par une "rémunération raisonnable". On a testé cette hypothèse en reproduisant le questionnaire avec seulement ce *beaucoup* supprimé, et on voit (tableau 1) que ce simple glissement sémantique fait passer d'une distribution raisonnablement normale (A) à une distribution raisonnablement consensuelle (B) (voir détails in Flament, à paraître).

Deux items qui ne traduisent pas la

même idée

Tableau 1

Le TRAVAIL, c'est:	1	2	3	4	n
A. Gagner beaucoup d'argent	2	6	12	6	26
B. Gagner de l'argent	0	1	15	11	27

Que ces deux items n'aient pas le même sens est attesté par les corrélations (quoique veuille dire une corrélation!) avec d'autres items du même questionnaire: ainsi, A corrèle assez fortement avec "Avoir un certain pouvoir" et "Acquérir un statut social", ce qui n'est pas le cas de B. Et ce n'est pas un artefact statistique: la corrélation entre B et "Pouvoir" est .055, alors que (selon une technique qui sera illustrée plus loin) la corrélation maximum possible dans ce cas est de .873!

II. Modèle probabiliste ou description géométrique

Witte (1994, p. 47) déclare: "The main assumption behind the correlational analysis is the normal distribution", et: "Only under (the conditions of the multivariate normal distribution) are the correlation/regression and factor analysis statistically justified".

C'est se mettre dans la perspective *philosophique* de la majorité des statisticiens anglo-saxons, qui suppose un *modèle probabiliste* (généralement "normal") de la population parente. Les données observées ne sont que des aléas issus de cette population théorique, le problème étant de savoir avec quelle probabilité. Mais une autre tradition philosophique est défendue, notamment en France (Benzécri, Rouanet... — cf. par exemple Rouanet et Leroux, 1993). C'est, comme disent certains statisticiens britanniques, "The french abstract-geometrical approach", où il n'est jamais question de probabilité ni de distribution normale!

Laissons le côté "abstrait" (il s'agit de travailler dans la dualité de deux espaces vectoriels), et faisons un peu de géométrie. Lorsqu'on demande à n sujets de juger m items sur une même échelle d'évaluation en K points, on se place dans un espace euclidien: très précisément, dans un hyper-cube à n dimensions, dont chaque côté mesure K unités. Chaque point de cet espace est un vecteur à n coordonnées. Il faut considérer la diagonale principale du cube: la droite D , qui réunit tous les vecteurs constants (= les n coordonnées sont égales); D passe par le vecteur minimum dont toutes les coordonnées sont 1, et par le vecteur maximum dont toutes les coordonnées sont K . Une variable X est un point de ce cube, donc un vecteur (dont les coordonnées sont les réponses de n sujets). Le point X se projette orthogonalement (méthode des "moindres carrés") sur D au point X' , vecteur dont chaque

coordonnée est égale à la *moyenne* de X; la distance (euclidienne) entre X et X' est $\{n \cdot \text{var}(x)\}^{1/2}$. Comme dans nos problèmes, on n'a jamais vu un *consensus parfait* (= 100 % de réponses identiques), $\text{var}(x) > 0$, même si sa valeur est très faible. Donc, X et X' ne sont pas confondus, et le point X avec la droite D définit un plan unique, P (X). Pour une variable Y, on obtient de même un plan P (Y); on démontre que le cosinus de l'angle a entre ces deux plans *est* la corrélation entre les deux variables:

$$r(xy) = \cos a.$$

Les *m* points (correspondant aux *m* variables) constituent un *nuage* (l'équivalent de ce terme n'est pratiquement pas utilisé en anglais). En général, ce nuage n'est pas homogène, et on repère des directions privilégiées (à l'aide des valeurs propres — "eigen values" — de la matrice de corrélation); et c'est en tenant compte de ces axes qu'on fera une projection orthogonale du nuage de *m* points sur une variété linéaire de faible dimensionalité (par exemple, 4 ou 5 axes si $m = 15$). On a là toutes les analyses de corrélation, régression, factorielles... (avec des complexifications variables dépendant de l'objectif qu'on veut

