

Le développement du schème des corrélations chez les adolescents et les jeunes adultes

Serge Larivée

Volume 12, Number 2, 1986

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/900531ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/900531ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue des sciences de l'éducation

ISSN

0318-479X (print)

1705-0065 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Larivée, S. (1986). Le développement du schème des corrélations chez les adolescents et les jeunes adultes. *Revue des sciences de l'éducation*, 12(2), 233–250. <https://doi.org/10.7202/900531ar>

Article abstract

Widely used in statistics, the notion of correlation has also been investigated in the work on formal thought by the Geneva school. This paper presents the Piagetian position on the genesis of the understanding of the concept of correlation in adolescents. Secondly, a review of replicative studies of Piaget's work in this area is presented. This survey points out the complexity of the correlation schema and also that only few subjects involved in these experiments, including academics, have demonstrated mastery of this concept. The author notes the implications of an absence of such a schema in both school and daily life situations.

Le développement du schème des corrélations chez les adolescents et les jeunes adultes

Serge Larivée*

Résumé - Largement utilisée en statistiques, la notion de corrélation a aussi été étudiée dans le cadre des travaux de l'école genevoise sur la pensée formelle. Dans un premier temps, on présente la position piagétienne sur la genèse de la compréhension de la notion de corrélation chez l'adolescent. Dans un second temps, on passe en revue les études qui ont repris les expériences de Piaget. Cette recension des écrits met en évidence la complexité du schème des corrélations et le peu de sujets impliqués dans ces expériences, même de niveau universitaire, qui parviennent à le maîtriser. L'auteur dégage les implications scolaires et quotidiennes de l'absence de ce schème.

Abstract — Widely used in statistics, the notion of correlation has also been investigated in the work on formal thought by the Geneva school. This paper presents the Piagetian position on the genesis of the understanding of the concept of correlation in adolescents. Secondly, a review of replicative studies of Piaget's work in this area is presented. This survey points out the complexity of the correlation schema and also that only few subjects involved in these experiments, including academics, have demonstrated mastery of this concept. The author notes the implications of an absence of such a schema in both school and daily life situations.

Resumen — La noción de correlación, ampliamente utilizada en estadísticas, ha sido también estudiada dentro de los trabajos de la escuela genovesa sobre el pensamiento formal. En un comienzo, se presenta la posición de Piaget sobre le génesis de la comprensión en la noción de correlación en el adolescente. Luego, se revisan los estudios que repitieron las experiencias de Piaget. Esta recensión de documentación pone en evidencia lo complejo que resulta el esquema de correlaciones y los pocos sujetos implicados en estas experiencias que logran dominarlo, incluso a nivel universitario. El autor hace destacar las implicaciones escolares y cotidianas de la ausencia de este esquema.

Zusammenfassung — Der Begriff der Korrelation ist nicht nur in der Statistik weit verbreitet, sondern ist auch im Rahmen der Arbeiten über das Formaldenken in der Genfer Schule untersucht worden. Zunächst wird hier die Ansicht Piagets über das Entstehen des Verständnisses des Korrelationsbegriffs beim Jugendlichen dargestellt. Danach werden die Studien untersucht, die die Versuche Piagets übernommen haben. Diese

* Larivée, Serge: professeur, Université de Montréal.

Rezension hebt hervor, wie vielschichtig dieses Korrelationsschema ist und wie wenige unter den an diesen Versuchen beteiligten Personen (selbst in Universitätskreisen) es wirklich beherrschen. Der Verfasser stellt die aus dem Fehlen dieses Denkschemas für Schule und Alltag erwachsende Problematik heraus.

La valeur d'un coefficient de corrélation constitue un indicateur du degré de liaison entre deux variables. Sur le plan statistique, les formules pour calculer un coefficient de corrélation sont bien connues et largement utilisées (Bravais-Pearson, Spearman, Kendall, Yule).

Dans le cadre de leurs travaux sur la pensée formelle, l'école genevoise s'est aussi intéressée à la notion de corrélation pour étudier la genèse de sa compréhension chez l'adolescent (Inhelder et Piaget, 1955, chap. 15).

Dans la présente recension des écrits, nous présenterons d'abord la perspective piagétienne; dans un second temps, nous en analyserons les études répliquatives; nous esquisserons, en guise de conclusion, quelques implications quotidiennes et scolaires de son utilisation.¹

Perspective piagétienne

Deux précisions s'imposent d'emblée. Premièrement, la nature du schème étudié par Inhelder et Piaget ne recouvre pas entièrement la notion de corrélation. En effet, seules des variables qualitatives (couleur des cheveux et des yeux) sont considérées. La genèse de la compréhension du schème des corrélations se limite donc à la compréhension qu'a l'adolescent des relations données d'une table de contingence 2 X 2. Deuxièmement, non seulement le schème des corrélations a été peu étudié comparativement à d'autres schèmes formels (combinatoire, probabilité, proportion, volume), mais tous les chercheurs qui l'ont utilisé dans leurs travaux ont repris sinon la situation expérimentale piagétienne du moins des situations qualitatives similaires.

Au cours de ce volet, nous insisterons sur deux aspects: la situation expérimentale ainsi que les conduites observées (a) et la notion de corrélation telle qu'envisagée dans le paradigme piagétien (b).

Situation expérimentale et conduites observées

Malgré leur utilisation restrictive de la notion de corrélation, Inhelder et Piaget ont eu au moins le mérite de bien spécifier les limites de leur recherche: étudier les raisonnements qualitatifs relatifs à l'évaluation de la relation entre deux variables à partir de combinaisons numériques.

Ils présentent ainsi aux sujets une quarantaine de cartes sur lesquelles sont dessinés des visages dont les deux variables, les yeux et les cheveux, peuvent prendre deux valeurs, clair (yeux bleus et cheveux blonds) ou foncé (yeux et cheveux

bruns). Quatre combinaisons sont possibles: a = yeux bleus, cheveux blonds; b = yeux bleus, cheveux bruns; c = yeux bruns, cheveux blonds; d = yeux bruns, cheveux bruns. Une fois ces quatre combinaisons clairement identifiées, le sujet est alors en mesure de dresser une table de contingence 2 X 2:

		cheveux	
		blonds	bruns
yeux	bleus	a	b
	bruns	c	d

Le problème est résolu, lorsqu'indépendamment de toute formule, les sujets comprennent que la corrélation est fonction de la différence entre les cas favorables ($a + d$) et les cas défavorables ($b + c$) rapportée au tout ($a + b + c + d$). Les sujets peuvent ainsi conclure à l'existence d'une relation soit *positive*, dans la mesure où l'inégalité $(a + d) > (b + c)$ est grande, soit *négative*, dans la mesure où l'inégalité $(a + d) < (b + c)$ est grande, soit *nulle* si les probabilités sont égales ($a + d = b + c$).

