

LE MODELE DES RELATIONS SOCIALES : UN NOUVEL OUTIL D'ANALYSE DES RELATIONS INTERINDIVIDUELLES

Vincent Yzerbyt, Jacques-Philippe Leyens et Carine Dupont

Université Catholique de Louvain
Unité de Psychologie Sociale Expérimentale
20 voie du Roman Pays, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique
EARN: YZERBYT @ BUCLLN11

Abstract

Among the phenomena which are of particular concern to social psychologists, the impact of the interaction between two persons on their respective perceptions and behaviors has not attracted researchers' attention as much as intra-individual phenomena. One major reason for this lack of interest may lie in the complexity of applicable data analysis methods. The Social Relations Model Developed by Kenny (Warner, Kenny, & Stoto, 1979; Kenny & La Voie, 1984), is a statistical model specially designed for the analysis of dyadic interactions. This data analytic tool deals with all situations in which pairs of individuals are relating to each other, either directly or through the use of questionnaires. Because this new approach has never been presented in the French-language literature, the aim of the present paper is to fill this gap. First, a quick overview of commonly used techniques along with their inadequacies is proposed. Second, a theoretical presentation is given showing how these problems are alleviated with the Social Relations Model. A series of simple examples using fictitious and real data, illustrate the characteristics of this new approach to social interactions between pairs of persons. Finally, the potentials of this new tool are examined both at the theoretical level and the experimental level.

Key words: Social relations, social interactions, analysis of variance.

Mots clés : Relations sociales, interactions sociales, analyse de la variance.

De manière générale, les psychologues sociaux se donnent pour mission d'étudier les comportements des individus humains lorsque ceux-ci sont confrontés réellement ou symboliquement à d'autres individus. Dans cette perspective, il semble crucial d'examiner l'impact réciproque des personnes les unes sur les autres. Par exemple, dans la plupart des recherches traitant des relations entre membres de différents groupes (Tajfel, 1982 ; Brewer & Kramer, 1985), il est courant de demander à chacun des sujets de s'exprimer vis-à-vis de l'ensemble ou d'une partie des individus présents dans la situation. La mesure utilisée est tantôt proche de la sphère comportementale, tantôt dirigée vers les aspects proprement évaluatifs (Brewer, 1979 ; Whitley, Schofield & Snyder, 1984). Si l'on se tourne vers les recherches de type sociométrique, on rencontre le même genre de préoccupations qui consiste à estimer les positions respectives des sujets pour des variables telles que popularité ou leadership (Maisonneuve, 1969). Les questions visent, par exemple, à connaître le nombre de rejets et de choix des individus les uns à l'égard des autres (Thomas & Alaphilippe, 1983). Un troisième secteur où les rapports interindividuels sont particulièrement importants est celui de l'étude des communications au sein d'un groupe de personnes, membres d'une ou de plusieurs catégories (Flament, 1969). Enfin, de nombreuses autres sphères de la psychologie sociale ont comme objet d'étude les relations entre individus : l'attraction réciproque, la "self-disclosure", etc. (voir Kenny & La Voie, 1984, pour une revue de question).

Pour étudier ces phénomènes, une manière classique de procéder est de recueillir des données chiffrées par questionnaire, grille d'observation ou enregistrements physiques et de traiter les mesures répétées obtenues pour chaque individu vis-à-vis de chacune des autres personnes pour une analyse de la variance (ANOVA). Cependant, la dépendance que les informations recueillies manifestent les unes vis-à-vis des autres discrédite les résultats obtenus par l'analyse de variance classique. Par ailleurs, le recours à des mesures de covariation ne répond pas à la question de l'importance relative de chacune des sources de variation. C'est à ces différents niveaux que des progrès récents permettent de reconsidérer avec un certain optimisme l'étude des processus interpersonnels. Non seulement il apparaît qu'un nouvel outil, le Modèle des Relations Sociales (Warner, Kenny & Stoto, 1979 ; Kenny & La Voie, 1984 ; Malloy & Kenny, 1986) soit maintenant élaboré de manière satisfaisante mais, de plus, il s'avère que ce dernier pourrait amener à reconsidérer un certain nombre de conclusions généralement admises mais échafaudées sur la base de méthodologies insatisfaisantes.

Après l'examen des deux outils les plus utilisés, le coefficient de corrélation et l'analyse de variance, et de leurs insuffisances, les fondements théoriques du modèle des Relations Sociales seront exposés. A cette fin, on examinera successivement la phase de modélisation, la conception de deux types de coefficients

de corrélation et le problème de l'estimation des différents effets et des corrélations. Différents lots de données fictives et réelles permettront ensuite d'illustrer les aspects principaux du modèle. Enfin, on examinera les conséquences théoriques et expérimentales découlant de la disponibilité de ce nouvel instrument d'analyse.

Les coefficients de corrélation

Une manière tout à fait habituelle de traiter les données obtenues lors d'interactions réciproques entre membres de dyades est de considérer les scores respectifs des deux individus de chaque dyade et de calculer un coefficient de corrélation entre les deux colonnes de données (Welkowitz, Cariffe & Goldstein, 1976 ; Kenny & La Voie, 1982). Néanmoins, un coefficient classique de Bravais-Pearson n'est pas adéquat du fait que les données ne précisent pas à quelle colonne particulière il s'agit de reporter le score d'un individu donné de la paire. La solution traditionnelle consiste à recourir à un coefficient de corrélation intraclasse où chaque paire d'observations, par exemple A-B, intervient deux fois dans le calcul, une fois sous la forme A-B et une fois sous la forme B-A. Ce r intraclasse nous renseigne sur la réciprocité des comportements ou/et évaluations entre individus mais il ignore les différences individuelles entre les personnes en présence. Le tableau 1 propose des données fictives permettant d'illustrer le calcul des coefficients de corrélation r intraclasse.

TABLEAU 1. Données hypothétiques pour le r intraclasse.

	Paire	Colonne I	Colonne II	
répétition des scores	1	12	11	r Bravais-Pearson = 0.43
	2	10	8	
	3	11	15	
	1	11	12	r intraclasse = 0.22
	2	8	10	
	3	15	11	

TABLE 1. Hypothetical data for the intraclass r .

L'analyse de variance classique à un ou deux facteurs de classification

Dans le cadre des études sur les interactions sociales, une approche classique des données recueillies lorsque les juges sont des individus différents des cibles est de considérer que les sujets forment un facteur pour lequel il est possible d'isoler la part de variance dans un protocole à un ou deux facteurs de

classification. Le tableau 2 présente des données hypothétiques où quatre ouvriers sont évalués par trois contremaîtres différents.

Le tableau 3, lui, reflète le cas d'une situation où les cibles des jugements sont classées selon un critère ayant un intérêt pour le chercheur, par exemple l'ancienneté des ouvriers dans l'entreprise.

TABLEAU 2. Données hypothétiques pour une ANOVA à 2 critères fixes avec données répétées pour le facteur Ouvrier.

CONTREMAITRE (juges)	OUVRIERS (cibles)			
	Ouvrier 1	Ouvrier 2	Ouvrier 3	Ouvrier 4
Contremaître 1	10(a)	14	20	16
Contremaître 2	7	13	14	20
Contremaître 3	13	15	19	17

(a) Cote sur vingt exprimant l'initiative au travail.

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Ouvrier	120.333	3	40.167	6.56	0.03
Contremaître	12.667	2	6.333	1.04	0.41
Contremaître x Ouvrier	36.667	6	6.111		

TABLE 2. Hypothetical data for a 2-way ANOVA with two fixed factors and repeated measures for the factor Worker.