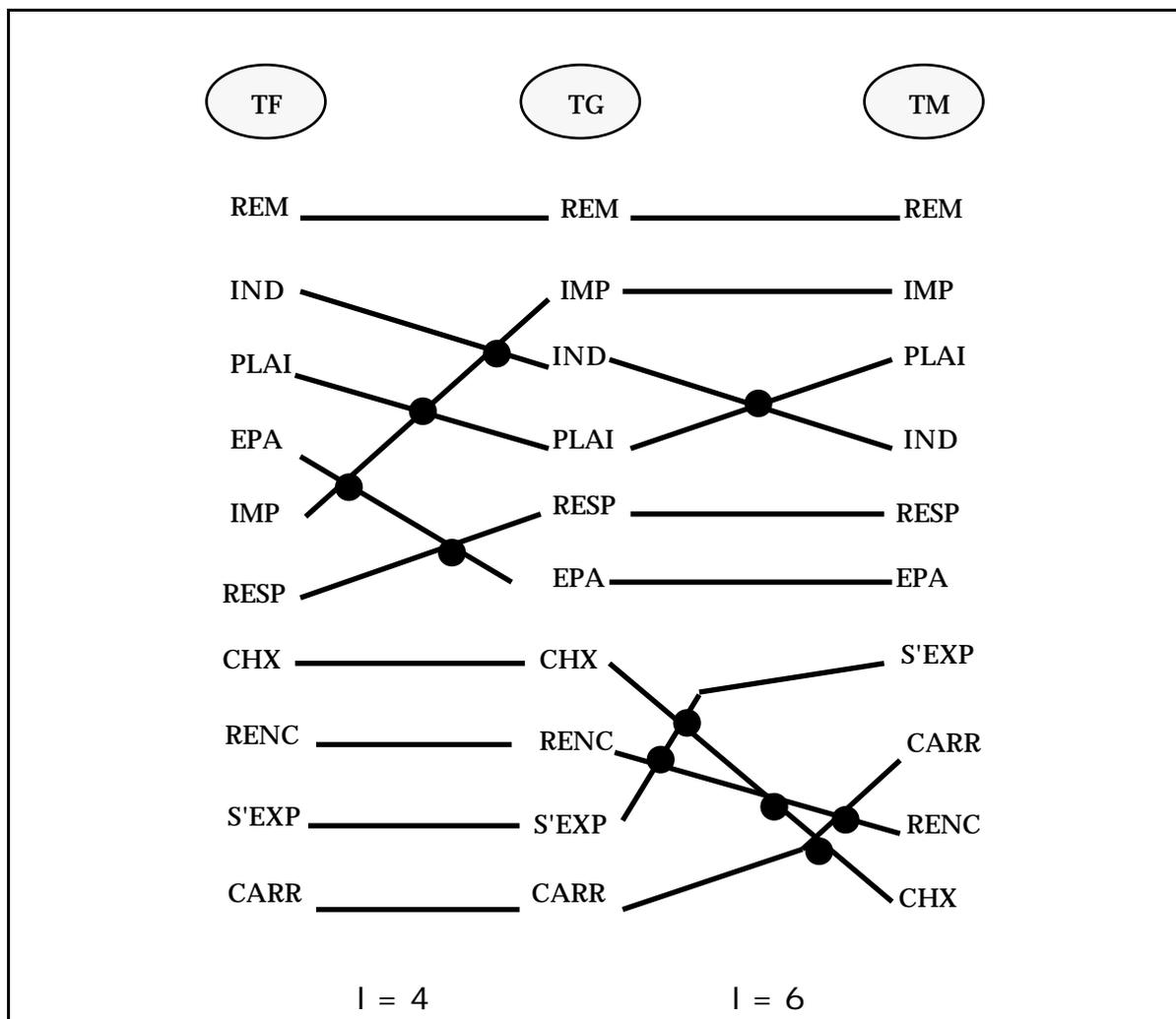


Figure 1
Diagrammes de Kendall entre trois hiérarchies des mêmes items décrivant trois cibles différentes

atteindre). Il s'agit d'un *résumé* des données, résumé dont la fidélité est mesurée par la méthode des moindres carrés (qu'on parle de *stress*, ou de "% de variance expliquée").

