

Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie
= Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 3 (1977)

Heft: 2

Artikel: Test d'une échelle d'attitude de Thurstone par l'analyse factorielle des correspondances

Autor: Amos, Jacques / Chardon, Pierre-André

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-814349>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 03.02.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

TEST D'UNE ECHELLE D'ATTITUDE DE THURSTONE
PAR L'ANALYSE FACTORIELLE DES CORRESPONDANCES

Jacques Amos et Pierre-André Chardon

RESUME

Cet article s'inscrit dans le cadre de la théorie classique de la mesure des attitudes. Cette théorie repose tout d'abord sur l'hypothèse que l'attitude s'inscrit sur un continuum, possède une direction (pour ou contre l'objet d'attitude) et présente des degrés. Elle suppose d'autre part que les opinions et les comportements des individus à propos d'un objet dépendent de leur attitude à son égard. Une enquête de l'Institut de sociologie et de science politique de l'Université de Neuchâtel, faite en 1968, comportait tout à la fois une échelle d'attitude (Thurstone) à l'égard des musées et une mesure de la connaissance verbale et de la fréquentation effective des musées.

De l'analyse classique des tableaux croisés ne se dégageait qu'une faible relation entre l'attitude et le comportement à l'égard des musées. On pouvait dès lors, entre autres, mettre en doute les qualités intrinsèques de l'échelle d'attitude construite pour l'occasion. L'utilisation de l'analyse factorielle des correspondances a permis, sans autre information que celle contenue dans les questionnaires, d'établir que l'échelle d'attitude incriminée était unidimensionnelle, valide et fidèle.

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Artikel ist in Zusammenhang mit der klassischen Theorie des Messens der Einstellungen zu verstehen. Diese Theorie stützt sich auf die Hypothesen, dass die Einstellung kontinuierlich ist, eine Richtung besitzt (für oder gegen das Objekt) und Stufen hat. Sie setzt weiter voraus, dass die Meinung und das Verhalten eines Individuums von seiner Einstellung abhängen. Eine Umfrage des Institut de sociologie et de science politique de l'Université de Neuchâtel, aus dem Jahre 1968, beinhaltete gleichzeitig eine Skala (Thurstone) der Einstellung gegenüber den Museen und ein Mass der verbalen Kenntniss und der wirklichen Besuchsfrequenz der Museen.

Da das Auszählen der Fragebogen nach verschiedenen Kriterien nur eine schwache Bindung zwischen Einstellung und

Verhalten zeigte, konnte die grundsätzliche Richtigkeit der Skala in Zweifel gestellt werden. Mit Hilfe der Korrespondenzfaktorenanalyse konnte jedoch, ohne weiteres Informationsmaterial beizuziehen, bewiesen werden, dass die ausgearbeitete Skala eindimensional, gültig und zuverlässig war.

* * * * *

1. PROBLEMATIQUE DE L'ECHELLE D'ATTITUDE

1.1 L'attitude

Nous n'allons pas donner, après de nombreux auteurs, notre propre définition de l'attitude. Il s'agit à nos yeux d'un concept opératoire (d'autres auteurs parlent de variable latente, voire, comme Debaty, de syndrome), saisissant partiellement les mécanismes sous-jacents aux tendances des individus ou des groupes à réagir d'une certaine manière à l'égard de certains objets ou de certaines situations. L'attitude jouit, comme les opinions notamment, des propriétés suivantes:

- elle s'inscrit sur un continuum
- elle possède une direction ou signe (attitude pour ou contre, favorable ou défavorable)
- elle a des degrés (attitude plus ou moins favorable, plus ou moins défavorable).

Nous ne signalons que ces propriétés de l'attitude, qui sont suffisantes pour la situer sur une échelle (1).

Les attitudes ne sont pas observables directement, mais seulement à travers leurs manifestations, dont les principales sont les opinions et les comportements, qui dépendent également de l'influence du milieu au sens large. La plupart des auteurs parlent à ce propos notamment de "désirabilité sociale", qui peut atténuer ou inhiber l'expression habituelle des attitudes.

1.2 La mesure des attitudes

Le but d'une échelle d'attitude est de situer un individu ou un groupe sur une échelle possédant les propriétés essentielles de l'attitude (continuum, direction, degré). Celle-ci est saisie concrètement à travers ses manifestations verbales, les opinions.

Pour la clarté de l'exposé, il est sans doute nécessaire de reprendre les étapes essentielles de la construction d'une échelle de Thurstone:

- réunion d'un grand nombre de propositions (items) concernant l'objet d'attitude
- les propositions sont soumises à des juges (25 à 300 selon les auteurs) pour cotation. Chaque juge note les items entre 1 et 11, selon la consigne suivante: 1 pour l'opinion la plus favorable et 11 pour la plus défavorable, l'opinion neutre étant cotée 6 (point zéro de l'échelle)
- sélection des "meilleurs" items, selon des règles mettant l'accent sur le caractère quasi-unimodal et la faible dispersion des notes attribuées par les juges
- calcul d'une valeur d'échelle pour chaque item. Cette valeur sera, selon les auteurs, le mode, la médiane ou la moyenne des notes des juges, ou une combinaison de ces éléments.
- on retient alors 20 à 30 items, régulièrement répartis le long de l'échelle, et dont la moyenne des valeurs approche 6.

Les items retenus sont alors soumis à la population enquêtée, dans un ordre fixé au hasard. Les gens sont invités à accepter ou refuser chaque proposition. On calcule alors le score d'attitude de chaque sujet, correspondant à la moyenne arithmétique des valeurs d'échelle des items approuvés (la désapprobation n'est pas directement interprétable en termes d'attitude).