TABLEAU 3. Données hypothétiques pour une ANOVA à 2 critères fixes avec données répétées pour le facteur Ancienneté.

CONTREMAITRE (juges)	ANCIENNETE DES OUVRIERS (cibles)	
	Elevée	Faible
Contremaître 1	12(a)	18
Contremaître 2	10	17
Contremaître 3	14	18

(a) Cote moyenne sur vingt exprimant l'initiative au travail.

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Ancienneté	48.167	1	48.167	41.29	0.01
Contremaître	6.333	2	3.167	2.71	0.27
Contremaître x Ouvrier	2.333	2	1.167		

TABLE 3. Hypothetical data for a 2-way ANOVA with two fixed factors and repeated measures for the factor Seniority.

Une telle analyse permet de comparer les différences individuelles entre contremaîtres en termes de scores qu'ils attribuent globalement aux ouvriers (tableau 2) ou aux deux niveaux d'ancienneté (tableau 3) avec les différences que font apparaître, sur le plan des scores reçus cette fois, les quatre ouvriers (tableau 2) ou les deux niveaux d'ancienneté (tableau 3).

Qu'elle mette en jeu un critère de classification comme l'ancienneté (tableau 3) ou que toutes les cibles soient prises en considération (tableau 2), cette méthode s'avère très utile pour étudier l'existence de différences individuelles sur le plan de l'émission d'un comportement (évaluer les ouvriers). C'est également cette méthode qu'il convient d'utiliser pour examiner si les cibles se distinguent les unes des autres dans la façon dont elles sont évaluées ou dont elles suscitent un comportement chez autrui. Cependant, une telle analyse reste peu adaptée pour l'étude des interactions sociales, où les "émetteurs" des comportements sont également considérés comme des "récepteurs" (Warner, Kenny & Stoto, 1979).

Imaginons, par exemple, que les quatre ouvriers du tableau 2 évaluent mutuellement leur esprit d'initiative au travail (tableau 4). Outre le fait que nous possédons deux informations par couple de sujets, ces données font égale-

TABLEAU 4. Données hypothétiques pour une ANOVA à un critère.

OUVRIER (juges)	OUVRIERS (cibles)			
	Ouvrier 1	Ouvrier 2	Ouvrier 3	Ouvrier 4
Ouvrier 1	-	17(a)	13	15
Ouvrier 2	15	-	14	18
Ouvrier 3	11	14	-	20
Ouvrier 4	13	12	19	-

(a) Cote sur vingt exprimant l'initiative au travail.

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Juges	1.583	3	0.528	0.05	0.98
Erreur	87.333	8	10.917		
Total	88.917				

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Cibles	34.917	3	11.639	1.72	0.24
Erreur	54.000	8	6.750		
Total	88.917				

TABLE 4. Hypothetical data for a One-way ANOVA.

TABLEAU 5. Données hypothétiques pour une ANOVA à 2 critères avec mesures répétées pour le facteur Ancienneté des cibles.

JUGES	ANCIENNETE DES CIBLES	
	Elevée	Faible
Ouvrier 1	17(a)	14
Ouvrier 2	15	16
Ouvrier 3	12.5	20
Ouvrier 4	12.5	19

(a) Cote moyenne sur vingt exprimant l'initiative au travail.

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Juges	0.750	3	0.250	0.02	0.99
Ancienneté Cibles	18.000	1	18.000	1.49	0.31
Anc. Cibles x Juges	36.250	3	12.083		
Total	55.000				

TABLE 5. Hypothetical data for a 2-way ANOVA with repeated mesures for the factor Seniority of Targets.

TABLEAU 6. Données hypothétiques pour une ANOVA à 2 critères avec mesures répétées pour le facteur Ancienneté des juges.

CIBLES	ANCIENNETE DES JUGES	
	Elevée	Faible
Ouvrier 1	15(a)	12
Ouvrier 2	17	13
Ouvrier 3	13.5	19
Ouvrier 4	16.5	20

(a) Cote moyenne sur vingt exprimant l'initiative au travail.

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Cibles	24.250	3	8.083	0.73	0.60
Ancienneté Juges	0.500	1	0.500	0.05	0.85
Anc. Juges x Cibles	33.250	3	11.083		
Total	55.000				

TABLE 6. Hypothetical data for a 2-way ANOVA with repeated mesures for the factor Seniority of Juges.

ment apparaître des cellules vides. On peut cependant considérer soit les juges soit les cibles comme facteur et examiner les différences individuelles dans une ANOVA similaire à celle du tableau 2. On remarquera que les cellules vides forcent la suppression d'un facteur et que l'on ne peut donc pas envisager les juges et les cibles dans une même analyse.

On peut éviter la suppression d'un facteur si l'on dispose d'un critère de classification des sujets comme, par exemple, leur ancienneté (tableau 5). Dans ce cas, il est possible de traiter non seulement l'effet des juges mais aussi l'effet de l'ancienneté des cibles. On peut aussi opter pour l'analyse inverse, à savoir l'effet des cibles et de l'ancienneté des juges (tableau 6) ainsi que celui de l'interaction entre ces deux facteurs.

Il y a cependant un certain nombre de problèmes liés à l'utilisation de ce dernier type d'analyse qui procède par regroupement pour éviter les cellules vides. Un premier point délicat est que cette ANOVA ne nous permet pas d'approcher l'importance de certaines sources de variation qui, pourtant, d'un point de vue théorique, s'avèrent très intéressantes. En effet, outre la variabilité due aux juges et qui reflète la tendance à émettre des scores élevés ou bas par rapport à la moyenne des juges, il y a la variabilité due à la cible particulière du jugement et qui concerne la tendance d'un individu à recevoir des scores élevés ou bas. Enfin, il existe une variabilité due à l'interaction entre un juge et une cible et qui rend compte du degré selon lequel les scores émis sont fonction d'un ajustement unique entre deux individus. Le fait de passer par un facteur comme l'ancienneté pour éviter un problème de données manquantes ne permet pas d'examiner l'importance de cette dernière source de variation.

Un second problème est l'absence d'indépendance entre les scores des différents ouvriers dans les tableaux 4, 5 et 6 (Warner, Kenny & Stoto, 1979 ; Whitley, Schofield & Snyder, 1984). De fait, les scores attribués par un ouvrier vis-à-vis de chacun de ses partenaires ne sont pas indépendants de l'impact de cet ouvrier en tant que partenaire pour l'ensemble des autres ouvriers. Plus spécifiquement encore, le score que l'ouvrier 1 attribue à l'ouvrier 3 n'est pas étranger au score que l'ouvrier 3 lui donne. De ce fait, un des postulats de base de l'ANOVA n'est pas satisfait. De plus, si l'on procède par regroupement (tableaux 5 et 6), on ne peut traiter les données par une analyse de la variance à mesures répétées classique. En effet, cette façon de procéder reviendrait, comme le notent Whitley, Schofield et Snyder (1984), à considérer les juges comme un facteur aléatoire et l'ancienneté des cibles comme un facteur fixe. Comme il s'agit des mêmes unités d'observation, à savoir les ouvriers, ce point entre manifestement en conflit avec la manière dont il conviendrait de traiter les facteurs.

Plusieurs solutions ont été offertes pour répondre à ce problème de non-indépendance. Une première possibilité consiste à enregistrer des mesures sur un seul des membres de la dyade, ou de prendre des mesures sur les deux indi-

vidus mais de ne retenir que celles d'un seul des deux choisis au hasard. De l'une ou l'autre façon, on se restreint à analyser seulement des différences individuelles. En effet, il s'agit d'appliquer à ces données une analyse semblable à celle présentée au tableau 4, mais où seulement la moitié des données est conservée, ce qui en soi rebute la majorité des chercheurs et affecte de manière négative la puissance des tests que l'on désire effectuer.