Bien sûr, dans ce cadre, *on ne peut pas faire de test de significativité*: on ne fait que de la description économique. Et une corrélation nulle ne signifie pas *indépendance* des variables, mais orthogonalité des plans définis par ces variables ($\cos 90^\circ = 0$).

Dans ce cadre descriptif, voyons comment se pose, très concrètement, le problème des valeurs extrêmes possibles pour une corrélation *entre deux variables dont les distributions sont données*.

Il se trouve (fait rarissime!) que dans le questionnaire d'où est tirée la distribution B du tableau 1, un autre item ("Le travail, c'est avoir des contacts humains") a *exactement* la même distribution que B. Le tableau 2 donne le tableau observé (OBS), mais aussi les répartitions théoriques qui donnent les corrélations MAX et MIN *compatibles avec les distributions marginales* (un algorithme très simple permet de construire ces tableaux). On voit que, malgré la forte dissymétrie des distributions, le maximum, $r = +1$, peut être atteint. Mais pas le minimum, $r = -1$.

Corrélations entre deux items ayant

même distribution

Tableau 2

		1	2	3	4	
4					11	11
	3			15		15
	2		1			1
	1					0
		0	1	15	11	

MAX : $r = +1$.

		1	2	3	4
				5	6
			1	9	5
				1	

OBS : $r = .277$

		1	2	3	4
			1	10	
				5	10
					1

MIN : $r = -.689$

Au total, les conditions sont simples; dans un tableau carré de côté K (et quel que soit K: 2, ou bien 80 si on veut; ces problèmes sont abordés par Vergès, 1994, pour le cas limite $K = 2$):

— le maximum $+ 1$ peut être atteint si et seulement si les deux distributions *données* sont *identiques*;

— par dualité: le minimum $- 1$ peut être atteint si et seulement si les deux distributions *données* sont exactement *inverses* l'une de l'autre;

— d'où: les extrêmes $+ 1$ et $- 1$ peuvent être atteints si et seulement si les deux distributions *données* sont *identiques* et *symétriques*. Le tableau 3 donne un exemple fictif bien loin d'un modèle bi-normal!

Bien sûr, ces conditions sont très rarement satisfaites. Et on s'éloignera de $+ 1$ et de $- 1$, d'autant plus que les distributions seront *différentes à leurs extrémités*; il y a donc intérêt à ce que les distributions aient des *effectifs faibles aux extrémités* et des *effectifs forts vers le milieu*: ce qui est une manière de décrire des distributions quasi-normales. C'est ce qu'on peut toujours réaliser en Psychologie Différentielle, par la maîtrise de la construction des échelles d'attitudes; mais l'exemple du Tableau 1 suggère que, en RS, pousser à la distribution quasi-normale revient à changer la *nature même* de l'étude.

Tableau 3
Deux distributions marginales identiques en U Symétrique

<table border="1" style="width: 100%; height: 100%;"> <tr><td></td><td></td><td></td><td></td><td>44</td></tr> <tr><td></td><td></td><td></td><td>5</td><td></td></tr> <tr><td></td><td></td><td>2</td><td></td><td></td></tr> <tr><td></td><td>5</td><td></td><td></td><td></td></tr> <tr><td>44</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr> </table> <p>MAX : $r = +1$</p>					44				5				2				5				44					<table border="1" style="width: 100%; height: 100%;"> <tr><td>44</td><td></td><td></td><td></td><td></td></tr> <tr><td></td><td>5</td><td></td><td></td><td></td></tr> <tr><td></td><td></td><td>2</td><td></td><td></td></tr> <tr><td></td><td></td><td></td><td>5</td><td></td></tr> <tr><td></td><td></td><td></td><td></td><td>44</td></tr> </table> <p>MIN : $r = -1$</p>	44						5						2						5						44
				44																																															
			5																																																
		2																																																	
	5																																																		
44																																																			
44																																																			
	5																																																		
		2																																																	
			5																																																
				44																																															