Il faut une fois de plus reconnaître l'ingéniosité d'Inhelder et de Piaget à propos des situations imaginées pour investiguer l'émergence de la notion de corrélation chez l'adolescent. Quatre situations sont en fait utilisées pour colliger les données:

- soit laisser le sujet construire les quatre cases d'une table à double entrée;
- soit présenter au sujet des cartes déjà classées selon les quatre possibilités en demandant d'apprécier les rapports en jeu (ex.: $a = 13$; $b = 8$; $c = 3$; $d = 8$);
- soit fournir au sujet deux collections distinctes et demander dans laquelle la corrélation est la plus nette;
- soit demander au sujet d'enlever des cartes de manière à renforcer la corrélation; de cette façon on peut voir sur quelle combinaison porte l'élimination.

Ce cadre expérimental a permis de dégager un certain nombre de conduites dont se sont inspirés d'ailleurs la majorité des chercheurs qui ont utilisé le schème des corrélations comme mesure de la pensée formelle.

Compte tenu du niveau de complexité du schème des corrélations, Inhelder et Piaget ne voient pas la nécessité de revenir sur l'absence de réactions probabilistes chez les enfants pré-opératoires (stade I) et sur les premiers schèmes probabilistes des enfants de niveau opératoire concret (stade II). Les conduites observées

débutent avec le niveau formel (stade III). Si l'on s'en tient à la description piagétienne, on retrouve trois conduites de niveau IIIA, une conduite intermédiaire et une conduite de niveau IIIB.

- Niveau IIIA: •. Le sujet admet l'existence d'un rapport entre cheveux blonds et yeux bleus (a) *ou* entre cheveux bruns et yeux bruns (d), mais son raisonnement est basé sur une opposition des cas (a) aux cas (d) sans comprendre que les cas favorables, qu'ils soient positifs (a) ou négatifs (d), constituent le même rapport.

• Le sujet admet que les cas (a) et (d) sont favorables à la relation cherchée et que les cas (b) et (c) y sont défavorables, mais son raisonnement demeure centré sur une comparaison (a) à (b) et (c) à (d).

• La troisième conduite est liée à la présence d'une corrélation nulle, c'est-à-dire là où il y a égalité des cas favorables et défavorables ($a + d = b + c$). Loin de comprendre qu'ils sont en face d'une corrélation nulle, les sujets y voient un cas privilégié parce qu'en raisonnant sur (a) et (b) seuls (ou sur (c) et (d) seuls), il y a égalité des chances positives et négatives.

- Intermédiaire entre IIIA et IIIB: Inhelder et Piaget décrivent ainsi cette conduite (1955, p. 208): «[...] il subsiste une tendance plus ou moins forte à raisonner sur les cas (a) et (b) isolément ou (b) et (c) isolément [...] mais dès qu'on fait appel à la totalité des cas possibles, ces sujets de niveau intermédiaire en arrivent à comparer les cas ($a + d$) réunis aux cas ($b + c$) ou ($a + b + c + d$), ce qui marque le début de l'idée de corrélation proprement dite». On constate une fois de plus que dans une telle distinction de conduites, les nuances de degré sont difficilement opérationnalisables.

- Au niveau IIIB, le raisonnement se fait d'emblée en diagonale: au lieu de comparer les rapports $(a + d)/(a + b + c + d)$ et $(b + c)/(a + b + c + d)$, le sujet met directement en relation les cas favorables ($a + d$) avec les cas défavorables ($b + c$) pour juger du degré de corrélation.

Nature de la notion de corrélation

Liens avec d'autres schèmes formels. Selon Inhelder et Piaget (1955), l'acquisition du schème des corrélations va de pair avec deux autres schèmes formels, les schèmes de proportion et de probabilité, ce dernier étant aussi lié à la notion de combinatoire. On conçoit ainsi sans peine, étant donné la complexité des opérations en jeu, la nature formelle du schème des corrélations.

Pour expliquer la nature formelle et ses liaisons avec les schèmes de proportion, de probabilité et de combinatoire, Inhelder et Piaget ont recours une fois de plus à l'analyse structurale. Cette fois cependant la logique interpropositionnelle leur suffit. Même si celle-ci «explique» effectivement bien les opérations en jeu, il est tout de même curieux de noter l'absence du groupe INRC² comme élément explicatif alors que celui-ci est censé expliquer largement la présence du schème

des proportions. Mais peut-être cette omission est-elle due au fait qu'ils partent de la prémisse que la logique interpropositionnelle n'est autre que le groupe INRC en oeuvre. Cette remarque ne vise évidemment pas à réclamer une explication basée sur le groupe INRC puisqu'on a déjà montré, et à juste titre, son insuffisance explicative (Wollman, 1978). De toute façon, le recours à la logique des propositions n'est nullement nécessaire; une simple analyse des opérations sous-jacentes au problème de corrélation posé par Inhelder et Piaget suffit largement à faire ressortir le jeu des schèmes probabiliste et combinatoire. La recherche d'une corrélation implique en effet la présence d'une relation causale en partie voilée par une distribution fortuite, et, pour avoir l'idée de dissocier ces deux sortes d'éléments, il faut précisément distinguer le probable du déterminé, c'est-à-dire l'ensemble des cas favorables au sein des quatre combinaisons possibles.

L'argument scolaire. Comme il en est des autres schèmes formels, Inhelder et Piaget situent l'acquisition de la notion de corrélation hors du cadre scolaire. Ainsi, affirment-ils que même ignorants des formules pour le calcul des corrélations et *a priori* de leurs sous-basements mathématiques, des adolescents (14-15 ans) parviennent à résoudre des problèmes de corrélation entre deux variables. À défaut d'une quantification numérique, ils se contentent de raisonnements qualitatifs. Ils comparent ainsi le nombre de cas favorables ($a + d$) à celui des cas défavorables ($b + c$) et «si l'un des ensembles l'emporte numériquement sur l'autre avec une netteté suffisante, ils concluent à une relation effective, positive ou négative, en expliquant les cas minoritaires par l'intervention de causes fortuites» (p. 288).