Une deuxième solution est d'effectuer la moyenne des deux scores obtenus. Ici également, on procéderait à une analyse identique à celle du tableau 4. Cette fois, c'est bien uniquement au niveau de la dyade que peuvent se faire les analyses.

Une troisième voie est la création d'un facteur intra-dyade, en y incluant les deux scores après avoir soit accolé une étiquette A ou B de manière arbitraire aux deux individus, soit pris en compte leur nature différente lorsqu'il s'agit de dyades asymétriques (professeurs-étudiants, hommes-femmes). Cette méthode, qui est en fait une variante dans le calcul du coefficient de corrélation intra-classe, nous informe sur l'importance respective de la variance individuelle et de la variance dyadique (Myers, 1979). Cependant, tantôt on utilise un arbitraire discutable, tantôt on ne peut recourir à ce type d'analyse que si l'on dispose de dyades asymétriques.

Afin de répondre à l'ensemble des problèmes posés, tant par les analyses des corrélations, qui ne nous informent pas sur les différences interindividuelles, que par les ANOVA, qui ne nous indiquent pas les importances relatives des sources de variation pertinentes et qui présentent des problèmes par rapport au postulat de l'analyse de la variance, Kenny et ses collaborateurs (Warner, Kenny & Stoto, 1979 ; Kenny & Nasby, 1980 ; Kenny & La Voie, 1982, 1984 ; Malloy & Kenny, 1986) ont élaboré ce qu'ils appellent le Modèle des Relations Sociales. Ce modèle permet le traitement des interactions sociales. Après la présentation de ce modèle, nous illustrerons par quelques exemples les divers avantages qu'il présente en nous bornant néanmoins à ne présenter qu'un seul type de protocole expérimental, le Round Robin.

Le Modèle des Relations Sociales

Imaginons une interaction entre deux individus, Eric et Véronique. Supposons que nous désirions étudier le temps que chacune de ces deux personnes passe à regarder son interlocuteur. Cette interaction sera déterminée par Eric, par Véronique, et, aussi, par la relation entre Eric et Véronique. Convenons d'appeler la première de ces trois sources de variation l'effet d'acteur, la deuxième l'effet de partenaire, et la dernière l'effet de relation.

Le Modèle des Relations Sociales se propose d'analyser les résultats non-indépendants issus de multiples interactions comme celle d'Eric et Véronique.

Cinq termes sont repris dans le modèle (cfr. Eq. 1), à savoir : 1) la constante, 2) l'effet acteur, 3) l'effet de partenaire, 4) l'effet de relation et, enfin, 5) l'erreur dans la mesure.

$$X_{ijk} = m_k + a_i + b_j + g_{ij} + e_{ijk} \quad (1)$$

1. La constante m_k :

Le terme m_k est, dans ce modèle, l'équivalent direct de la moyenne globale dans un système d'analyse de la variance. La valeur trouvée nous indique le niveau moyen de réponse pour le comportement considéré avec les individus retenus dans notre échantillon et, cela, pour l'occasion k . Dans notre exemple, il s'agirait du temps moyen passé à regarder son interlocuteur par l'ensemble des individus observés, Eric, Véronique, Philippe, Sophie, etc.

2. La composante acteur a_i :

Cette composante renvoie à la tendance moyenne d'un acteur i à se comporter d'une manière particulière au cours de son interaction avec l'ensemble de ses partenaires. Dans le cas de notre exemple, ce terme concerne le temps moyen qu'un individu, disons Eric, passe à regarder l'ensemble de ses partenaires.

3. La composante partenaire b_j :

Ce terme reflète la manière dont un partenaire j suscite un comportement auprès de l'ensemble des acteurs. Donc, pour le comportement qui nous intéresse dans notre exemple, il s'agit de la tendance d'une personne donnée, disons Véronique, à être regardée plus ou moins longtemps par l'ensemble des acteurs auxquels elle se trouve confrontée.

4. La composante relation g_{ij} :

Par relation, on entend la manière particulière dont un acteur i se conduit face au partenaire j et qui se distingue de la manière dont l'acteur i se comporte de manière habituelle face à l'ensemble des partenaires, et de la manière dont l'ensemble des acteurs se comporte face au partenaire j . Dans notre exemple, il s'agit d'examiner le temps que l'acteur, Eric, passe à regarder sa partenaire, Véronique, et qui s'écarte du temps qu'Eric passe de façon générale à regarder l'ensemble des partenaires de l'échantillon et de celui que les autres acteurs en général passent à regarder Véronique. Cet ajustement particulier de l'acteur i au partenaire j fait l'objet de l'attention toute particulière du modèle des Relations Sociales. Cet ajustement correspond au comportement de i par rapport à j après avoir contrôlé l'effet acteur de i et l'effet partenaire de j .

5. La composante erreur e_{ijk} :

En dernier lieu, il reste évidemment à considérer un élément d'erreur ou de bruit dans la mesure. Celui-ci ne pourra être séparé de la composante relation que lorsque plusieurs opérations de mesure sont effectuées dans le cadre d'une interaction sociale entre plusieurs individus à propos d'un même comportement. Cette facette multivariée revient à considérer les mesures successives comme des indicateurs d'un seul construct et à estimer l'erreur de mesure à la manière du coefficient de consistance interne alpha de Cronbach.

En d'autres termes, le modèle des Relations Sociales est similaire à une analyse de variance à deux facteurs de classification (Malloy & Kenny, 1986). Cependant, il possède quelques caractéristiques uniques qui proviennent de deux aspects propres à l'approche des interactions. En premier lieu, les *deux facteurs* de classification, acteur et partenaire, sont considérés comme *aléatoires* plutôt que fixes car nous avons affaire à une matrice sujets x sujets. Ensuite, la prise en considération de multiples informations issues d'une interaction entre individus rend les *données non-indépendantes*. En effet, une dépendance existe lorsque deux informations propres à une interaction sont produites au cours du même échange ou sont au moins structurellement liées (dans le cas de réponses individuelles à des questionnaires par l'un et l'autre membre de la dyade). De la nature de cette liaison dépendra le fait que la corrélation soit positive (on parlera de réciprocité) ou négative (on parlera de compensation ou de complémentarité).

Les protocoles de recueil de données

Différents protocoles de recueil des données sont directement compatibles avec les spécifications du Modèle des Relations Sociales. Kenny et La Voie (1984) en proposent six et nous renvoyons le lecteur intéressé à cet article. Pour notre part, nous ne nous attarderons que sur le protocole en "Round Robin" (RRANOVA), car celui-ci est sans nul doute le plus communément rencontré (Lanzetta & Kleck, 1970 ; Kenny & La Voie, 1984). Dans ce type de schéma, on dispose d'un ensemble de sujets qui interagissent deux à deux (cfr. Figure 1). Pour un nombre "n" de sujets, on obtient par conséquent $n*(n-1)/2$ dyades. La caractéristique majeure de ce type de protocole est l'absence d'information dans la diagonale principale. On peut inclure autant de personnes qu'on le désire dans le protocole pourvu qu'on dispose d'un minimum de quatre individus, minimum indispensable à l'estimation des différents termes du modèle. Néanmoins, l'augmentation du nombre de sujets peut rendre excessive la demande faite auprès de chacun d'eux. Une manière plus simple de procéder est de prendre un nombre restreint de sujets, disons 7, par round robin mais de répéter les observations sur plusieurs ensembles différents de 7 sujets.

Figure 1. Représentation d'un protocole en Round Robin.