Dans son principe de construction, et en fonction des consignes données aux juges, l'échelle d'attitude de Thurstone vise donc à créer une échelle d'opinion adéquate à l'échelle d'attitude cherchée. La "moyenne", des valeurs des opinions acceptées situe l'attitude de l'enquêté:

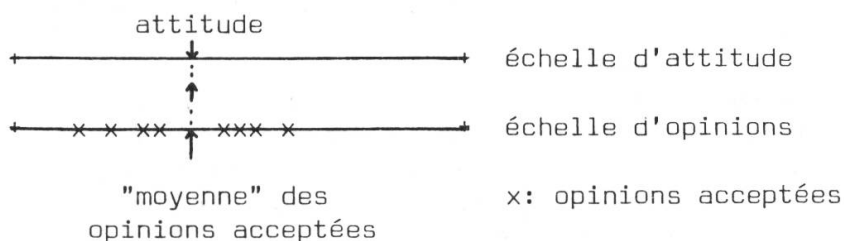


Figure 1

Echelle d'attitude et échelle d'opinions

Si l'acceptation d'une proposition particulière ne résulte pas uniquement de l'attitude (intervention de la désirabilité sociale par exemple), l'ensemble des opinions acceptées est en revanche considéré comme représentatif de l'attitude.

De toutes les échelles d'attitude, celle de Thurstone est la plus ambitieuse. Elle prétend en effet non seulement engendrer une hiérarchie des sujets en fonction de leur attitude, mais encore les situer sur une échelle le long de laquelle deux intervalles de même longueur déterminent des différences égales d'attitude. Sur le plan théorique, on peut admettre dans un premier temps avec Thurstone que les juges situent deux items dans le même intervalle lorsqu'un certain seuil de discrimination n'est pas atteint, compte tenu de l'ensemble des items. Deux intervalles consécutifs contiennent les items "juste" discriminés; mais rien ne permet théoriquement d'affirmer que les seuils de discrimination sont identiques tout au long de l'échelle, et par conséquent que les intervalles sont systématiquement égaux. Sur le plan empirique, on ne voit pas comment on s'assurerait de l'égalité de deux intervalles, en raison de l'impossibilité de mesurer la différence d'attitude de deux sujets autrement que par la différence de leur score d'attitude: l'instrument de mesure s'étalonnerait lui-même. Pour sortir de cette difficulté, on pourrait tenter de montrer qu'à une différence égale d'attitude dans n'importe quelle zone de l'échelle correspond une différence égale de comportement. Cela suppose tout à la fois qu'on puisse mesurer le comportement sur une échelle d'intervalles et qu'en théorie on puisse justifier une proportionnalité entre l'attitude et le comportement. Outre que la première condition n'est pas toujours réalisable, ni l'état actuel de la théorie, ni l'avancement des recherches empiriques ne justifient une liaison proportionnelle. Une démonstration fondée sur la mesure de changements d'attitude pose exactement le même problème. On ne peut donc rien dire sur l'égalité des intervalles.

Ces constatations nous permettent d'utiliser l'analyse factorielle des correspondances, qui traitera une échelle de Thurstone comme simple échelle ordinaire, sans perdre pour autant de signification. De toute façon, si les applications des échelles en psychologie peuvent requérir des axiomatiques relativement fortes, en raison des implications individuelles des mesures effectuées, il n'en va pas de même en sociologie, où nous agglomérons finalement toujours des données.

1.3 Caractéristiques essentielles des échelles d'attitude

Une échelle d'attitude doit être unidimensionnelle, c'est-à-dire mesurer une seule attitude. En effet, si un groupe d'items formaient entre eux une échelle mesurant une autre attitude, on ne pourrait pas savoir si le sujet s'est déterminé par rapport à la première ou à la seconde attitude, ou par rapport à une combinaison quelconque des deux. Plus simplement, on ne pourrait dire avec certitude si l'enquêté a répondu à un item en se référant au premier ou au second objet d'attitude (2).

Comme tout instrument de mesure, l'échelle doit être valide et fidèle. La validité est la qualité d'un "instrument qui mesure effectivement ce qu'il prétend mesurer" (3). Une échelle d'attitude sera donc valide lorsqu'elle mesurera l'attitude étudiée, et non une autre attitude ou un autre phénomène.

Selon M. Grawitz, une échelle est fidèle "lorsque, confiée à des observateurs différents et présentée plusieurs fois aux mêmes sujets, elle donne les mêmes résultats" (4). Debaty donne une définition semblable, mais se réfère à des conditions analogues d'application, ce qui pourrait signifier même enquêteur notamment. La divergence est pour nous secondaire, d'une part parce que toute enquête sociologique fait appel à plusieurs enquêteurs et que des variations en résultent nécessairement, d'autre part parce que nous tenterons de tester la fidélité pour une population donnée et à l'aide d'une seule administration du questionnaire.

Ce sont l'unidimensionnalité, la validité et la fidélité d'une échelle de Thurstone que nous tenterons principalement de tester dans le cadre de cet article. Nous laisserons en revanche de côté la discussion de la polyvalence des items et du point zéro de l'échelle, qui pourrait faire l'objet d'analyses ultérieures.

2. BREF EXPOSE DE L'ANALYSE FACTORIELLE DES CORRESPONDANCES

Ce type d'analyse s'applique à des tableaux de nombres positifs, tels que les sommes des lignes et les sommes des colonnes aient une signification sémantique, condition nécessaire, mais non suffisante. Par convention, on appellera variables les entrées de colonnes (les items de l'échelle) et observations les entrées de lignes (les sujets). Chaque observation se définit par un vecteur dont les composantes sont les valeurs des différentes variables pour cette observation. De même, chaque variable se définit par un vecteur dont les composantes sont

les valeurs des différentes observations pour cette variable (voir exemple ci-dessous).