L'exemple du tableau 4 montre une corrélation pratiquement nulle entre deux items d'un même questionnaire, avec des distributions franchement en J; mais *ce n'est pas une sous-estimation artificielle*, puisque la corrélation, *en respectant les marges*, pourrait monter à .94: c'est un problème psychologique. Le tableau 5 donne des distributions semblables à celles du tableau 4 (l'une est commune), et des valeurs de corrélation extrêmes du même

Tableau 4
Le plaisir et la rémunération dans la RS du Travail Féminin

	1	2	3	4	5	6	n
PLAISIR	0	3	7	9	18	45	82
RÉMUNÉRATION	0	0	4	8	28	42	82

	3	4	5	6
6			3	42
5			18	
4		2	7	
3	1	6		
2	3			

MAX : $r = .9400$

	3	4	5	6
	3	3	14	25
	1	2	9	6
		1	2	6
		2	2	3
			1	2

OBS : $r = .0143$

	3	4	5	6
	4	8	28	5
				18
				9
				7
				3

MIN : $r = -.5996$

Tableau 5
La rémunération dans la RS du travail

	1	2	3	4	5	6	n
MASCULIN	0	0	2	7	21	52	82
FÉMININ	0	0	4	8	28	42	82

	3	4	5	6
6			10	42
5		3	18	
4	2	5		
3	2			

MAX : $r = .8876$

	3	4	5	6
6		2	10	40
5	1	2	16	2
4	1	4	2	
3	2			

OBS : $r = .7526$

	3	4	5	6
6	4	8	28	12
5				21
4				7
3				2

MIN : $r = -.5403$

ordre de grandeur — mais la corrélation observée (.7526) est forte et proche du maximum, au contraire de la valeur observée tableau 4: c'est un autre problème psychologique — puisque les contraintes statistiques sont à peu près les mêmes.

Dans le deuxième exemple (corrélation observée forte), il s'agit d'un même item (la RÉMUNÉRATION) à propos de deux cibles différentes (le TRAVAIL MASCULIN, ou bien FÉMININ), et on peut penser que la plus ou moins grande préoccupation des sujets par rapport à l'argent (évoquée à propos du tableau 1), joue de la même façon pour les deux cibles; d'où la forte corrélation. Dans le premier exemple (tableau 4), on retrouve la corrélation nulle qu'on observe toujours entre PLAISIR et RÉMUNÉRATION; je pense qu'il s'agit là d'une propriété intrinsèque à la RS du TRAVAIL: la RÉMUNÉRATION serait un aspect archaïque de la RS en cours d'évolution, tandis que le PLAISIR serait un aspect nouveau, pas encore bien intégré dans la RS (cf. Flament, à paraître).

Mais il y a un problème général, qui n'est pas d'origine statistique: dans une étude de RS, on trouve très peu de corrélations fortes (en général, je trouve environ 5 % des corrélations supérieures à .50) — cela, *si l'étude est bien faite*, c'est-à-dire, ne porte que sur l'essentiel, et *sans redondance*. Ce qui entraîne des Analyses factorielles catastrophique. J'ai sorti 15 facteurs à partir d'un questionnaire (sur la RS du TRAVAIL!) à 15 variables; les "% de variance expliquée" sont: /13.8/13.2/12.2/ 10.6/9.6/8.5/7.3/6.0/5.1/4.5/3.1/2.7/1.8/1.5/0.0/.