	1	2	3	4	5	6
1	-(a)	X	X	X	X	X
2	X	-	X	X	X	X
3	X	X	-	X	X	X
4	X	X	X	-	X	X
5	X	X	X	X	-	X
6	X	X	X	X	X	-

(a) Les "-" indiquent une absence de données, les "X" indiquent une donnée.

Figure 1. Representation of a Round Robin design.

Les corrélations dans le Modèle des Relations Sociales

Si l'on représente de manière modélisée le score de deux individus ayant répondu l'un à propos de l'autre (Eq. 2 et 3), le lecteur verra immédiatement qu'il est possible de joindre les termes ayant les mêmes indices. En fait, il s'agit là de la concrétisation de la dépendance des scores ou/et des comportements obtenus dans un protocole de recueil des informations où un ensemble de sujets sont à la fois acteurs et partenaires, juges et jugés, émetteurs et récepteurs.

$$X_{ijk} = m_k + a_i + b_j + g_{ij} + e_{ijk} \tag{2}$$

$$X_{jik} = m_k + a_j + b_i + g_{ji} + e_{jik} \tag{3}$$

Faisons de nouveau appel à nos deux protagonistes, Eric et Véronique. L'équation 2 représente les différentes composantes du score d'Eric, c'est-à-dire du temps qu'Eric a passé à regarder Véronique. Il y a successivement un niveau de base, le temps moyen qu'Eric passe (en plus ou en moins par rapport à ce niveau de base) à regarder ses partenaires, le temps moyen que l'ensemble des sujets, Eric compris, passent (en plus ou en moins par rapport au niveau de base) à regarder Véronique, le temps (en plus ou en moins par rapport aux effets antérieurement inclus) qu'Eric passe spécifiquement à regarder Véronique et, en dernier lieu, une portion d'erreur dans la mesure. Pour l'équation 3, il suffit de reprendre les éléments précités en inversant les rôles d'Eric et de Véronique.

Les deux lignes diagonales qui joignent les équations représentent la covariation entre l'effet acteur et l'effet partenaire pour chacun des deux individus. Cette relation rend compte du fait que les scores d'un acteur i face à ses partenaires ne sont pas indépendants de la manière dont il est lui-même un partenaire pour les autres sujets.

Pour revenir à notre exemple, il s'agit de voir si le temps que passe Eric à regarder Véronique, Philippe, Sophie, etc., est lié au temps que Véronique, Philippe, Sophie, etc., passent à regarder Eric. Il est possible d'examiner la même relation en prenant le point de vue de Véronique. On parlera d'une corrélation "individuelle acteur-partenaire" qu'on notera r_1 .

Une troisième ligne relie les deux effets de relation, l'un g_{ij} et l'autre g_{ji} . Cette relation répond à la question : le temps que l'acteur i passe spécifiquement à regarder son partenaire j est-il lié au temps que l'acteur j passe spécifiquement à regarder le partenaire i . Cette corrélation concerne véritablement l'influence mutuelle de deux individus l'un sur l'autre. Ce coefficient de corrélation "dyadique" sera noté r_2 .

Kenny et Nasby (1980) ont pu montrer que ces deux coefficients r_1 et r_2 forment un troisième coefficient de corrélation recouvrant la liaison indifférenciée entre les scores des acteurs et des partenaires. Ce coefficient indifférencié est, en fait, le coefficient r intraclasse évoqué précédemment. En séparant les deux sources de relation, individuelle et dyadique, il est possible de préciser de quel type de coefficient nous avons réellement besoin pour traiter un problème théorique précis (Kenny & La Voie, 1982 ; mais consulter Ingraham & Wright, 1986). Ces deux corrélations sont évaluées à l'aide des rapports qu'entretiennent les covariances et les variances du modèle des Relations Sociales (Warner, Kenny & Stoto, 1979). C'est précisément l'évaluation de l'importance de chacune des sources de variation que nous allons maintenant examiner.

Le problème de l'estimation des effets et des corrélations

Le Modèle des Relations Sociales ne peut être évalué par les techniques standards disponibles dans les logiciels communément rencontrés. C'est pourquoi Warner, Kenny et Stoto (1979) indiquent les procédures qui permettent, d'une part, d'obtenir l'importance respective des effets d'acteur, de partenaire et de relation et, d'autre part, d'évaluer les termes de covariance correspondant au caractère de dépendance des scores. Ces termes sont obtenus au cours de la même opération qui fournit les variances et sont, dans le cas d'une prise unique d'information, au nombre de deux : la covariance acteur-partenaire et la covariance relation-relation. Les spécifications du Modèle des Relations Sociales telles que définies par Kenny aboutissent également à mettre en évidence les deux coefficients de corrélation r_1 et r_2 à l'aide des relations $r_1 = \text{covar}_{a*b} / (\text{var}_a * \text{var}_b)$ et $r_2 = \text{covar}_{g*g} / \text{var}_g$ avec les indices a pour acteur, b pour partenaire et g pour relation.

Les différentes moyennes sont calculées de manière classique en tenant compte des cellules vides dans l'estimation des effets. On obtient ensuite les carrés moyens pertinents. Un programme FORTRAN a tout spécialement été

développé pour estimer les variances, les covariances et les coefficients de corrélation et tester leur signification statistique (Kenny, 1987).

Les raisons qui amènent à utiliser des procédures peu routinières à la fois dans l'estimation des termes et dans les tests de signification tiennent à la grande complexité des carrés moyens attendus. Contrairement aux analyses de variance courantes, le présent modèle ne permet pas de trouver un terme de carrés moyens à mettre en dénominateur et qui isolerait l'effet dont on veut tester la signification. On se voit dès lors contraint de recourir à une méthode d'estimation directe de ces carrés moyens.

Nous allons tenter de donner une idée exacte de cette technique d'estimation en l'appliquant à un cas où, habituellement, la facilité d'obtention des termes adéquats à mettre en dénominateur pousse à l'usage exclusif du test F. Le tableau 7 présente les données d'un schéma expérimental avec deux facteurs de classification fixes et cinq sujets dans chacune des cellules. Classiquement, on se contenterait d'examiner les différents rapports entre chacun des carrés moyens d'un facteur et le carré moyen résiduel. On peut cependant s'intéresser à l'importance que revêt chacun des effets en terme de variance expliquée. Une telle question est plus précise que celle qui se préoccupe du simple constat de rejet ou d'absence de rejet de l'hypothèse nulle pour un effet donné. Pour y répondre, il convient de se rappeler que le vecteur des carrés moyens obtenus (M) est le résultat d'un produit matriciel entre une matrice de coefficients (C) et le vecteur des variances des effets (V).

On notera en écriture matricielle $M = CV$. Il est aisé de constater que $V = C^{-1}M$. On peut ainsi estimer les variances respectives de manière directe. Dans le cas des données présentées au Tableau 7, on aboutit à un vecteur V qui reflète l'importance primordiale du facteur Traitement.

Lorsque l'on ne possède pas de terme propice à la mise en évidence de l'effet souhaité, deux possibilités existent pour juger du caractère significatif ou non d'un effet : la méthode du jackknife (Mosteller & Tukey, 1977) et la méthode de réplication qui nécessite plusieurs groupes de sujets afin de reproduire l'expérience un certain nombre de fois.

Dans le cas où l'on adopte la dernière stratégie, il s'agit de recueillir les valeurs des variances pour chacun des groupes de sujets et d'examiner à l'aide d'un test t de Student la distribution des valeurs obtenues. On peut ainsi savoir si la valeur moyenne obtenue est significativement différente de zéro.