Dans le cas particulier, nous analyserons pour commencer un tableau de 288 lignes (les 288 enquêtés) et de 21 colonnes (les items de l'échelle d'attitude). Nous avons codé 0 les refus et 1 les acceptations d'items. Dans ces conditions, la signification sémantique de la somme d'une ligne est le nombre d'items acceptés par un sujet, celle de la somme d'une colonne est le nombre de personnes ayant accepté un item; la somme du tableau donne le nombre total d'acceptations d'items.

Pour la clarté de l'exposé, nous allons considérer un tableau simplifié de 3 variables et de 5 observations:

		items			
		a	b	c	somme
	A	1	1	0	2
	B	0	0	1	1
sujets	C	1	1	1	3
	D	1	1	0	2
	E	0	1	1	2
	somme	3	4	3	10
	moyenne (\bar{X})	3/5	4/5	3/5	1

Tableau 1

Tableau simplifié d'un test d'attitude

Dans cet exemple, le sujet A est représenté par un vecteur dont les composantes sont 1,1,0; en d'autres termes, les coordonnées de A dans l'espace des items sont 1,1,0. De même, l'item c a les composantes 0,1,1,0,1. Les observations sont donc représentées par des points dans un espace à trois dimensions (nuage des observations dans l'espace des variables), et les variables dans un espace à 5 dimensions (nuage des variables dans l'espace des observations). Occupons-nous pour l'instant uniquement du nuage des observations (figure 2).

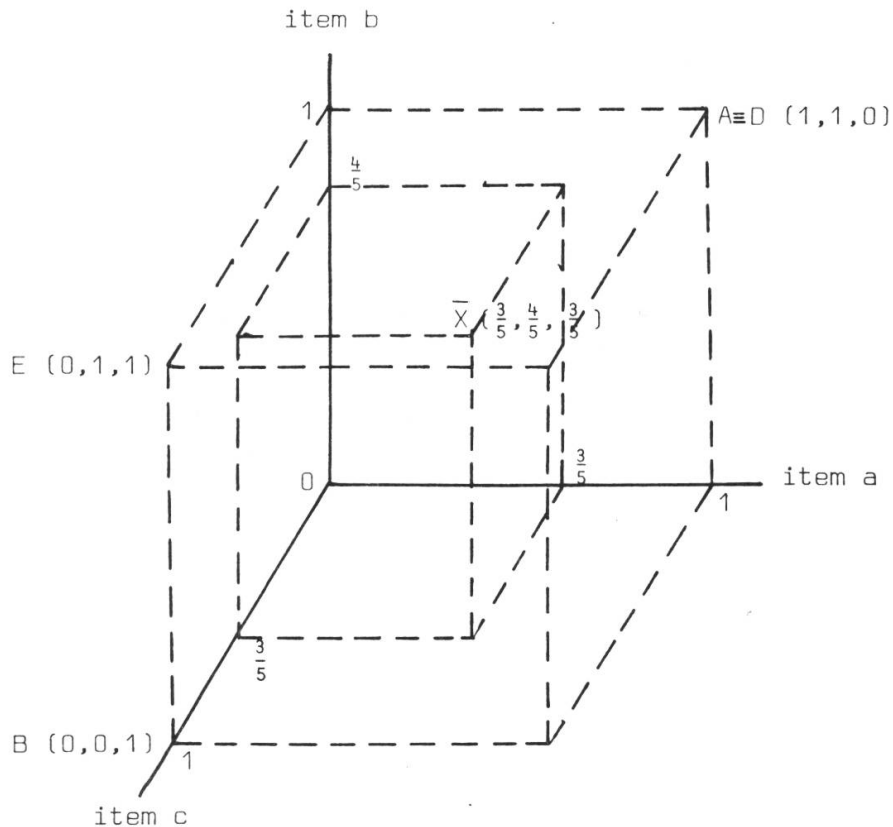
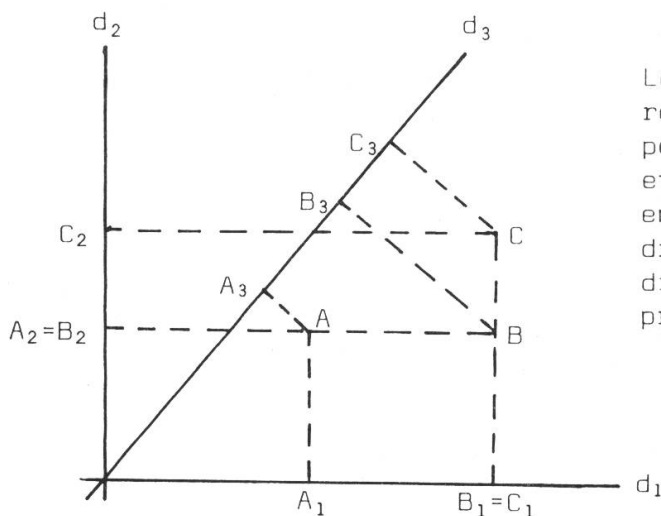


Figure 2

*Exemple simplifié: nuage des observations
dans l'espace des items*

On voit que s'il est possible de représenter le nuage des observations en faisant sur une feuille un dessin en perspective, une représentation de ce type est impossible dès que la dimension de l'espace des items dépasse 3. On conçoit tout de même qu'un nuage de points dans un espace à un nombre plus grand de dimensions ait une forme. Le but de toute analyse factorielle est de rendre sensible l'essentiel de cette forme, en projetant le nuage sur des droites (sous-espaces vectoriels de dimension 1). On peut ainsi obtenir la projection du nuage sur un plan, en prenant simultanément les projections sur deux droites perpendiculaires.