Pourtant, le jeu de l'influence scolaire sur l'acquisition des schèmes formels a maintes fois été mis en évidence (par exemple: Fischbein, 1975; Karplus, 1981; Larivée, 1981). Dans le cas présent, il est évidemment difficile, à partir des deux seuls protocoles cités par Inhelder et Piaget pour caractériser le stade IIIB, de discerner ce qui pourrait relever du scolaire. On ne peut pas, par exemple, affirmer explicitement l'influence des acquis scolaires dans la réponse de Dan (14;0) au problème ($a = 5$; $b = 1$; $c = 2$; $d = 4$): «c'est sûr [...] il y a des exceptions, mais elles sont rares: 3 exceptions sur 9 naturels. Dans un tel cas on dit qu'il n'y a pas de loi absolue, mais une loi certaine» (p. 209). On admettra tout de même qu'un tel niveau de langage n'est pas quotidien et recèle au moins partiellement une certaine influence scolaire. En fait, l'argument scolaire place le chercheur face à un paradoxe. D'une part, la présence de raisonnements formels requiert un minimum de scolarité. Il est en effet assez difficile de concevoir qu'un adolescent puisse parvenir à construire d'emblée une table de contingence et à effectuer un raisonnement en diagonale en vue de comparer les cas favorables et les cas défavorables sans un minimum d'apprentissage scolaire. D'une part, quoiqu'encore là il faille tenir compte des cursus scolaires différents selon les pays, la notion de corrélation est rarement abordée avant l'université; et pourtant, même s'ils sont peut élevés, on observe un certain pourcentage de réussite à des tâches de corrélation chez des sujets pré-universitaires (cf. Tableau 1).

Tableau 1
Recension des recherches concernant le schème des corrélations

AUTEURS (année)	CARACTÉRISTIQUES DES SUJETS				SCHÈME(S)/ ÉPREUVES	% DE Ss PAR NIVEAU OPÉRATOIRE					MÉTHODOLOGIE TYPES DE MESURE
	Nb/Sexe	Âge	Scolarité	Milieu		O.C.	INT	III A	INT	III B	
ADI, KARPLUS, LAWSON et PULOS (1978)	49 F 31 H	14,7(13,7-15,8)	9e Sciences et 12e Mathématiques	Classe moyenne San Francisco É.U.	Corrélation - type causale - type coïncidence	17,5 12,5	40 2,5	17,5 57,5		25 27,5	- Méthode clinique - Catégories de réponse transformées en stade (4)
KARPLUS, ADI et LAWSON (1980)	53 F			Classe moyenne	Corrélation / deux items de type coïncidence	95		5		0	- Test papier-crayon - Catégories transformées en stades
	48 H	(13)	6e	San Francisco		70		23		8	
	33 F			Bay, É.U.		67		14		18	
	65 H	(14,6)	8e			44		19		37	Note: les réponses classées non concluantes sont intégrées au niveau o.c.. Elles sont toutefois relativement peu nombreuses
	45 F					30		20		50	
	57 H	(15,6)	10e								
	44 F										
	68 H	(17,6)	12e								
	33 F 53 H N: 505		Université, 1re et 2e année (physique)								
		(11,5-20,0)									
LAWSON, KARPLUS et ADI (1978)	53 F			Classe moyenne	Corrélation / deux items de type coïncidence				1	2	- Test papier-crayon - Réussite - Échec
	48 H	$\bar{X}$: 12,9	6e	à moyenne					4,3	3,2	
	40 F			supérieure							Note: les résultats représentent le % de réussite à chacun des deux items
	64 H	$\bar{X}$: 14,03	8e	San Francisco					28	16,9	
	45 F			Bay, É.U.					28,4	32,7	
	57 H	$\bar{X}$: 16,08	10e						49,1	47,8	
	44 F								61,8	67,1	
	69 H	$\bar{X}$: 18,04	12e								
	35 F 52 H N: 507	$\bar{X}$: 19,58	Université, 1re et 2e année (physique)								
LOVELL (1961)	18		Primaire		Corrélation / les visages	95,5	5,5				- Méthode clinique standardisée - Mesure en stades (9 stades et sous-stades)
	24		Secondaire public			78,8	8,3	4,2	12,5	4,2	
	26		Secondaire privé			3,8	19,2	30,8	19,2	27	

MAGGIO (1981)	106 F 112 H	$\bar{X}$: 13,4 (12,11-15,10)	8e Junior High School	Classe moyenne, supérieure, Banlieue de New England É.U.	Corrélation / trois items de type coïncidence	1 2 3				50,5 45,4 56,9	- Test papier-crayon - Réussite - Échec Note: les résultats représentent le % de réussite à chacun des trois items
ROSS (1973)	30 F 35 H	$\bar{X}$: 20,31	Université 1ère année Sciences humaines		Corrélation / les visages		1,6	89,2		9,2	- Méthode clinique - Analyse en stades
RUBLEY (1972)	30 F 30 H	$\bar{X}$: 17,1 (16,3-18,4)	11e et 12e Étudiants en chimie		Corrélation / les visages		43,4	30,0	6,6	20,0	- Méthode clinique - Analyse en stades
VU (1977)	22 F 32 H	22,50 Méd: 22-27	Université - Sciences - Arts - Éducation inscrits à un cours de statistique	Illinois É.U.	Corrélation / deux tâches six items		9	72	19	0	- Test papier-crayon - Analyse en stades
WAVERNING (1984)	34 31 29	14,0 15,8 17,7	8e 10e 12e	Milieu rural Iowa, É.U.	Corrélation / les visages		54,3	21,2	21,2	3,2	- Méthode clinique - Cotation en points (0- 4) à partir des conduites

Études répliquatives

Le schème des corrélations a été étudié ou utilisé dans le cadre de cinq types de recherches:

- soit en tant que tel (Adi *et al.*, 1978; Jenkins et Ward, 1965; Lavender, 1977; Peterson et Beach, 1967; Seggie, 1975; Seggie et Endersby, 1972; Smedslund, 1963; Ward et Jenkins, 1965);
- soit dans le cadre plus large de l'étude de la pensée formelle ou en relation avec d'autres variables (Martorano, 1977; Neimark, 1970, 1975; Ross, 1973; Rubley, 1972);
- soit dans le cadre des relations avec ses deux schèmes connexes - probabilité et proportions (Karplus *et al.*, 1980; Lawson et Karplus, 1978; Vu, 1977; Waverling, 1984);
- soit comme item de test papier-crayon (Eisert et Tomlinson-Keasey, 1978; Maggio, 1981; Raven, 1973; Tobin et Capie, 1981);
- soit dans le cadre d'études sur l'apprentissage (Nous et Raven, 1973; Rosenthal *et al.*, 1980; Tomlinson-Keasy et Eisert, 1978).