La différence entre deux valeurs successives tourne autour de 1; c'est ce que certains spécialistes d'analyse factorielle appellent un "hérisson" (qu'il faut, bien sûr, "voir" dans un espace à 15 dimensions!). On est plus proche d'une analyse en facteurs spécifiques, qu'en facteur général — ou même de groupe. On sait que, si on veut obtenir un facteur d'une certaine nature, il suffit de mettre dans l'analyse 7 ou 8 variables de cette nature. Une telle redondance est recommandée en psychologie différentielle (par exemple, pour produire

plusieurs niveaux de mesure d'une attitude); mais une RS se compose en général d'un petit nombre d'aspects distincts, chacun pouvant (à la limite) être repéré par un seul item. D'où l'absence de corrélations fortes. Ce qui rend toute analyse euclidienne (analyse factorielle, multi-dimensional scaling, ...) de peu d'intérêt; en effet, comme le notent Kruskal et Wish (1991, p. 46) à propos de la MDS en particulier, ces analyses sont insensibles à un petit nombre de similitudes fortes (ou: distances faibles): elles tiennent principalement compte des grandes distances qui structurent le champ. Il s'en suit que le petit nombre de corrélations fortes dans une étude RS est sans effet sur le résultat d'ensemble.

Mais tout cela tient aux particularités *psychologiques* des études RS et non à quelque biais statistique qui serait dû aux items consensuels et à leurs distributions en J.²

III. Valeur spécifique d'un item, ou structure de l'ensemble des items

Witte refuse l'usage de la moyenne classique pour caractériser *un* item consensuel, et tourne autour de l'idée de mode. C'est plein de bon sens, mais ses propositions statistiques me semblent un peu arbitraires, faute d'un modèle probabiliste justifiant explicitement ses calculs. Bien sûr, ce n'est pas moi qui proposerai un modèle probabiliste! On peut se demander si le problème est bien là: la recherche d'une *vraie valeur* pour caractériser *un* item en lui-même. Certes, par bien des aspects, la Psychologie des RS ressemble plus à la Psycho-Physique qu'à la Psychologie Différentielle; mais il ne faut pas pousser l'analogie trop loin. Je pense qu'une RS est une *structure* et donc qu'aucun item n'a de valeur caractéristique en dehors du contexte que constitue l'ensemble de tous les items. Je suis donc à la recherche d'une structure sur cet ensemble d'items. Je pense en trouver une ébauche proposée par la *hiérarchie* des moyennes. Certes, on me dit que la moyenne est une statistique bien sommaire, et c'est vrai! Mais il se trouve que, sur les données que j'étudie depuis quelques années, on peut faire jouer une structuration des données autrement complexe, et qui revient à *peu près* au même. Il s'agit d'*analyses combinatoires de données*, techniques peu connues des psychologues: c'est après 42 ans d'existence que l'*Annual Review of Psychology* consacre un chapitre à ce thème (Arabie et Hubert, 1992). Ce qui me semble donner d'assez bons résultats, est la recherche de structure de Robinson (1951).

Supposons m objets sur lesquels est définie une *relation d'intermédiarité* ("Y est entre X et Z"), et un indice de distance d (il n'est pas nécessaire que d soit une vraie distance); on dit qu'on a une structure de Robinson si: "Y est entre X et Z" est équivalent à: $d(XZ) = \max\{d(XY), d(YZ)\}$. La distance entre moyennes a trivialement cette propriété, et même plus, puisque: $d_m(XZ) = d_m(XY) + d_m(YZ)$; c'est en fait cette *propriété métrique* de la droite que Robinson a voulu affaiblir pour n'en retenir que l'*aspect ordinal*. Bien sûr, de même qu'on n'a jamais vu, dans des données réelles, une échelle de Guttman parfaite, on n'a jamais vu une structure de Robinson parfaite. Il faut donc faire des approximations, ce qui n'est jamais un problème simple en combinatoire (cf. Guénoche et Monjardet, 1987, p. 26)³. Or, je constate, sans pouvoir l'expliquer, que divers indices de distance (différence des moyennes, distance euclidienne, "city block distance", statistique D Max du test de Kolmogorov-Smirnov... — et pourquoi pas, le t de Student pris comme indice de dissimilitude), calculés sur les mêmes données de RS, fournissent tous approximativement la