Il est clair qu'en projetant ainsi le nuage de points, on perd de l'information. Pour donner l'intuition de cette perte d'information, on peut faire appel à la notion de projection perpendiculaire de deux points sur une droite: la distance entre les projections des points sera au plus égale à la distance réelle entre les points; mais les projections peuvent même se confondre, donc la distance être nulle, s'ils sont situés sur une perpendiculaire (figure 3).



Les projections sur la droite d_3 représentent mieux le nuage des points A, B, C que celles sur d_1 et d_2 . En effet, les distances entre les projections sur cette droite sont plus proches des distances réelles que celles des projections sur d_1 et d_2 .

Figure 3

Illustration de la perte d'information lors de la projection de points sur une droite

Il s'agit donc de choisir les droites de telle sorte que la perte d'information soit minimale. La première de ces droites (le premier facteur) doit être telle que la moyenne des distances des projections des points à l'origine soit maximale (5). Les droites suivantes sont choisies selon le même critère, mais avec la contrainte supplémentaire d'être perpendiculaires aux droites précédentes, ce qui assure l'indépendance linéaire des différents facteurs entre eux; autrement dit, deux facteurs différents ne représentent pas la même chose, ne portent pas la même information.

Dans ces conditions, on représente sur la première droite la plus grande part possible de la variance totale (= somme des distances des points à l'origine), puis une part plus petite, mais la plus grande possible compte tenu de la contrainte précédente pour les droites suivantes. L'origine est fixée sur l'observation moyenne (le sujet moyen) ou, ce qui revient au même, sur la variable moyenne. En effet, il est mathématiquement justifié de représenter simultanément, sur les mêmes droites, les projections des points-variables et des points-observations, et d'interpréter les proximités entre ces différents points.

L'intérêt de l'analyse factorielle est de permettre au chercheur de traiter et de représenter simultanément et de manière synthétique une grande quantité d'information, tout en mettant l'accent sur les structures essentielles.

Sans entrer dans les détails, il nous faut signaler que la distance entre les points (entre les observations, respectivement entre les variables) n'est pas la distance euclidienne classique, mais la distance du Chi-2 (6), ce qui est propre à l'analyse des correspondances.

Pour illustrer l'enjeu de la méthode, admettons qu'on ait à dépouiller un questionnaire de cinquante questions, portant sur un domaine quelconque; on a donc (au moins) cinquante variables par enquête. En moyenne, chaque variable va fournir 1/50, soit 2% de l'information. Si on prend deux variables quelconques pour situer les enquêtés dans un plan, on représente en moyenne 4% de l'information. Si au lieu de prendre deux variables quelconques, on prend les deux premiers facteurs obtenus par une analyse des correspondances, le pourcentage de l'information contenu dans le plan sera beaucoup plus élevé. Ces facteurs sont de nouvelles variables résultant d'une combinaison de toutes les autres, dont le pouvoir de représentation est tel que l'examen de deux à cinq d'entre elles suffit à donner une image correcte de l'ensemble de l'information contenue dans les 50 variables du questionnaire.

Les calculs sont trop longs pour envisager l'application de l'analyse factorielle sans ordinateur.

3. PRESENTATION DU QUESTIONNAIRE

L'échelle d'attitude que nous allons tester est tirée d'une enquête par questionnaire réalisée sur demande en 1968 par l'Institut de sociologie et de science politique de Neuchâtel, sur le thème "Le Musée dans la Cité". L'enquête a été conduite auprès des salariés de cinq grandes entreprises neuchâteloises et jurassiennes (7); des échantillons stratifiés ont été tirés dans chacune d'elles, comprenant entre 10 et 20% de la population selon les cas et fournissant au total 290 enquêtés. Deux questionnaires ont été éliminés du présent dépouillement, du fait qu'ils ne contenaient aucune acceptation d'items de l'échelle d'attitude.

Un premier rapport d'enquête a été rédigé en 1969 par des étudiants, rapport qui mérite d'être repris en partie. Comme nous désirions par ailleurs tester des méthodes d'analyse plus élaborées, nous avons repris quelques aspects du questionnaire, à savoir l'échelle d'attitude (Thurstone) à l'égard des musées et quelques questions brèves portant sur les comportements de loisirs.

L'échelle d'attitude comporte 21 items (tableaux 2 et 3).

Tableau 2

Liste des items de l'échelle d'attitude, avec valeurs d'échelle

- a) 1.1 Rien n'est jamais trop cher, ni trop beau pour un musée!
- b) 11.0 Les musées représentent le passé, ce qui est mort, vive l'avenir et ce qui est vivant!
- c) 1.5 Les musées font partie de l'équipement culturel indispensable d'une communauté, au même titre que les bibliothèques et les écoles!
- d) 10.9 Il faut renoncer aux musées et vendre leurs collections aux particuliers, car ils coûtent trop cher à la collectivité!
- e) 9.7 Les musées ne sont plus faits pour être visités, c'est à la télévision de nous en montrer les trésors!
- f) 1.7 Les musées sont absolument nécessaires à l'éducation des adultes comme des enfants!
- g) 1.9 Une ville qui en a les moyens doit tout faire pour créer et entretenir le plus grand nombre de musées possible!
- h) 2.1 Une ville sans musées est une pauvre ville!
- i) 9.7 Au seul mot de musée et de sa poussière, la plupart des gens prennent la fuite!
- j) 9.0 Il y a beaucoup trop de musées dans le monde!
- k) 6.1 Les musées n'attirent les gens que s'ils organisent des expositions temporaires sur des sujets spéciaux!
- l) 4.3 Sans les musées, le tourisme perdrait une grande partie de ses attraits!
- m) 6.6 On ne visite les musées que lorsqu'on est en vacances, loin de chez soi!
- n) 8.7 Les gens ne visitent les musées que lorsqu'ils s'ennuient!
- o) 6.3 Chaque région ne devrait se spécialiser que dans un seul genre de musées!
- p) 2.4 Toute ville doit faire les sacrifices nécessaires pour avoir au moins trois ou quatre musées de valeur!
- q) 7.0 Les musées n'intéressent plus les gens, qui ont à leur disposition trop d'autres moyens de culture et de divertissement!
- r) 7.6 Il ne faut pas créer de nouveaux musées, surtout dans les petites villes, car ils sont trop coûteux!
- s) 4.3 Les musées font partie de l'équipement de loisirs normal d'une communauté, au même titre que les cinémas, théâtres, salles de concerts, cabarets, etc., rien de plus mais aussi rien de moins!
- t) 9.0 Il faut fermer les musées qui ne peuvent pas vivre sans le concours financier des pouvoirs publics!
- u) 8.1 Les musées n'intéressent qu'une infime partie de la population!