Une insistance sur certaines études répliquatives en tant que telles (a) et sur les travaux concernant les relations entre le schème de corrélations et ses schèmes connexes (b) devrait suffire à permettre une meilleure compréhension de la nature du schème des corrélations.

Études répliquatives en tant que telles

En définitive, peu de chercheurs ont étudié la genèse et la présence du schème des corrélations chez les adolescents et les adultes.

Smedslund (1963) est le premier après Lovell (1961) à s'être centré sur l'acquisition de ce schème chez un échantillon adulte d'infirmières (N = 67). Il constitue cinq groupes; chaque sujet est rencontré individuellement (15 minutes) et doit évaluer la force de la relation entre un symptôme (A) et une maladie (F) à partir d'un paquet de 100 cartes. Chaque carte décrit l'état d'un patient en fonction des deux variables en jeu (A et F). AF: le patient a le symptôme et la maladie; A $\bar{F}$: le patient a le symptôme et pas la maladie; $\bar{A}$ F: le patient n'a pas le symptôme et a la maladie; $\bar{A}\bar{F}$: le patient n'a ni le symptôme ni la maladie. La fréquence de chacune des quatre possibilités varie en fonction de la constitution des groupes. Dans un cas la relation est positive (35, 15, 15, 35), dans un autre cas elle est négative (15, 35, 35, 15) et pour les trois autres groupes elle est nulle (35, 15, 35, 15; 15, 35, 15, 35; 25, 25, 25, 25).

Selon Smedslund, les sujets furent incapables d'évaluer la présence ou l'absence de la relation entre A et F sur la base des informations fournies et ce même en présence d'une corrélation parfaite (50, 0, 0, 50). Il en conclut que l'absence de connaissances en statistiques va de pair avec l'absence de structures cognitives

isomorphes au concept de corrélation. A cet égard, Peterson et Beach (1967) ont bien suggéré la présence de difficultés particulières lorsque les sujets ont à composer avec les données d'une table de contingence 2×2 , mais sans en préciser la nature.

Même corroborées par des études ultérieures (Jenkins et Ward, 1965; Ward et Jenkins, 1965), les inférences de Smedslund à la suite de ses résultats apparaissent un peu grossières. Malgré l'imprécision de l'analyse de ces résultats, l'explication de Smedslund est certes à prendre en considération; les piètres performances observées peuvent toutefois aussi être attribuées d'une part à l'ambiguïté de la consigne, un tiers des sujets n'ont pas compris la tâche à réaliser et d'autre part, au haut degré d'abstraction requis pour la résoudre, les sujets n'avaient qu'à donner un avis général sans point de référence externe.

En clarifiant la consigne et en concrétisant la situation, Seggie et Endersby (1972) contrent ces difficultés. En fait, les 60 étudiantes infirmières, réparties en six groupes, ont à se prononcer sur l'hospitalisation ou non de malades sur la base de données recueillies antérieurement à propos du taux de guérison d'autres malades. L'expérience se déroule en deux temps.

Dans un premier temps, chaque groupe reçoit 100 cartes; sur chacune des cartes on retrouve évidemment deux des quatre informations possibles de la table de contingence: HV, HV, HV, HV; H (hospitalisation du malade), H (absence et hospitalisation), V (le malade est vivant), V (le malade est mort). Dans trois groupes sur six la corrélation est nulle (35, 35, 15, 15; 15, 15, 35, 35; 25, 25, 25, 25); dans deux groupes, la corrélation est positive (35, 15, 15, 35; 50, 0, 0, 50) et dans un groupe, elle est négative (15, 35, 35, 15). Les sujets ont dix minutes pour consulter les cartes et prendre une décision. Dans un deuxième temps, tous les sujets ont à prendre une décision pour les six situations. Ils ont cette fois en mains les données relatives aux six situations.

Les résultats obtenus diffèrent de ceux des études antérieures. En présence d'une relation entre H et V, les sujets prennent la bonne décision (10/10 et 9/10; 57/60 et 60/60); il en est de même pour la relation H et V (9/10 et 56/60). En présence d'une corrélation nulle, les sujets optent majoritairement pour ne pas envoyer le malade à l'hôpital (46/60, 44/60, 44/60), ce qui somme toute, est assez raisonnable compte tenu de la longueur du voyage et des dangers potentiels. Ces «bons» résultats doivent cependant être relativisés. S'il est exact que les sujets prennent la bonne décision, il n'est pas du tout évident que celle-ci est basée sur un raisonnement corrélationnel, c'est-à-dire sur la construction dans ce cas-ci des quatre cases d'une table de contingence 2×2 avec prise en compte des effectifs en diagonale.

Dans une étude ultérieure, Seggie (1975) a investigué le raisonnement sous-jacent à la prise de décision eu égard aux mêmes situations. L'échantillon est composé de 101 recrues de l'armée australienne (Q.I.: $X = 105$). En plus de

prendre une décision sur l'hospitalisation ou pas des malades en fonction du taux de guérison d'autres malades, les sujets doivent également indiquer sur quoi ils fondent leur décision et évaluer les chances de guérison des malades. Les données à leur disposition sont identiques à celles de l'étude de Seggie et Endersby (1972). L'expérience se déroule également en deux temps.

Une fois leur décision prise, on donne aux sujets six énoncés à partir desquels on leur demande d'indiquer sur une échelle de 0 à 10 (0 étant aucun et 10, fort) le poids de chacun de ces énoncés dans leur prise de décision. Quatre énoncés correspondent tout simplement aux quatre cases de la table des contingences, les deux autres correspondant à des sources d'influence non logiques mais possibles: «c'est une mauvaise chose de faire voyager les malades sur une grande distance» et «c'est une bonne chose d'envoyer des malades à l'hôpital».