Par la méthode du jackknife, on se base sur les sujets du seul groupe dont on dispose pour tenter d'avoir une idée de la distribution de chacune des valeurs obtenues dans V . On recalcule ces valeurs pour le même échantillon moins un sujet et ce, pour autant de sous-échantillons qu'il y a de sujets. Les valeurs ainsi obtenues ne sont évidemment pas indépendantes, mais Mosteller et Tukey (1977) fournissent un moyen de contourner cette caractéristique des

estimateurs des variances, c'est-à-dire des éléments du vecteur V : on calcule des pseudo-estimateurs en prenant Y comme valeur de l'estimateur sur l'entièreté de l'échantillon et Y_i comme valeur de l'estimateur sur l'échantillon dont on a extrait l'individu i . On peut ensuite calculer la variance et la moyenne des pseudo-estimateurs Y_{*i} [$= n(Y) - (n-1)Y_i$] pour $i = 1, 2, \dots, n$ et effectuer un test t de Student avec $n-1$ degrés de liberté pour vérifier si l'effet considéré présente une variance significativement différente de zéro.

TABLEAU 7. Données hypothétiques pour une ANOVA 2.

TRAITEMENT	SEXE	
	Masculin	Féminin
Médicament	12(a)	13
	13	11
	14	13
	11	10
	10	12
Placebo	8	9
	9	6
	7	7
	9	8
	8	7

(a) Cote moyenne sur vingt exprimant la réussite à un test d'aptitude.

SV	SC	DI	CM	F	Prob
Traitement	84.05	1	84.05	54.23	0.0001
Sexe	1.25	1	1.25	0.81	0.3825
Traitement x Sexe	0.45	1	0.45	0.29	0.5974
Résidu	110.55	16	1.55		

$$M^p = (84.05, 1.25, 0.45, 1.55)$$

$$V^p = (\text{var}_{\text{tr.}}, \text{var}_{\text{sexe}}, \text{var}_{\text{tr.*sexe}}, \text{var}_{\text{res.}})$$

$$C = \begin{pmatrix} ((N/a)/(a-1)), & 0, & 0, & 1 \\ 0, & ((N/s)/(s-1)), & 0, & 1 \\ 0, & 0, & ((N/(a*s))/((a-1)*(s-1))), & 1 \\ 0, & 0, & 0, & 1 \end{pmatrix}$$

On trouve donc aisément $V^p = (8.25, -.03, -.22, 1.55)$.

TABLE 7. Hypothetical data for a 2-way ANOVA.

Quelques illustrations de modèles simples

Une série d'exemples illustrant l'impact isolé de chacun des effets est présentée dans les tableaux 8, 9 et 10.

Une première situation hypothétique figure dans le tableau 8 et concerne le cas où l'ensemble des sujets émettent un score identique, quel que soit le parte-

naire mis en leur présence. Dans ce cas, il est inutile de préciser que toute variance autre que celle concernant l'effet d'acteur est absente du système. Par exemple, si l'on suppose que les données renvoient au temps passé à regarder le partenaire durant une interaction de 30 minutes, on remarque que les différentes personnes interrogées regardent leur partenaire pendant une période de temps qui, certes, diffère d'un acteur à l'autre mais qui ne révèle aucune distinction entre les cibles. Il est intéressant de remarquer que, si l'on calcule les moyennes marginales pour les partenaires, on trouve effectivement des différences. C'est là une manifestation directe de la confusion des effets dans les sommes des carrés d'un effet. Les procédures mises en oeuvre pour calculer les variances sont, quant à elles, effectivement capables de séparer de manière orthogonale l'impact des diverses sources de variation.

Une situation diamétralement opposée est présentée dans le tableau 9. Cette fois, tous les acteurs regardent également longtemps un partenaire donné. Les cibles, en revanche, se distinguent les unes des autres dans le temps que les acteurs passent à les regarder.

TABLEAU 8. Données hypothétiques pour une RRANOVA avec effet d'acteur.

ACTEUR	PARTENAIRE				
	Sujet 1	Sujet 2	Sujet 3	Sujet 4	Sujet 5
Sujet 1	-	10(a)	10	10	10
Sujet 2	5	-	5	5	5
Sujet 3	10	10	-	10	10
Sujet 4	15	15	15	-	15
Sujet 5	10	10	10	10	-

a) le score indique le nombre de minutes passées à regarder le partenaire.

Source de Variation	Variance absolue	Variance relative
Acteur	12.500	1.000
Partenaire	0.000	0.000
Relation	0.000	0.000

TABLE 8. Hypothetical data for a RRANOVA with an actor effect.

Enfin, on peut retrouver le cas où un seul effet de la relation est mis en évidence. Dans le tableau 10, en effet, les sujets ne se distinguent ni dans le temps qu'ils mettent à regarder un partenaire, ni dans le temps que les acteurs passent à les regarder. Cependant, des couples de sujets se renvoient la balle. Par exemple, le sujet 2 passe plus de temps à regarder le sujet 4 que ses autres partenaires et voit le sujet 4 lui rendre la pareille. Insistons une dernière fois sur

le fait que les différentes moyennes marginales pour les acteurs ou les partenaires sont toutes identiques. Malgré cela, le Modèle des Relations Sociales indique qu'il ne s'agit pas de nous fier à ces indicateurs très imparfaits. En effet, les données révèlent l'existence d'un effet de relation.

TABLEAU 9. Données hypothétiques pour une RRANOVA avec effet de partenaire.

ACTEUR	PARTENAIRE				
	Sujet 1	Sujet 2	Sujet 3	Sujet 4	Sujet 5
Sujet 1	-	15(a)	10	5	10
Sujet 2	10	-	10	5	10
Sujet 3	10	15	-	5	10
Sujet 4	10	15	10	-	10
Sujet 5	10	15	10	5	-

a) le score indique le nombre de minutes passées à regarder le partenaire.

Source de Variation	Variance absolue	Variance relative
Acteur	0.000	0.000
Partenaire	12.500	1.000
Relation	0.000	0.000

TABLE 9. Hypothetical data for a RRANOVA with a partner effect.

TABLEAU 10. Données hypothétiques pour une RRANOVA avec effet de relation.

ACTEUR	PARTENAIRE				
	Sujet 1	Sujet 2	Sujet 3	Sujet 4	Sujet 5
Sujet 1	-	10(a)	15	10	10
Sujet 2	10	-	10	15	10
Sujet 3	10	10	-	10	15
Sujet 4	10	15	10	-	10
Sujet 5	15	10	10	10	-

a) le score indique le nombre de minutes passées à regarder le partenaire.

Source de Variation	Variance absolue	Variance relative
Acteur	0.000	0.000
Partenaire	0.000	0.000
Relation	8.745	1.000

TABLE 10. Hypothetical data for a RRANOVA with a relationship effect.

TABLEAU 11. Données hypothétiques pour une RRANOVA avec effet d'acteur, de partenaire et de relation.

ACTEUR	PARTENAIRE				
	Sujet 1	Sujet 2	Sujet 3	Sujet 4	Sujet 5
Sujet 1	-	25(a)	5	10	20
Sujet 2	25	-	10	15	5
Sujet 3	10	15	-	10	20
Sujet 4	10	15	5	-	20
Sujet 5	20	25	15	30	-

a) le score indique le nombre de minutes passées à regarder le partenaire.

Source de Variation	Variance absolue	Variance relative
Acteur	18.333	0.222
Partenaire	37.500	0.455
Relation	26.666	0.323

	Covariance absolue	Corrélations
Acteur x Partenaire	25.417	0.969
Relation x Relation	26.666	1.000

TABLE 11. Hypothetical data for a RRANOVA with actor, partner, and relationship effects.