Tableau 3

Liste des items classés dans l'ordre d'approbations

item	approbations	%	valeur d'échelle
c	230	79.9	1.5
f	228	79.2	1.7
g	195	67.7	1.9
a	193	67.0	1.1
l	185	64.2	4.3
h	174	60.4	2.1
u	172	59.7	8.1
s	144	50.0	4.3
q	136	47.2	7.0
r	133	46.2	7.6
m	130	45.1	6.6
k	119	41.3	6.1
p	112	38.9	2.4
b	93	32.3	11.0
o	55	19.1	6.3
t	46	16.0	9.0
i	41	14.2	9.7
n	30	10.4	8.7
e	18	6.3	9.7
j	15	5.2	9.0
d	11	3.8	10.9

Les comportements de loisirs retenus sont les suivants:

- nombre de visites de musées, obtenu par une approche comprenant plusieurs questions permettant aux enquêtés de retrouver peu à peu le souvenir de leurs visites
- fréquentation des cinémas
- fréquentation des théâtres
- fréquence de lecture de livres

- fréquentation des établissements publics
- fréquentation des manifestations sportives.

Les cinq derniers comportements ont été catégorisés à partir de la distribution des réponses données par les enquêtés sous forme de nombre de fois par semaine, mois ou année. Six catégories ont été créées pour chacun des six comportements.

Nous avons de plus retenu trois caractéristiques personnelles:

- plus haut titre obtenu:
 - titre universitaire ou baccalauréat
 - diplôme commercial (école commerciale à plein temps)
 - diplôme d'arts et métiers (écoles techniques ou professionnelles à plein temps)
 - certificat de fin d'apprentissage de commerce
 - certificat de fin d'apprentissage d'arts et métiers
 - aucun titre obtenu
- statut socio-professionnel:
 - directeurs, cadres dirigeants
 - cadres moyens ou subalternes et employés des bureaux
 - ouvriers qualifiés
 - ouvriers spécialisés
 - manoeuvres
 - cadres moyens ou subalternes et employés des ateliers
 - petit personnel des bureaux, ateliers et magasins
- nombre de musées cités (indice de la connaissance verbale des musées, obtenu par le même processus que le nombre de visites de musées), réparti en catégories.

4. RESULTATS SELON LES METHODES CLASSIQUES

Comme nous ne pouvons pas ici reprendre tous les résultats obtenus lors du premier dépouillement, nous allons nous contenter d'illustrer les difficultés d'interprétation de l'échelle d'attitude liées à l'absence de relation significative entre attitude et comportement à l'égard des musées. Prenons à titre d'exemple la comparaison entre trois

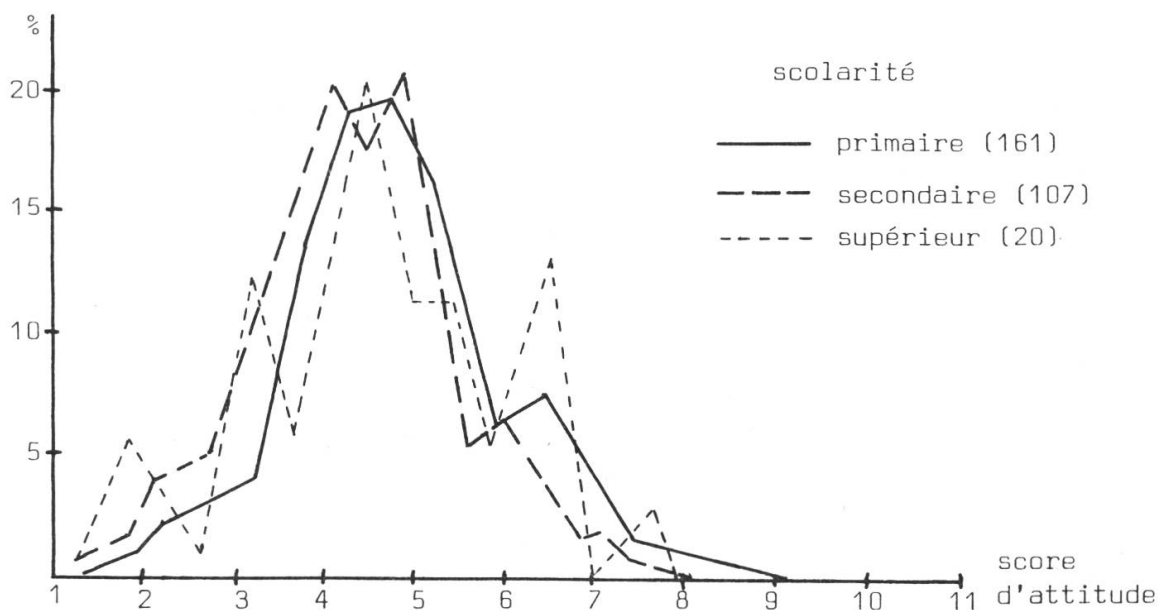
niveaux de scolarisation (scolarité primaire seulement, scolarité secondaire inférieure, scolarité secondaire supérieure au moins). Le nombre moyen de visites de musées se répartit pour ces catégories de la manière suivante:

	primaire	secondaire	supérieure
nombre de visites de musées (moyenne de la catégorie)	8.6	18.6	24.8