² Pour tenir compte de ce petit nombre de similitudes fortes, nous utilisons l'analyse du graphe de similitude, basée sur la recherche de l'arbre maximum d'un graphe valué (cf. Kruskal, J.B. Jr., 1956, qu'il ne faut pas confondre avec son frère, le statisticien Kruskal, J.B.). On peut se procurer le programme ANASIM auprès de P. Vergès, Lames-CNRS, Aix-en-Provence, F-13617.

³ On peut se procurer un programme Robinson auprès de : A. Guénoche, GRTC-CNRS, Marseille, F-13402.

Tableau 6
Matrice Robinson des distances euclidiennes entre 10 items de la RS du Travail

	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 - REM	7.9	10.0	8.2	9.3	10.5	11.9	11.0	11.8	14.7
2 - IMP		10.0	9.0	10.0	10.7	11.8	12.8	11.4	14.0
3 - IND			9.5	9.3	10.2	10.1	12.7	10.4	15.6
4 - PLAI				7.5	9.2	10.3	10.2	10.7	14.8
5 - RESP					6.6	8.4	8.8	7.2	11.8
6 - EPA						8.8	7.9	4.9	12.6
7 - CHX							10.3	8.4	11.8
8 - RENC								8.4	12.5
9 - S'EXP									12.8
10 - CARR									.

même chaîne de Robinson. Mais, à chaque fois, il s'agit d'une "two-way analysis"; pour traiter plusieurs indices à la fois il faudrait une "three-way analysis", ce qu'on ne sait pas encore faire.

Soit, extraits d'une étude (déjà citée) de la RS du TRAVAIL MASCULIN (TM), FÉMININ (TF), ou en GÉNÉRAL (TG), les dix items suivants:

Le travail, c'est:

1. REM = Une activité rémunérée
2. IMP = Quelque chose d'important
3. IND = Être indépendant(e)
4. PLAI = Faire un métier qui plaît
5. RESP = Avoir des responsabilités
6. EPA = Un épanouissement personnel
7. CHX = Un choix personnel
8. RENC = Rencontrer des gens
9. S'EXP = Pouvoir s'exprimer
10. CARR = Faire carrière

Les résultats relatifs au Travail en Général (TG) sont donnés Tableau 6. On peut considérer que la structure de Robinson est raisonnablement réalisée (seulement 35 des 120 triplets sont "mal ordonnés"), sauf pour la distance, trop faible, entre EPA et S'EXP, ce qui

veut sans doute dire quelque chose dont la structure de Robinson ne rend pas compte⁴. Les moyennes donnent *presque* la même chaîne (PLAI est deuxième et CHX et RENC sont inversés; ce qui donne une corrélation $Rho = .95$).

Je rencontre ce type de résultat, sans pouvoir l'expliquer. Mais l'étude de Clémence *et al.* (1994) est encore plus étonnante: les chiffres publiés laissent supposer que, non seulement la distance euclidienne a une structure de Robinson très comparable à la hiérarchie des moyennes, mais aussi la corrélation (si Y est entre X et Z, alors $r(xz) < \min\{r(XY), r(YZ)\}$).