En ce qui concerne la prise de décision, les résultats sont similaires à ceux de l'étude antérieure. La majorité des sujets s'avèrent cependant incapables de montrer comment chacune des cases de la table de contingence a son importance dans le processus de prise de décision. Cette limite dans le raisonnement corrélationnel se manifeste principalement dans les cas de corrélation nulle. Trois choix sont en effet possibles pour évaluer les chances de guérison: (a) une meilleure chance dans la région éloignée; (b) une meilleure chance à l'hôpital; (c) pas de différence entre les deux endroits. Alors que dans les situations de corrélation positive et négative les choix sont cohérents avec la prise préalable de décision, dans les trois cas de corrélation nulle, où l'option (c) est appropriée, les choix semblent se distribuer au hasard. De la même façon, le poids accordé aux deux énoncés non logiques est nettement plus élevé dans les trois cas de corrélation nulle que dans les trois autres cas, que ce soit dans le premier volet (Mann-Whitney, $U = 624,5$; $Z = 3,863$; $p < 0,007$) ou dans le second volet (Wilcoxon, $Z = 4,143$; $p > 0,00003$).

En fait, un véritable raisonnement basé sur le schème des corrélations implique que les sujets donnent un poids égal aux quatre énoncés représentant les quatre cases de la table de contingence et aucun poids aux deux énoncés non logiques. Or, seul un petit nombre de sujets se sont conformés à cette règle.

De toute façon, là aussi comme il en est des autres schèmes formels, le contenu de la tâche et le format des épreuves (méthode clinique, test papier-crayon) semblent influencer sur les capacités du raisonnement corrélationnel comme le montrent les résultats de Adi *et al.* (1978) et Karplus *et al.* (1980).

Adi *et al.* (1978) ont étudié le raisonnement corrélationnel chez des sujets de 9e année (âge: $\bar{X} = 14,7$) et de 12e année (âge: $\bar{X} = 17,5$) inscrits dans des cours de mathématiques et de sciences à l'aide de deux tâches (Tableau 1). L'une implique l'évaluation éventuelle d'une relation causale entre des dragées ingurgitées par des rats et la grosseur de leur corps. Sur les cartes fournies aux sujets, on retrouve une des quatre combinaisons possibles: (a) un gros rat avec une dragée;

(b) un gros rat et pas de dragée; (c) un petit rat avec une dragée; (d) un petit rat et pas de dragée. L'autre tâche implique une éventuelle relation de coïncidence entre la couleur de la queue des rats et leur grosseur. Sur les cartes fournies aux sujets, on retrouve une des quatre combinaisons possibles: (a) un gros rat à queue verte, (b) un gros rat à queue rouge, (c) un petit rat à queue verte, (d) un petit rat à queue rouge.

La fréquence des cases est la même dans les deux tâches et comporte trois items correspondant aux trois valeurs que peuvent prendre les corrélations, positive, négative et nulle. La passation des tâches se fait en entrevue individuelle et une aide est accordée au point de départ aux sujets qui présentent des difficultés à classer les cartes dans les quatre cases. Les résultats sont analysés en fonction de quatre catégories de conduites identifiables à quatre niveaux opératoires: opératoire concret, intermédiaire, formel A et formel B; neuf sous-catégories de conduites sont en plus distinguées.

Deux aspects sont à retenir des résultats: le faible pourcentage des sujets capables d'utiliser le schème des corrélations aux deux tâches (25% et 27,5%) et la différence significative entre les résultats des deux tâches ($X^2 = 22,2$; $p < 0,001$). Le premier résultat n'est guère surprenant, le second toutefois mérite explication.

La différence significative est principalement due au pourcentage différent de sujets situés au niveau formel A (17,5 et 57,5). Cette différence de performance semble attribuable à un effet de contenu. Dans la tâche dite causale le problème est posé de façon telle qu'il induit la nécessité de poser une hypothèse. Or les sujets tiennent compte des faits confirmant l'hypothèse (l'ingurgitation de dragées fait de gros rats), mais négligent les cas infirmant l'hypothèse, ce qui est une conduite du niveau opératoire concret. La tâche de coïncidence ne suggérant pas la formulation d'une hypothèse pour être résolue, elle n'empêche pas les sujets de considérer toutes les données.

Dans une étude ultérieure, Karplus *et al.* (1980) tiennent compte de cette variable et construisent des items papier-crayon de type coïncidence (c'est-à-dire sans que soit suggérée une relation de cause à effet) impliquant des relations entre deux caractéristiques d'animaux (couleur de la queue et grosseur du corps; grosseur du poisson et largeur des raies).

Trois remarques sont à faire eu égard aux résultats obtenus. Premièrement, la passation collective, impliquant l'absence d'aide individuelle a obligé la création d'une nouvelle catégorie de réponse: incompréhension et illogisme. Les réponses relevant de cette catégorie sont incluses dans la colonne opératoire concret (Tableau 1), ce qui a pour effet de gonfler sensiblement les pourcentages surtout chez les sujets les plus jeunes. Deuxièmement, les résultats sont similaires à ceux obtenus par Adi *et al.* (1978) avec la méthode clinique si on tient compte toutefois que les sujets ont été classés en fonction de leur meilleure réponse aux deux items.

Troisièmement, il se produit un effet de contexte dû au format du test principalement chez les plus jeunes sujets (13 à 16 ans) de l'échantillon. Par exemple, ils interprètent le mot relation comme référant à la relation entre les animaux plutôt qu'à l'association entre deux caractéristiques des animaux. D'autres sujets interprètent le mot relation dans le sens d'une relation familiale et identifient les gros poissons comme les parents des petits; d'autres concluent tout simplement que les différences d'apparence empêchent les relations familiales.

Les relations entre le schème des corrélations et des schèmes connexes

Le groupe d'AESOP (Advancement of Education in Science-Oriented Programs) a produit deux recherches dans lesquelles sont impliqués les schèmes de proportion, probabilité et corrélation (Karplus *et al.*, 1980; Lawson et Karplus, 1978). La description des échantillons (Tableau 1) et des items est suffisamment ressemblante pour laisser croire que les données ont été colligées au cours de la même recherche; seules la problématique de la recherche et la technique d'analyse des résultats sont différentes.

Ainsi, dans l'étude de 1978, les auteurs veulent vérifier la concordance du développement des schèmes formels et de la logique propositionnelle. Pour ce faire, ils construisent un test papier-crayon à sept items (1, proportion; 2, probabilité; 2, corrélation; 2, logique propositionnelle) qu'ils font passer à 507 sujets de 11,5 à 20 ans. Un item est considéré comme réussi si la réponse exacte est accompagnée d'une justification adéquate; aucune précision n'est cependant fournie sur la nature des justifications adéquates. Les pourcentages de réussite un peu plus élevés que dans les autres recherches s'expliquent en partie par le système de cotation utilisé, une cotation dichotomique, réussite - échec.