A cette nette distinction des comportements ne correspond pas de différence sensible de distribution des scores pour les mêmes catégories (voir graphique 1 et tableau ci-dessous).

	primaire	secondaire	supérieure
score d'attitude moyen	4.73	4.08	4.40

enquêtés

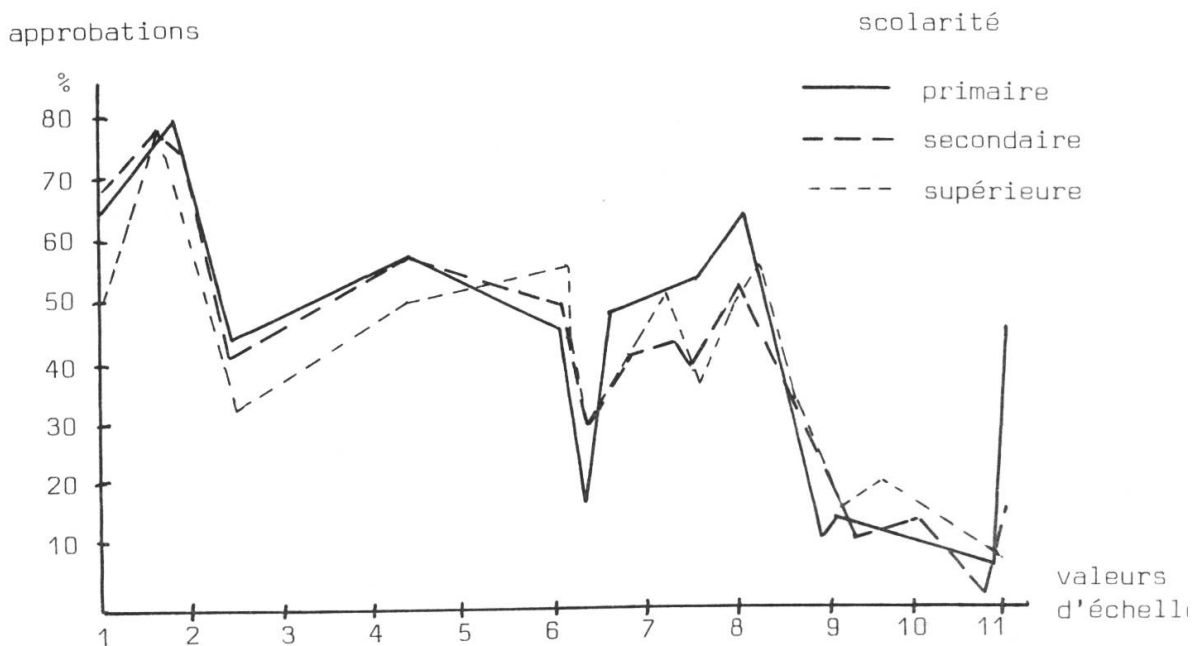


Graphique 1

Degrés de scolarisation et scores d'attitude

La nette similitude de la distribution des scores de chacune des catégories est confirmée par la comparaison des pourcentages d'approbation aux divers items (voir graphique 2). Pour les trois catégories, la ressemblance du classement des items obtenu à partir du nombre d'approbation est telle qu'on atteint le seuil de reproducti-

bilité; le coefficient de corrélation de rang de Spearman est de .89 entre Primaire et Secondaire, .82 entre Primaire et Supérieure, .94 entre Secondaire et Supérieure!



Graphique 2

Degrés de scolarisation et approbation des items

On peut noter ici que l'item b) ("Les musées représentent le passé, ce qui est mort, vive l'avenir et ce qui est vivant!") se singularise tout particulièrement, en raison de problèmes d'interprétation liés à l'intonation vocale de l'interviewer, qui fera plus ou moins bien ressortir le "vive l'avenir!". Les différences de proportion d'approbation de cet item selon les catégories influencent la distribution des scores et leur moyenne, qui seraient sans lui plus proches encore.

Un autre indice de la faiblesse de la liaison attitude-comportement est le coefficient de corrélation entre le score d'attitude et le nombre de visites de musées, qui n'est que de .26 (soit 6% de la variance du score d'attitude expliquée par le comportement).

Nous nous trouvons devant une échelle qui ne discriminait donc pas des sous-populations au comportement pourtant bien distinct, et qui ne permettait pas par conséquent de lier le comportement à l'attitude. Trois hypothèses sont à cet égard envisageables:

- 1) La "désirabilité sociale" (ici, valorisation sociale positive de la culture) a voilé les opinions "réelles" de certains enquêtés, du fait qu'ils étaient interrogés par des étudiants. D'autres éléments du même genre peuvent être intervenus.
- 2) Les opinions ont été correctement saisies, l'échelle d'attitude répond aux normes habituelles, l'attitude de chaque enquêté est donc bien mesurée. Il n'y a pas de différence d'attitude selon les catégories sociologiques envisagées.
- 3) L'échelle d'attitude présente des défauts tels que les mesures effectuées sont douteuses.

La première hypothèse n'est pas vérifiable avec les données dont nous disposons. Les deux autres hypothèses se réfèrent aux qualités de l'échelle selon les normes habituelles. Ce sont ces qualités que nous allons tester, à savoir l'unidimensionnalité de l'échelle, sa validité et sa fidélité (8).