Quoiqu'il en soit, si on accepte la validité globale de cette analyse, faite séparément pour

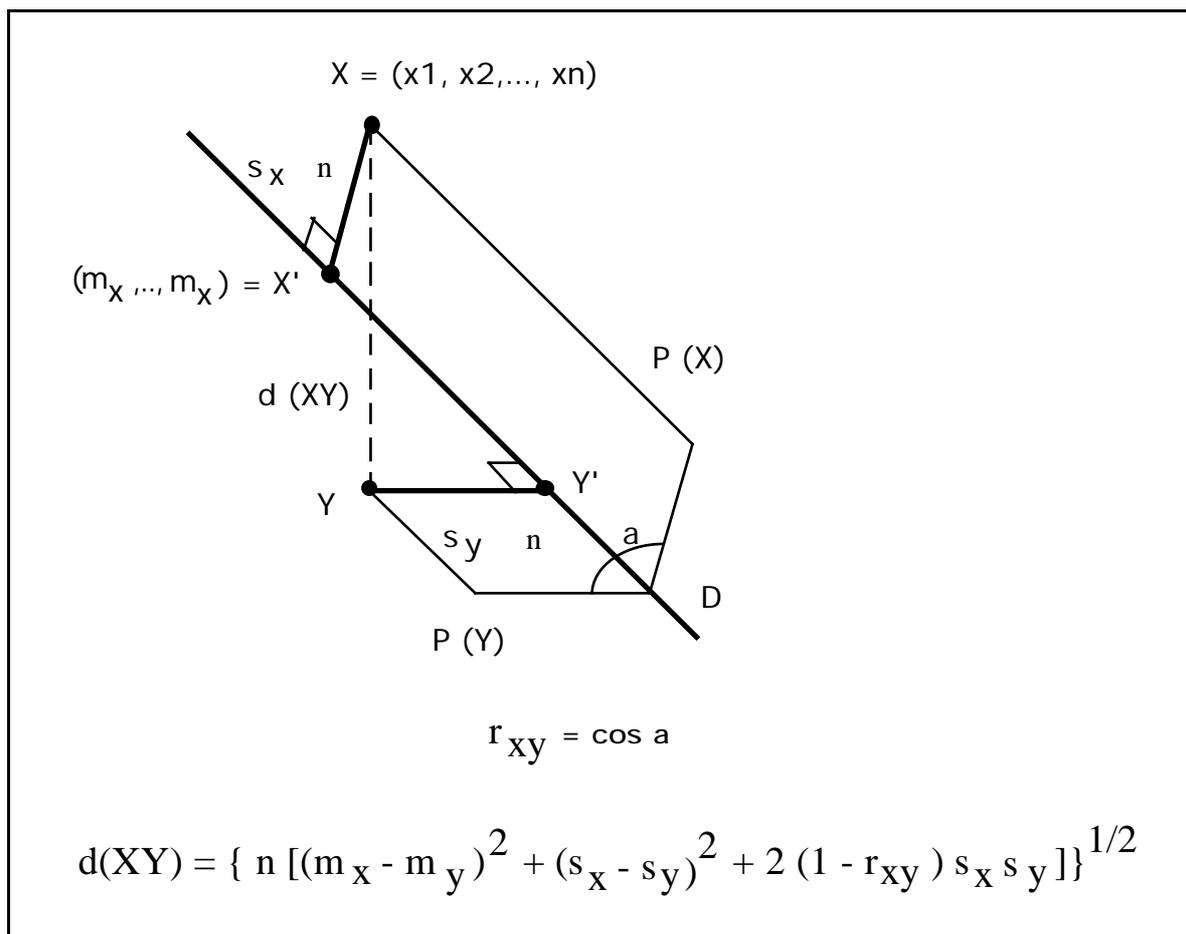


Figure 2

Présentation géométrique des statistiques usuelles: d, m, s, r.

les trois cibles (TM, TF et TG), on peut *comparer les trois hiérarchies*, par exemple, en construisant les diagrammes classiques de Kendall (figure 2). Le nombre I d'intersections est la distance de Kendall (qui permet de calculer le Tau de Kendall, mais ça n'est pas notre problème ici). On voit, sur la figure, que:

$I(TF, TG) = 4$ et $I(TG, TM) = 6$; par ailleurs, on calcule $I(TF, TM) = 9$. Ce qui veut dire que TG est presque intermédiaire entre TF et TM ($4 + 6 = 10$, contre 9; pour $m = 10$

⁴ Il se trouve que pour chacune des trois cibles (TF, TM, TG), la corrélation EPA/S'EXP est la plus forte. À notre connaissance, seule l'analyse du graphe de similitude (cf. note 2) peut tenir compte d'une telle valeur forte mais isolée.

items, $I_{max} = m(m-1)/2 = 45$), et surtout, que le TRAVAIL en GÉNÉRAL est plus FÉMININ que MASCULIN — mais les différences sont à interpréter une par une; par exemple, CARR est plus Masculin que Féminin, on s'en doutait; mais cet item est en dernier en TG comme en TF, etc.

Conclusion

Il n'y a pas de conclusion: c'est un chantier ouvert. J'ajoute mes remarques à celles de Witte. Pour des raisons différentes, nous mettons en cause l'analyse de corrélation — ce qui est bien regrettable — et nous esquissons, l'un et l'autre, quelques pistes pour remplacer cet outil si commode lorsqu'il est légitime de l'utiliser. J'ajoute que les problèmes posés par Witte ou moi ne se voient dans les données que si on les cherche! ...

Bibliographie

- Arabie, P., Hubert, L.J. (1992). Combinatorial data analysis, *Annual Review of Psychology*, 43, 169-203.
- Bérout, G., Clémence, A., Meyer, G. (1985). Les apprentis: images de soi et images du monde, *Revue Suisse de Sociologie*, 1, 61-90.
- Clémence, A., Doise, W., Lorenzi-Cioldi, F. (1994). Prises de position et principes organisateurs des représentations sociales, In: C. Guimelli (Ed.), *Structures et transformations des représentations sociales*, Neuchâtel: Delachaux et Niestlé, 119-152.
- Flament, C. (1994). Consensus, salience and necessity, *Papers on Social Representations*.
- Flament, C. (à paraître). Le Plaisir et la Rémunération dans la représentation sociale du Travail, *Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale*.
- Fraser, C. (1994). Attitudes, Social Representations and Widespread Beliefs, *Papers on Social Representations*, 3 (1), 13-25.
- Guénoche, A., Monjardet, B. (1987). Méthodes ordinales et combinatoires en analyse des données, *Mathématiques et Sciences Humaines*, 25 (100), 5-47.
- Kruskal, J.B. Jr. (1956). On the shortest spanning subtree of a graph and the travelling-salesman problem, *Proceedings of the American Mathematical Society*, 7, 48-50.
- Kruskal, J.B., Wish, M. (1991). *Multidimensional Scaling*, London: Sage (17e Edit.).
- Molinari, L., Emiliani, F. (1993). Structure and Functions of Social Representations: Theories of Development, Images of Child and Pupil, *Papers on Social Representations*, 2 (2), 95-106.
- Robinson, W.S. (1951). A method for chronologically ordering archaeological deposits, *American Antiquity*, 16, 293-301.
- Rouanet, H., Le Roux, B. (1993). *L'analyse des données multidimensionnelles*, Paris: Dunod.
- Salmaso, P., Pombeni, M.-L. (1986). Le concept de travail, In: W. Doise et A. Palmonari (Eds.): *L'étude des représentations sociales*, Neuchâtel: Delachaux et Niestlé, 198-207.
- Vala, J. (1990). Identités sociales et représentations du pouvoir, *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, 3 (3), 451-471.
- Vergès, P. (1994). Approche du noyau central: propriétés quantitatives et structurales, In: C. Guimelli (Ed.): *Structures et transformations des représentations sociales*, Neuchâtel: Delachaux et Niestlé, 233-253.
- Witte, E.H. (1994). The Social Representtion as a Consensual System and Correlation Analysis, *Papers on Social Representations*, 3 (1), 47-51.