La partie des résultats essentielle pour illustrer notre propos concerne l'analyse en composantes principales et rotation varimax. On obtient alors deux facteurs expliquant 57,5% de la variance. Le premier facteur regroupe les items de proportion, probabilité, corrélation (0,67 à 0,76) et explique 42,2% de la variance; les deux items de la logique propositionnelle (0,77 et 0,81) constituent le deuxième facteur qui explique 15,3% de la variance.

Ce résultat indique certes que les schèmes formels étudiés sont corrélés entre eux, mais il renseigne peu sur la séquence de leur acquisition. Les pourcentages de réussite pour l'ensemble des schèmes formels montrent cependant qu'à tous les âges les items de probabilité et de proportion sont mieux réussis, à une exception près, que ceux de corrélation même si avec l'âge l'écart a tendance à s'estomper.

La seconde étude (Karplus *et al.*, 1980) comprend six items (1, proportion; 3, probabilité; 2, corrélation). Ici, le système de cotation change: les réponses sont analysées à partir de catégories de réponses qui sont ensuite transformées en

stades. Deux commentaires sont à formuler eu égard aux résultats. Premièrement, de façon générale, l'analyse des résultats en fonction de catégories de réponses et non plus en une simple cote réussite - échec semble avoir permis une discrimination plus fine et entraîné un plus faible pourcentage de réussite que dans l'étude précédente (Tableau 1). Si l'on s'en tient aux résultats comparatifs présentés dans le Tableau 2, seule la réussite aux items de probabilités semble avoir été favorisée par une analyse en stades (cf. Larivée *et al.*, 1986, pour une analyse comparative des tests papier-crayon et de la méthode clinique dans l'évaluation de la pensée formelle). Deuxièmement, les items de proportion et de probabilité sont une fois de plus mieux réussis que ceux des corrélations.

Tableau 2

Pourcentage de réussite (III B) aux items de proportion, probabilité et corrélation selon que les résultats relèvent d'une analyse Réussite - Échec (Lawson et Karplus, 1978) ou d'une analyse en stades (Karplus *et al.*, 1980)

Niveau de scolarité	Proportion		Probabilité		Corrélation	
	R-É*	Stades**	R-É	Stades	R-É	Stades
10e	68,7	55	61,7	57	28,4/32,7	18
12e	75,7	63	58,6	72	49,1/47,8	37
Univ.	80,4	74	73,3	79	61,8/67,1	50

* R-É: analyse réussite-échec

** Stades: analyse en stades

Malgré certaines limites et imprécisions, la recherche de Wavering (1984) est intéressante du fait qu'elle montre une fois de plus l'influence du contenu. L'auteur cherche à investiguer les relations entre les schèmes de corrélation (les visages), de probabilité (quantification des probabilités) et de proportion (projection des ombres) avec un échantillon de 14 à 17,7 ans. Les résultats montrent que 72% des sujets fonctionnent encore au niveau opératoire concret, que la différence entre garçons et filles n'est pas statistiquement significative mais que, par contre, la différence entre la performance des sujets de 14 ans et celle de ceux de 17 ans à la tâche de corrélation est significative. L'analyse des résultats montre en outre que contrairement aux résultats de Lawson et Karplus (1978), la tâche de proportion, mesurée avec l'épreuve de la «projection des ombres» (Inhelder et Piaget, 1955), ne mesure par la même chose que celle des probabilités et que la maîtrise au moins partielle de ces deux schèmes constitue un pré-requis à la réussite de l'épreuve des corrélations.

Un dernier travail mérite d'être signalé. Face aux difficultés éprouvées par des étudiants universitaires ($N = 54$; 22-50 ans) inscrits au cours de statistiques inférentielles, Vu (1977) pose l'hypothèse qu'en plus des méthodes d'enseignement et du degré de difficulté des concepts, le niveau cognitif des sujets puisse être un handicap à leur réussite. Dès la première semaine du semestre, les sujets sont testés à l'aide d'un test papier-crayon composé de trois épreuves de probabilité et de deux épreuves de corrélation. Deux résultats méritent ici attention. Le premier concerne l'antériorité de l'acquisition du schème des probabilités sur celui des corrélations. Les résultats de Vu complètent et précisent ceux de Wavering (1984): sur les 54 sujets, 26 ont une meilleure performance aux épreuves de probabilité, 20 présentent une performance identique et 8 seulement, une meilleure performance aux épreuves de corrélation. Si la position piagétienne est dans l'ensemble confirmée, il semble qu'il faille aussi tenir compte de la variabilité inter- et intra-individuelle. Le deuxième résultat concerne les relations entre le niveau cognitif et la capacité de tirer profit de l'enseignement. Si effectivement les performances aux examens de statistiques inférentielles sont nettement plus faibles pour les sujets opératoires concrets, on n'observe pas de différences notables pour les autres niveaux opératoires. Le niveau cognitif mesuré par les épreuves de probabilité et de corrélation constitue cependant un bon prédicteur de l'ensemble de la performance scolaire.

Conclusion

Les principaux éléments qui se dégagent des travaux recensés sont les suivants:

- La complexité du schème des corrélations fait d'emblée comprendre non seulement son acquisition tardive mais aussi le faible pourcentage de réussite même dans la population adulte (Tableau 1).
- Malgré ce faible pourcentage de réussite, on retrouve quand même une assez forte dispersion dans les résultats (0 à 67,1%).
- La plupart des chercheurs qui ont pris des mesures des trois schèmes (proportion, probabilité et corrélation), soit en situation clinique, soit en test papier-crayon, confirment dans l'ensemble les données piagésiennes: d'une part les items de probabilité et de proportion sont presque toujours mieux réussis que les items de corrélation et ce, quels que soient les âges et, d'autre part, les schèmes de probabilité et de proportion constituent dans la plupart des cas un pré-requis au schème de corrélation.
- Dans les travaux où différents groupes d'âge sont présents, les pourcentages de réussite augmentent en fonction de l'âge (scolarité).
- De façon générale, les performances sont plus faibles lorsque les auteurs utilisent la méthode clinique et une analyse en stades, et plus fortes lorsqu'ils utilisent un test papier-crayon et une cotation dichotomique (réussite-échec).
- Les auteurs qui expérimentent avec la méthode clinique reprennent dans la majorité des cas l'épreuve piagésienne des «visages». Dans tous les cas toutefois,

les tâches utilisées impliquent, à l'instar de la tâche piagétienne, l'utilisation d'une table de contingence 2 X 2 pour la mise en relation des variables.