5. TEST DE L'ECHELLE PAR L'ANALYSE FACTORIELLE DES CORRESPONDANCES

Comme nous l'avons déjà évoqué plus haut, l'analyse porte sur un tableau de 288 lignes et de 21 colonnes, chaque ligne indiquant les approbations et désapprobations d'un enquêté à chacun des 21 items. Ce tableau est traité sur ordinateur selon un programme (9) qui, entre autres, calcule les projections de chaque variable et de chaque observation sur les différents facteurs. En combinant deux à deux les facteurs, on peut représenter les nuages de points sur des plans.

Nous allons maintenant examiner la représentation des items dans le plan formé par les deux premiers facteurs (graphique 3).

On pourrait dans ce même plan représenter chacun des 288 enquêtés; plutôt que de montrer cette image, assez confuse en raison du grand nombre de points, il est préférable de regrouper les sujets selon les divers degrés de la caractéristique qui nous intéresse ici: le score d'attitude. Nous représentons donc le point moyen des personnes appartenant à ces différentes catégories, construites de telle sorte que leur effectif soit à peu près égal. Ces points moyens correspondent au centre de gravité des individus des catégories: nous les nommerons score 1, score 2, ..., score 7 (10). Les items se répartissent sur le premier facteur de telle sorte que nous trouvons à gauche les items défavorables aux musées et à droite les items favo-

x d

facteur 2

x e

x j

x b

0,4

x p ○ SC1

facteur

x s

○ SC2

1

○ SC7

x l

x c, x g, x h

x f, x a

0,4

x t

○ x r

SC6

x u

○ SC5

○ SC4

x m

x o

x q

x k

x i

x n

a ... u : items (selon tableau 2)

SC1 ... SC7: catégories de score croissant

Graphique 3

Plan formé par les facteurs 1 et 2 de l'analyse des items de l'échelle d'attitude

rables. Il s'agit donc d'un facteur d'attitude à l'égard des musées. La projection d'une personne sur celui-ci nous donne une approche de son attitude, totalement indépendante de son score, puisqu'on n'en tient pas compte dans l'analyse, pas plus que des valeurs d'échelle des items. Ces deux indicateurs sont fortement corrélés ($r = .9$), ce qui permet de les considérer comme équivalents. L'ordre des items sur le premier facteur est légèrement différent de l'ordre des valeurs d'échelle. En particulier, l'item b), coté 11.0, ne se trouve qu'en septième position. Ce décalage s'explique pour les raisons déjà évoquées. Il n'en reste pas moins que le coefficient de corrélation de rang (Spearman) entre les classements des juges et l'analyse factorielle vaut .92, ce qui correspond aux normes permettant d'admettre l'équivalence de deux classements. Nous reviendrons sur les prolongements que cette constatation autorise.

5.1 L'unidimensionnalité

L'analyse des correspondances nous fournit plusieurs facteurs, soit plusieurs dimensions discriminant les variables et les observations. Les items sont en effet forcément polyvalents, dans la mesure où ils font appel à des aspects divers de l'objet d'attitude, à d'autres objets ou à diverses interprétations sémantiques. Nous pouvons admettre néanmoins l'unidimensionnalité de l'échelle lorsqu'un seul facteur sera interprétable en terme d'attitude. Dans notre cas, seul le premier facteur s'interprète ainsi.

Le deuxième facteur oppose des items faisant appel à un jugement de valeur (en haut) à des items pouvant être compris comme des jugements de réalité (en bas) (11). On peut noter en passant une particularité de cet ensemble d'items: il n'y a pas d'items favorables aux musées qui aient été interprétés comme jugements de réalité.

Le troisième facteur distingue les items mettant l'accent sur le contenu des musées des items évoquant leur rôle. Il n'a pas été possible de trouver une interprétation satisfaisante des facteurs 4 et 5.

L'unidimensionnalité de l'échelle est ainsi bien établie.

Aucun des facteurs n'oppose des aspects plus spécifiques de l'objet d'attitude, tels par exemple le coût des musées à leur apport culturel, ou ce dernier à l'aspect plus prosaïque d'occupation des loisirs. On

peut donc dire que dans l'ensemble les enquêtés ont choisi leur réponse en fonction du sens global de chaque item, de l'attitude qu'il "représente".

5.2 La validité

Les méthodes classiques de mesure de la validité sont: les groupes connus, la comparaison avec d'autres mesures et la prédictivité du comportement. Toutes ces méthodes font l'objet de critique dans la littérature, parmi lesquelles nous retiendrons celles qui nous paraissent les plus fortes.

En ce qui concerne les groupes connus, retenons tout d'abord pour de nombreux thèmes, dont le nôtre, la difficulté de trouver des groupes dont on puisse inférer valablement l'attitude de leurs membres. S'il semble assez aisé de trouver des personnes dont la fonction ou le comportement sont très probablement liés à une attitude favorable (conservateurs de musées, sociétés d'amis de musées), il est beaucoup plus difficile d'être assuré que d'autres personnes sont sans doute défavorables.

De toute façon, la validation ne pourra intervenir que pour les extrémités de l'échelle, la zone médiane de l'échelle, celle précisément où il est le plus difficile de trouver des items peu ambigus, ne pouvant être testée.

L'utilisation de mesures de l'attitude obtenues par d'autres voies pour valider une échelle ne permet pas formellement de savoir laquelle des deux mesures est ainsi validée. Si on dispose par ailleurs d'un instrument de mesure déjà validé, on voit mal l'intérêt d'en créer un nouveau, peut-être plus incertain.