Dans le tableau 11, nous avons imaginé une situation où un effet d'acteur s'accompagne d'un effet de partenaire et d'un effet de relation. Nous allons nous pencher sur ces résultats afin d'illustrer le calcul des deux coefficients de réciprocité. En effet, jusqu'à présent, trois sources de variation seulement ont été évoquées. Le tableau 11, comparé aux précédents, à la particularité de permettre l'examen des termes de covariance. De manière toute naturelle, le coefficient de corrélation r_1 correspond au rapport entre le terme de covariance des effets acteur et partenaire et la racine carrée du produit des variances acteur et partenaire. Par conséquent, on obtient pour les données reproduites au tableau 11 :

$$25.417 / ((18.333 * 37.500)^{(1/2)}) = 0.969$$

Ce coefficient exprime qu'il y a dans les données une relation directement proportionnelle entre le temps qu'un sujet passe à regarder l'ensemble des cibles et le temps que les autres sujets passent à regarder ce sujet lorsque ce dernier est pris comme cible. Dans le cas du coefficient de corrélation r_2 , à savoir la corrélation dyadique, il s'agit simplement de faire le rapport entre le terme de covariance pour la relation et le terme de variance pour la relation. On trouve dans le cas qui nous occupe :

$$26.666 / 26.666 = 1.000$$

Une telle valeur de 1.000 nous indique que les ajustements particuliers qui existent dans les données du tableau 11 sont réciproques. En effet, au surplus de temps que passent certains sujets à regarder spécifiquement certains partenaires, correspond un surplus strictement proportionnel au niveau du temps passé par ces derniers, dans une position d'émetteur cette fois, à regarder les sujets lorsque ces derniers se trouvent dans une position de récepteurs. C'est, à strictement parler, sur ce seul coefficient de corrélation qu'il convient de se pencher lorsque le phénomène investigué est la réciprocité dyadique.

Examen de quelques données disponibles

Le tableau 12 reproduit des données présentées par Flament (1969) dans un chapitre consacré aux processus de communication. Ces informations rendent compte de la matrice des communications pour l'ensemble de 18 réunions tenues par un groupe de six personnes et illustrent parfaitement le cas d'une structure centralisée dite "structure de Bales" dans la mesure où l'on peut ranger les membres du groupe de telle sorte que le premier émette et reçoive plus que le deuxième, etc., et ceci non seulement au total, mais vis-à-vis de chacun des membres du groupe.

TABLEAU 12. Données sociométriques pour une RRANOVA (d'après Flament, 1969).

ACTEUR	PARTENAIRE					
	1	2	3	4	5	6
1	-	1238(a)	961	545	445	317
2	1748	-	443	310	175	102
3	1371	415	-	305	125	69
4	952	310	282	-	83	49
5	662	224	144	83	-	28
6	470	126	114	65	44	-

(a) Nombre de communications émises au total des 18 réunions.

Source de Variation	Variance absolue	Variance relative
Acteur	66438.937	0.263
Partenaire	141260.650	0.559
Relation	44880.625	0.178
	Covariance absolue	Corrélations
Acteur x Partenaire	94926.812	0.980
Relation x Relation	40342.187	0.899

TABLE 12. Sociometric data for a RRANOVA (after Flament, 1969).

Comme nous ne disposons que d'un seul tableau, nous sommes contraints d'utiliser la méthode du jackknife. Les résultats indiquent qu'aucune des trois sources de variation n'est significativement différente de zéro. De fait, le nombre de sujets est peu élevé et rend les tests peu puissants. Il est très probable que l'examen des 18 tableaux constitués au terme de chacune des réunions aurait permis de mettre en évidence un ou plusieurs effets significatifs.

Il semble cependant que la variabilité due au partenaire soit la plus importante et que la variabilité due à la relation est inférieure à chacune des deux autres. Ceci indique que les sujets tendraient à se différencier plus en termes des communications reçues que des communications émises, et que la relation particulière d'un individu à l'autre ne joue qu'un rôle secondaire.

La définition de Flament (1969) concernant la "structure de Bales" implique que les acteurs soient rangés dans le même ordre que les partenaires en termes des communications émises par les premiers et reçues par les seconds. De fait, sur le plan du coefficient de réciprocité r_1 , on peut constater dans nos données que les sujets qui communiquent le plus sont globalement les sujets qui reçoivent les communications ($r_1 = .980$).

Sur le plan de la réciprocité entre les membres des dyades, un coefficient r_2 de réciprocité dyadique très élevé ($r_2 = .899$) permet de conclure à l'existence d'ajustements indépendants des tendances moyennes des sujets à communiquer et à recevoir. La corrélation positive indique que ces ajustements vont dans le sens de la réciprocité.

Les relations au sein d'une classe

Dans le cadre d'une recherche plus large sur les relations inter-ethniques dans le milieu scolaire (Dupont, 1987), dix enfants belges d'une classe bruxelloise ont été invités à indiquer sur des échelles à 7 degrés leur désir de "travailler en compagnie de", de "jouer avec" et, enfin, d'"inviter" chacun des autres élèves belges de leur classe. Le tableau 13 rend compte des données brutes ainsi que des proportions absolues et relatives de variance des effets d'acteur, de partenaire et de relation pour chacun des jugements proposés aux enfants.

Ce qui frappe en premier lieu est que la variance des scores se situe presque exclusivement au niveau de la relation pour les trois types de jugements ($p < .01$ pour travailler et jouer, et $p < .02$ pour inviter). Ceci signifie que les rapports qu'établissent entre eux les dix élèves de cette classe s'articulent uniquement autour de la notion d'interaction. Les scores bruts du tableau 13 sont le fruit des relations spécifiques entre les couples d'élèves et non le résultat des tendances particulières des enfants à émettre ou/et à se voir attribuer des jugements.

TABLEAU 13. Scores aux items "travailler", "jouer" et "inviter".

ACTEUR	PARTENAIRE									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 t(a)	-	6(b)	7	7	3	3	3	5	4	2
1 j	-	7	7	7	2	4	2	3	3	1
1 i	-	3	7	6	2	4	3	4	4	3
2 t	5	-	5	6	3	5	4	5	4	1
2 j	6	-	6	6	3	5	4	5	4	2
2 i	6	-	5	5	3	5	4	6	4	3
3 t	7	4	-	7	4	4	4	4	5	4
3 j	7	6	-	7	1	4	6	5	5	3
3 i	7	7	-	7	5	4	4	5	2	2
4 t	6	6	1	-	1	4	4	4	4	4
4 j	4	5	1	-	4	4	4	4	4	4
4 i	5	5	1	-	4	4	4	4	4	4
5 t	1	1	1	1	-	7	6	6	6	6
5 j	1	1	1	1	-	7	6	6	6	5
5 i	3	3	2	1	-	7	6	7	5	5
6 t	1	1	1	1	6	-	4	6	1	6
6 j	1	1	1	1	6	-	4	7	1	7
6 i	1	1	1	1	5	-	2	5	1	7
7 t	1	1	1	1	5	6	-	4	1	5
7 j	1	1	1	1	5	6	-	4	1	6
7 i	1	1	1	1	5	6	-	4	1	6
8 t	4	1	1	1	4	1	1	-	7	7
8 j	1	1	1	1	4	1	1	-	6	4
8 i	1	1	1	1	4	1	1	-	7	7
9 t	2	1	2	1	5	1	2	4	-	6
9 j	1	2	2	1	6	1	2	6	-	7
9 i	1	2	1	1	3	1	1	4	-	6
10 t	1	2	1	1	5	7	7	7	7	-
10 j	1	1	1	1	6	7	6	7	7	-
10 i	1	1	1	1	6	7	6	7	7	-

(a) Scores pour travailler "t", jouer "j", et inviter "i".