En fait, les résultats rapportés ici laissent peu de doute sur la complexité de la notion de corrélation. Un tel constat n'est guère surprenant si on tient compte de la filiation habituelle de la notion de corrélation avec celles de proportion et de probabilité. Les schèmes de proportion et de probabilité étant déjà peu solidement implantés (Larivée et Roulin, 1985), les faibles pourcentages observés étaient donc prévisibles.

Pourtant le schème des corrélations a de l'importance au plan scolaire et quotidien. L'apprentissage des matières scolaires à connotation scientifique nécessite en effet une maîtrise du schème des corrélations et des schèmes connexes (Adi *et al.*, 1978; Lawson et Karplus, 1978).

Or toutes les recension d'écrits concernant l'acquisition de la pensée formelle parviennent au même constat: rarement plus de 50% des divers échantillons d'adolescents et de jeunes adultes étudiés performant au niveau opératoire formel (par exemple: De Carcer, Gabel et Staver, 1978; Gruber et Vonèche, 1976; Larivée et Cormier, 1982, 1983; Larivée et Normandeau, 1984, 1985; Larivée et Roulin, 1985).

Les résultats des recherches concernant l'apprentissage des schèmes formels et l'enseignement des sciences nous placent en fait en situation paradoxale. D'une part, quelles que soient les méthodes d'entraînement, deux conclusions s'imposent: de façon générale la durabilité des acquis est de courte durée et le transfert à d'autres schèmes formels est presque inexistant. D'autre part, un ensemble de travaux (par exemple: Chiappetta, 1976; Kuhn, 1979; Shayer, 1980; Vu, 1977; Wollman, 1978) montre que les contenus des cursus scolaires à teneur scientifique requièrent la maîtrise des schèmes formels d'autant plus que seuls les sujets qui possèdent déjà les dits schèmes seraient en mesure d'intégrer de tels contenus. Par contre d'autres travaux (par exemple: Haley et Good, 1976; Lawson et Karplus, 1978; Pilacik, 1983) montrent qu'un des objectifs de ces cursus scolaires vise précisément à favoriser le développement des instruments cognitifs préalables à l'assimilation des notions abstraites de ces programmes.

L'échec de l'enseignement des sciences, largement décrié au cours des dernières années, du moins en Amérique du Nord (Desautels, 1980) a certes des sources pédagogiques et socio-culturelles. Cependant, si on tient compte du paradoxe soulevé ici, on peut aussi penser qu'il y a un étouffement des schèmes appropriés à l'attitude scientifique dans la population. En effet si les étudiants ne possèdent pas les schèmes nécessaires pour assimiler les programmes d'enseignement scientifique dont un des buts est de favoriser le développement des schèmes requis pour leur assimilation, il n'est guère surprenant de constater que les sujets opératoires concrets abandonnent plus souvent les cours de sciences que les sujets opératoires formels (Kolodiy, 1977; Sayre et Ball, 1975).

Force est en outre d'admettre que ces mêmes sujets auront probablement de la difficulté à gérer les retombées scientifiques dans leur quotidien. Par exemple, dans le feu nourri d'informations auquel la population est soumise, le recours au schème des corrélations s'avère souvent nécessaire. Ainsi lorsque les médias présentent des informations concernant les relations entre traitement au fluor et carie dentaire, cigarette et cancer, alcool et accident de la route, etc., l'absence de raisonnement corrélationnel peut contribuer à augmenter la confusion entre corrélation et causalité.

NOTES

1. L'auteur remercie M. François Longeot (Université de Grenoble II) pour ses commentaires et critiques.
2. I: Identique; N: Négative; R: Réciproque; C: Corrélative; le groupe INRC, réseau de quatre opérations fermé sur lui-même serait la structure d'ensemble des opérations formelles. Il réalise également la synthèse des deux formes de réversibilité par inversion ou négation et par réciprocité, caractéristiques des groupements opératoires concrets de classes et de relations.

RÉFÉRENCES

- Adi, H., R. Karplus, A. Lawson et S. Pulos, Intellectual development beyond elementary school VI: Correlation reasoning, *School Science and Mathematics*, vol. 78, no 8, 1978, p. 675-683.
- Chiappetta, E.L., A Review of piagetian studies relevant to science instruction at the secondary and college level, *Science Education*, vol. 60, no 2, 1976, p. 301-313.
- De Carcer, I., D.L. Gabel et J.R. Staver, Implications of piagetian research for high school science teaching: a review of literature, *Science Education*, vol. 62, no 4, 1978, p. 571-582.
- Desautels, J., *École + Science = Échec*, Québec: Québec Science, 1980.
- Eisert, D.C. et C. Tomlinson-Keasey, Cognitive and interpersonal growth during the college freshman year: A structural analysis, *Perceptual and Motor Skills*, vol. 46, no 3, 1978, p. 995-1005.
- Fischbein, E., *The Intuitive Sources of Probabilistic Thinking in Children*, Boston: D. Reidel Publishing Company, 1975.
- Gruber, H. et J. Voneche, Réflexions sur les opérations formelles, *Archives de Psychologie*, vol. XLIV, no 171, 1976, p. 45-55.
- Haley, S.B. et R.G. Good, Concrete and formal operational thought: implications for introductory college biology, *The American Biology Teacher*, octobre 1976, p. 407-412.
- Inhelder, B. et J. Piaget, *De la logique de l'enfant à la logique de l'adolescent*, Paris: Presses Universitaires de France, 1955.
- Jenkins, H.M. et W.C. Ward, Judgment of contingency between response and outcome, *Psychological Monograph*, No 594, vol. 79, no 1, 1965.
- Karplus, R., Education and formal thought - a modest proposal, in I.E. Sigel, D.M. Brodzinsky et R.M. Golinkoff (Éd.), *New Directions in Piagetian Theory and Practice*, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, 1981, p. 285-314.
- Karplus, R., H. Adi et A.E. Lawson, Intellectual development beyond elementary school VIII: proportional, probabilistic, and correlational reasoning, *School Science and Mathematics*, vol. 80, no 8, 1980, p. 673-683.
- Kolodiy, C.O., Cognitive development and science teaching. *Journal of Research in Science Teaching*, vol. 14, no 1, 1977, p. 21-26.