(b) Les échelles utilisées vont de 1 (= pas du tout) à 7 (= tout à fait).

Source de Variation	Variance absolue	Variance relative
Acteur t/j/i	-0.056/-0.071/ 0.310	0.000/ 0.000/ 0.066
Partenaire t/j/i	0.228/ 0.192/ 0.437	0.048/ 0.037/ 0.093
Relation t/j/i	4.533/ 4.983/ 3.954	0.952/ 0.963/ 0.841
	Covariance absolue	Corrélations
Relation x Relation t/j/i	3.161/ 3.638/ 2.460	0.697/ 0.730/ 0.622

TABLE 13. Scores for the "work" (t), "play" (j), and "invite" (i) items.

En ce qui concerne les éléments de covariance, l'inexistence, d'un point de vue statistique, des variabilités acteur et partenaire rend inutile l'examen de la réciprocité individuelle. En revanche, le tableau 13 présente également l'importance de la covariance relation x relation pour chaque type de jugements. Bien que la réciprocité dyadique n'atteigne pas ce qu'il est convenu d'appeler un seuil de signification acceptable dans le cas des jugements d'invitation ($r_2 = .622$, $p < .11$), une tendance à la réciprocité se manifeste néanmoins. Cette réciprocité est par ailleurs étayée pour les deux autres types de jugements ($r_2 = .697$, $p < .05$ et $r_2 = .730$, $p < .10$ pour travailler et jouer, respectivement). Les scores que les enfants attribuent de manière spécifique à d'autres enfants sont réciproqués par des scores allant dans le même sens.

Une manière de confirmer la pertinence de l'utilisation conjointe des trois jugements pour approcher les relations au sein de la classe est d'examiner les corrélations entre les différents comportements, d'une part sur le plan de la relation et d'autre part sur le plan de la réciprocité dyadique. Lorsque les élèves attribuent un score élevé à un partenaire pour le jugement travailler, ils donnent à ce même partenaire une cote élevée pour les deux autres jugements ($r = .91$, $p < .01$, et $r = .87$, $p < .01$, pour travailler et jouer et pour travailler et inviter, respectivement). Il en va également ainsi pour les scores aux jugements jouer et inviter ($r = .87$, $p < .01$). En ce qui concerne la réciprocité dyadique inter-jugements, si les élèves donnent une cote élevée à un condisciple pour l'item travailler, ils sont crédités, par ce même partenaire, d'une cote élevée pour les jugements jouer ($r_2 = .70$, $p < .05$) et inviter ($r_2 = .76$, $p < .10$). De même, s'ils accordent un score élevé à quelqu'un pour l'item jouer, la réponse de la cible à leur égard est un score élevé pour l'item inviter ($r_2 = .67$, $p < .10$).

Discussion générale et perspectives

Indiscutablement, le modèle des Relations Sociales a des conséquences dans la manière de concevoir certaines questions théoriques en psychologie sociale. En effet, la décomposition d'un score en plusieurs éléments permet d'examiner l'impact relatif de différentes sources de variation. Les sources seront dignes d'intérêt suivant leur pertinence eu égard au problème traité. En fait, cette caractéristique de décomposition ouvre des perspectives prometteuses dans divers domaines, non pas tant parce que des questions nouvelles se posent, mais plutôt parce que des problèmes anciens sont abordés sous un jour différent et résolument plus adéquat.

Dans le modèle des Relations Sociales, le score qu'un individu attribue à un autre individu peut se décomposer en cinq éléments distincts : un niveau de base, une portion propre à celui qui émet le score, une portion propre à celui qui reçoit le score, une portion propre au couple formé par la personne qui

émet et celle qui reçoit le score et, enfin, une part d'erreur dans l'opération de prise d'information. Grâce à cette décomposition, le modèle des Relations Sociales permet de comparer l'importance relative de chacune de ces cinq sources de variations (mais consulter Ingraham & Wright, 1986, à propos du problème de la décomposition entre variabilité dyadique et erreur dans la mesure).

En soi, le pouvoir discriminatif du modèle suffit déjà à ce que l'on effectue un nouvel examen de certaines questions qui se présentent de manière récurrente dans la discipline. Par exemple, dans le champ de la perception sociale, est-ce que les caractéristiques de personnalité attribuées à un individu sont davantage le fait de cet individu que le fait des personnes qui répondent au questionnaire ? Le domaine de la communication non-verbale constitue un autre terrain privilégié où les particularités du modèle des Relations Sociales pourraient être mises à profit (Malloy & Kenny, 1984). En effet, il semble important non seulement d'examiner la variabilité du point de vue des récepteurs mais aussi du point de vue des émetteurs. En somme, la question devient de savoir s'il y a plus de variation dans la manière dont les gens perçoivent les comportements non-verbaux ou dans la manière dont les gens émettent des signaux non-verbaux.

Une deuxième caractéristique cruciale du modèle des Relations Sociales s'avère extrêmement précieuse. Il s'agit de la possibilité de décomposer le coefficient de corrélation intraclasse en deux éléments indépendants : un coefficient de réciprocité individuelle et un coefficient de réciprocité dyadique. On ne se contente plus d'estimer de manière globale la similitude des scores due au fait que ces derniers sont issus d'un couple de sujets s'évaluant l'un l'autre ou interagissant l'un avec l'autre. Au contraire, il est désormais possible d'examiner séparément d'une part la corrélation entre les portions "acteur" des scores et les portions "partenaire" des scores et d'autre part la corrélation entre les portions "relation" des scores que les membres des différentes dyades s'adressent (Lanzetta & Kleck, 1970).

Un domaine dans lequel la séparation des deux types de relation est du plus haut intérêt est celui de l'attraction (Byrne, 1971). Un constat récent semble remettre en question l'existence d'une quelconque réciprocité dans le phénomène d'attraction (Newcomb, 1979). Utilisant le modèle des Relations Sociales, Kenny et ses collègues (Kenny & Nasby, 1980 ; Kenny & La Voie, 1982) ont pu montrer que la réciprocité de l'attraction est un phénomène qu'on peut effectivement observer dès lors que l'on examine le coefficient dyadique.

Si l'on se tourne à nouveau vers le champ de la perception sociale, les deux coefficients de réciprocité estimés par le modèle des Relations Sociales rendent possible l'examen de trois aspects majeurs à savoir la "mutualité", la "congruence" et, enfin, l'"exactitude" (Kenny & Albright, 1987 ; Kenny & La Voie, 1984). En prenant comme illustration une variable telle que la tendance à faire

des révélations au sujet de sa vie privée (la "self-disclosure"), la mutualité renvoie à la réciprocité de la self-disclosure. Par exemple, si Christophe confie ses problèmes intimes à Jean, est-ce que Jean divulgue ses difficultés personnelles à Christophe ? La congruence concerne la réciprocité perçue. Si Christophe dit révéler ses problèmes personnels à Jean, croit-il également que Jean va lui parler de ses soucis personnels ? Enfin, l'exactitude opère la jonction entre les deux éléments précédents et concerne l'aspect plus ou moins véridique des perceptions. Ces trois questions recouvrent des facettes cruciales du phénomène de perception sociale et le modèle des Relations Sociales est un outil permettant de les aborder directement.

Une autre potentialité non négligeable du modèle des Relations Sociales est de servir de principe directeur dans l'examen du poids respectif des individus, des situations et de l'interaction entre ces deux éléments dans la genèse des comportements (Snyder & Ickes, 1985 ; Malloy & Kenny, 1986). Il est possible, en effet, de considérer les partenaires d'un individu comme autant de situations qui se présentent à lui. Cette façon de présenter le modèle permet l'établissement des proportions respectives de variabilité acteur, partenaire et relations en considérant que la variabilité acteur quantifie l'impact de l'individu, que la variabilité partenaire représente l'impact de la situation et que la relation tient lieu d'interaction entre l'individu et la situation. Les trois déterminants du comportement, chacun étant cher à un courant majeur en psychologie, se trouvent ainsi examinés simultanément.

Un dernier avantage du modèle des Relations Sociales est de pouvoir utiliser le rapport entre la variabilité observée et la variabilité estimée comme indication de la fidélité des mesures opérées sur les acteurs et/ou sur les partenaires. On peut ainsi corriger les corrélations obtenues entre les scores moyens d'acteurs ou de partenaires et les scores à d'autres instruments, tels des échelles de personnalité. Le gain est appréciable en ce que l'on ne corrèle pas un score de personnalité (ou tout autre mesure obtenue à propos d'un individu) avec le score moyen attribué par un ensemble de juges (si l'on s'intéresse au score "partenaire") mais bien avec le score qui serait attribué au jugé par une infinité de juges.

Bien entendu, le recours au modèle des Relations Sociales en tant que cadre théorique affecte les opérations concrètes entreprises pour tenter de répondre à certaines questions. L'arsenal des pratiques expérimentales se trouve par là même enrichi d'une série de protocoles d'expériences qui séduisent tant par leur efficacité que par leur simplicité. En permettant à tous les sujets de l'étude de s'exprimer les uns à propos des autres ou de réagir les uns face aux autres, on exploite un ensemble de données important avec une économie appréciable de sujets. Dix sujets invités à répondre à une seule question suffisent déjà pour que l'on dispose d'un lot de données à propos de 90 couples

d'individus. De plus, en recueillant les données au cours d'interactions dyadiques, on utilise les observations effectuées auprès de chacun des deux individus sans devoir se résoudre à faire la moyenne des scores ou à se débarrasser de la moitié des données. Notons enfin que les protocoles dérivés du modèle des Relations Sociales peuvent être utilisés tant dans des recherches sur le terrain que dans la plus pure tradition expérimentale.

REMERCIEMENTS

Les auteurs tiennent tout particulièrement à remercier David Kenny. Le programme SOREMO, écrit en FORTRAN, est disponible auprès de David Kenny, Department of Psychology, Box U-20, University of Connecticut, Storrs, Connecticut 06268, U.S.A.

RESUME

Parmi les phénomènes qui intéressent au premier chef le psychologue social, l'impact de l'interaction simultanée de deux individus sur leurs perceptions ou leurs comportements respectifs n'a pas reçu la même attention que celle que les chercheurs ont accordée aux phénomènes intra-individuels. Une des raisons majeures expliquant cette lacune réside dans la difficulté d'analyse de tels événements. Mis au point par Kenny (Warner, Kenny & Stoto, 1979 ; Kenny & La Voie, 1984), le Modèle des Relations Sociales est un modèle d'analyse statistique spécialement conçu pour l'étude des interactions dyadiques. Cet outil permet de traiter l'ensemble des situations où des couples de personnes sont mis en relation de manière directe ou par l'intermédiaire d'évaluations réciproques. Puisque cet outil n'a, jusqu'à ce jour, reçu aucun écho dans la littérature d'expression française, le présent article se propose de combler cette lacune. Un rapide aperçu des techniques couramment utilisées permet de mettre en évidence leurs insuffisances. Ensuite, une présentation théorique du Modèle des Relations Sociales dresse le cadre d'analyse des données où les problèmes antérieurs se voient exclus. Une série de modèles simples appliqués à des données fictives ou existantes concrétisent les caractéristiques de cette nouvelle approche du phénomène de l'interaction entre paires d'individus. Enfin, les potentialités de ce nouvel outil sont examinées tant au niveau théorique que sur le plan des pratiques expérimentales.

REFERENCES

- Brewer, M.B. (1979). Ingroup bias in the minimal group paradigm: a cognitive-motivational analysis. *Psychological Bulletin*, 86, 307-324.
- Brewer, M.B., & Kramer, R.M. (1985). The psychology of intergroup attitudes and behavior. *Annual Review of Psychology*, 36, 219-243.
- Byrne, D. (1971). *The attractive paradigm*. New York: Academic Press.
- Dupont, C. (1988). La pédagogie inter-culturelle et les relations intergroupes. Mémoire non publié. Université de Louvain, Louvain-la-Neuve.

- Flament, C. (1969). Les processus de communication. In P. Fraisse & J. Piaget (Eds.), *Traité de Psychologie Expérimentale*. Paris: P.U.F.
- Ingraham, L.J., & Wright, T.L. (1986). A cautionary note on the interpretation of relationship effects in the social relations model. *Social Psychology Quarterly*, 49, 93-97.
- Ingraham, L.J., & Wright, T.L. (1987). A social relations model test of Sullivan's anxiety hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 1212-1218.
- Kenny, D.A. (1987). SOREMO: A FORTRAN program for round robin data structures. Unpublished manuscript. University of Connecticut.
- Kenny, D.A., & Albright, L. (1987). Accuracy in interpersonal perception: A social relations analysis. *Psychological Bulletin*, 102, 390-402.
- Kenny, D.A., & La Voie, L. (1982). Reciprocity of interpersonal attraction: A confirmed hypothesis. *Social Psychology Quarterly*, 45, 54-58.
- Kenny, D.A., & La Voie, L. (1984). The social relations model. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, 18 (pp. 139-180). New York: Academic Press.
- Kenny, D.A., & Nasby, W. (1980). Splitting the reciprocity correlation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38, 249-256.
- Lanzetta, J.T., & Kleck, R.E. (1970). Encoding and decoding of nonverbal affect in humans. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16, 12-19.
- Maisonneuve, J. (1969). La sociométrie et l'étude des relations préférentielles. In P. Fraisse & J. Piaget (Eds.), *Traité de psychologie expérimentale*. Paris: P.U.F.
- Malloy, T.E., & Kenny, D.A. (1986). An integrated method for the study of personality: The social relations model. *Journal of Personality*, 54, 107-127.
- Miller, L.C., & Kenny, D.A. (1986). Reciprocity of self-disclosure at the individual and dyadic levels: A social relations analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, 713-719.
- Mosteller, F., & Tukey, J.W. (1977). *Data analysis and regression*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Myers, J. (1979). *Fundamentals of experimental designs*. Allyn: Bacon.
- Newcomb, T.M. (1979). Reciprocity of attraction: A non-confirmation of a plausible hypothesis. *Social Psychology Quarterly*, 42, 299-306.
- Snyder, M., & Ickes, W. (1985). Personality and social behavior. In G. Lindzey & E. Aronson (Eds.), *Handbook of social psychology*, vol. II (3rd ed.). New York: Random House.
- Tajfel, H. (1982). The social psychology of intergroup relations. *Annual Review of Psychology*, 33, 1-39.
- Thomas, R., & Alaphilippe, D. (1983). *Les attitudes*. Paris: P.U.F.
- Warner, R.M., Kenny, D.A., & Stoto, M. (1979). A new round robin analysis of variance for social interaction data. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1742-1757.
- Welkowitz, J., Cariffe, G., & Feldstein, S. (1976). Conversational congruence as a criterion of socialization in children. *Child Development*, 47, 269-272.
- Whitley, B.E., Schofield, J.W., & Snyder, H.N. (1984). Peer preferences in a desegregated school: A round robin analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 799-810.

Reçu le 10 mars 1988

Accepté le 23 juillet 1988