- Kuhn, D., The significance of Piaget's formal operations stage in education, *Journal of Education*, vol. 161, no 1, 1979, p. 34-50.
- Larivée, S., Le schème de la combinatoire: un schème adaptatif, *Bulletin A.M.Q.*, vol. XXI, no 1, 1981, p. 3-11.
- Larivée, S. et P. Cormier, Le schème du contrôle des variables, un instrument du raisonnement scientifique, 1. La nature, *Spectre*, vol. 12, no 1, 1982, p. 12-16.
- Larivée, S. et P. Cormier, Le schème du contrôle des variables, un instrument du raisonnement scientifique, 2. Ses implications, *Spectre*, vol. 12, no 2, 1983, p. 24-18, 34.
- Larivée, S. et S. Normandeau, Performance cognitive de futurs professionnels de l'intervention, *La Revue canadienne d'enseignement supérieur*, vol. XIV, no 2, 1984, p. 33-48.
- Larivée, S. et S. Normandeau, Maîtrise du schème de la combinatoire (permutations) chez les adolescents en classe spéciales, *Canadian Journal of Education*, vol. 10, no 4, 1985, p. 345-361.
- Larivée, S. et J.L. Roulin, *Le schème des proportions: approche développementale* (Rapport de recherche No 32). Montréal: Université de Montréal, Équipe de recherche sur les interventions en sciences humaines (ÉRISH), 1985.
- Larivée, S., D., Pelletier et C. Gagnon, Tests papier-crayon et mesure des opérations formelles: une revue critique, *Revue de psychologie appliquée*, vol. 36, no 2, 1986, p. 151-179.
- Lavender, H., *An Investigation of the Development of Correlational Reasoning in Adults*, Thèse non publiée B.A. (Honors), University de Melbourne, Australie, 1977.
- Lawson, A.E. et R. Karplus, Should theoretical concepts be taught before formal operational schemata during the secondary school years, *Journal of Research in Science Teaching*, vol. 15, no 6, 1978, p. 465-478.
- Lawson, A.E., R. Karplus et H. Adi, The Acquisition of propositional logic and formal operational schemata during the secondary school years, *Journal of Research in Science Teaching*, vol. 15, no 6, 1978, p. 465-478.
- Lovell, K., A follow-up study of Inhelder and Piaget's. The growth of logical thinking, *British Journal of Psychology*, vol. 52, no 2, 1961, p. 143-153.
- Maggio, B.A.M., *Validation of an Instrument to Measure Piaget's Stage of Formal Operations*, Ann Arbor, Michigan: University Microfilms International, 1981.
- Martorano, S.C., A developmental analysis of performance on Piaget's formal operations tasks, *Developmental Psychology*, vol. 13, no 6, 1977, p. 666-672.
- Neimark, E.D., A preliminary search for formal operations structures, *The Journal of Genetic Psychology*, vol. 116, 1970, p. 223-232.
- Neimark, E.D., Longitudinal development of formal operations thought, *Genetic Psychology Monographs*, vol. 91, 1975, p. 171-225.
- Nous, A. et R. Raven, The Effects of a structured learning sequence on children's correlative thinking about biological phenomena, *Journal of Research in Science Teaching*, vol. 10, no 3, 1973, p. 251-255.
- Peterson, C.R. et L.R. Beach, Man as an intuitive statistician, *Psychological Bulletin*, vol. 68, 1967, p. 29-46.
- Pilacik, M.J., The Effect of historically-based laboratory activities in biology on the development of formal operational thought, knowledge of biology content and student interest, *Dissertation Abstracts International*, vol. 44, no 4A, 1983, p. 1048.
- Raven, R.J., The Development of a test of Piaget's logical operations, *Science Education*, vol. 57, no 3, 1973, p. 377-385.
- Rosenthal, D.A., S.C. Somerville et R.K. Sheahan, The Development of formal operational reasoning: effects of two training procedures with ten-years-old, *Genetic Psychology Monographs*, vol. 102, 1980, no 2, p. 219-268.
- Ross, R.J., Some empirical parameters of formal thinking, *Journal of Youth and Adolescence*, vol. 2, no 2, 1973, p. 167-177.
- Rubley, V.D., *An Investigation of formal operational thought and dogmatism during the transition between adolescence and adulthood*, Thèse de doctorat, Ann Arbor, Michigan: University Microfilms International, 1972.
- Sayre, S. et D.W. Ball, Piagetian cognitive development and achievement in science, *Journal of Research in Science Teaching*, vol. 12, no 2, 1975, p. 165-174.
- Seggie, J.L., The empirical observation of the piagetian concept of correlation, *Revue canadienne de psychologie*, vol. 29, no 1, 1975, p. 32-42.

- Seggie, J.L. et H. Endersby, The empirical implications of Piaget's concept of correlation, *Australian Journal of Psychology*, vol. 24, no 1, 1972, p. 3-8.
- Shayer, M., Piaget and science education, in S. Modgil et C. Modgil (Éd.), *Toward a Theory of Psychological Development*, Windsor: NFER, 1980, p. 699-731.
- Smedslund, J., The concept of correlation in adults, *Scandinavian Journal of Psychology*, vol. 4, 1963, p. 165-173.
- Tobin, K.G. et W. Capie, The development and validation of a group test of logical thinking, *Educational and Psychological Measurement*, vol. 41, no 2, 1981, p. 413-423.
- Tomlinson-Keasey, C. et D.C. Eisert, Can doing promote thinking in the college classroom?, *Journal of College Student Personnel*, vol. 19, no 2, 1978, p. 99-105.
- Vu, N.V., *Piaget's Formal Operations and the Acquisition of the Probability and Correlation Concepts of Graduate Students*, Ann Arbor, Michigan (784322): University Microfilms International, 1977.
- Ward, W.C. et H.M. Jenkins, The display of information and the judgment of contingency, *Canadian Journal of Psychology*, vol. 19, no 1, 1965, p. 231-241.
- Wavering, M.J., Interrelationship among Piaget's formal operational schemata: proportions, probability, and correlation, *The Journal of Psychology*, vol. 118, 1984, p. 57-64.
- Wollman, W., *Developmental Implications of Science Teaching: Early Adolescence*, Washington: US Department of Health Education and Welfare, National Institute Education (ED 174 401), 1978.