La possibilité de prédire le comportement d'un sujet à partir de son score d'attitude est liée à la relation théorique entre l'attitude et le comportement; mais la première n'est qu'une des composantes du second, ce qui pose à la fois le problème des conditions de la mesure et des seuils d'acceptation de la validité. En ce qui concerne le premier point, la validation suppose des conditions identiques de mesure des deux phénomènes, ce qui n'est pas simple à réaliser. D'autre part, Krech et Crutchfield signalent que les comportements, qui sont manifestes, publics, ont autant de raisons d'être dissimulés que les opinions, émises dans le cadre plus intime d'une enquête (12). Le deuxième point est aussi délicat, puisque la liaison entre l'attitude et le comportement est de type probabiliste; concrètement, elle sera saisie par une mesure de la covariation, dans laquelle

les seuils de signification mathématique ne sont pas acceptables sans autre comme seuils de liaison théorique satisfaisante (une corrélation peut être mathématiquement significative à .10 ou .20, mais ne saurait sérieusement valider une échelle).

Sur le plan de la recherche sociologique, on ne dispose que rarement des moyens permettant de valider une échelle particulière à l'aide d'une des méthodes ci-dessus, en les appliquant de telle sorte que les défauts soulignés soient éliminés. Dans certains cas, les doutes sur la validité ne surgissent qu'au moment du dépouillement, ce qui rend plus difficile encore leur application.

Sur un plan tout à fait général, Campbell et Katona réfutent l'utilisation de sources étrangères comme critère de validation. "La validation des données relatives aux attitudes, aux projets, aux intentions, etc., soulève des problèmes différents (de ceux de la mesure de la fidélité, JA/PAC). Dans ce cas, il n'y a plus de 'score objectif' qu'on puisse emprunter à des sources étrangères et dont on puisse se servir comme d'un critère. La position que prend le sujet au moment de l'interview est, en elle-même, le fait à analyser. Elle peut être ou ne pas être en harmonie avec son comportement non-verbal. Si son utilité prédictive est plus grande lorsqu'il y a conformité entre la déclaration du sujet et son comportement, sa validité intrinsèque ne dépend pas de cette condition." (13) Aussi les auteurs proposent-ils l'utilisation de "signes" intrinsèques, qui montreraient que les résultats correspondent aux attentes (à ce qu'on connaissait préalablement).

La méthode que nous proposons s'inscrit dans la ligne de Campbell et Katona; elle ne fait appel à aucune information supplémentaire, éliminant ainsi les difficultés qui s'y rapportent. Mais elle est plus sûre que l'utilisation de "signes" intrinsèques, qui comporte une grande part de subjectivité.

L'analyse factorielle des correspondances nous assure que le premier facteur est le critère de différenciation le plus important. Autrement dit, si on considère que les projections sur les facteurs successifs nous fournissent autant de classements des items et des sujets, le plus important est le premier (celui dans lequel l'a distance moyenne entre les éléments classés est la plus grande). On peut tirer de ces considérations la règle de validation suivante: un jeu d'items mesure l'attitude à l'égard d'un objet si le premier facteur de l'analyse des correspondances peut s'interpréter sans ambiguïté en ces termes. Ce critère est parfaitement vérifié dans notre cas, ce qui nous autorise à considérer notre échelle comme valide.

La forte analogie entre l'ordre des projections des items sur le premier facteur et l'ordre des valeurs d'échelle calculées à partir des notes obtenues des juges suffit à rendre compte de l'ordre correct des scores sur ce même facteur. Ce qui permet en revanche d'affirmer que les scores sont représentatifs de l'attitude est que dans l'ensemble leur variance est fortement expliquée par le premier facteur.

5.3 La fidélité

Tous les manuels proposent trois méthodes de mesure de la fidélité: le test-retest, les formes équivalentes ou parallèles, et les deux moitiés (half split method). La méthode du test-retest consiste à passer deux fois l'échelle d'attitude au même échantillon, et à comparer les résultats obtenus. Si l'intervalle séparant les deux passages est court, le souvenir des réponses précédentes tend à faire surévaluer la fidélité; s'il est long, un changement d'attitude du sujet peut survenir.

La méthode des formes équivalentes suppose déjà que l'on dispose de deux tests parallèles; si les résultats sont discordants, on ne dispose d'aucune norme permettant de savoir si l'un des deux tests est néanmoins fidèle, sauf lorsque le second a été testé de ce point de vue.

La méthode des deux moitiés consiste à subdiviser l'échelle en deux moitiés satisfaisant chacune aux normes de construction habituelles, ce qui n'est pas toujours possible.

On peut distinguer avec Green (14) deux types de fidélité:

- la fidélité-stabilité, obtenue par la méthode du test-retest, qui ne peut pas assurer que deux personnes ayant la même attitude obtiendront le même score
- la fidélité-équivalence, obtenue à l'aide des deux autres méthodes; si les résultats concordent, on ne peut en inférer qu'il y a réellement fidélité des deux tests (ils peuvent contenir tous les deux le même biais); en cas de désaccord, un des deux tests pourrait être néanmoins fidèle.

Dans les deux cas, on ne vérifie pas que l'attitude est correctement mesurée, c'est-à-dire que deux personnes ayant une même attitude réelle auront le même score, faute d'une norme (d'un instrument permettant d'étalonner les autres).

Le test de fidélité que nous allons proposer ne résout pas ce dernier problème, mais présente l'avantage de ne pas faire appel à d'autres données. C'est le cas également de la méthode des deux moitiés, qui a toutefois l'inconvénient d'affaiblir l'instrument complet en le subdivisant.

On peut considérer qu'un test est relativement fidèle si, d'un passage à l'autre, les éléments qui le composent sont saisis de la même manière, ce qui permet d'affirmer qu'on mesure la même chose de la même façon. Pour une échelle d'attitude, cela signifie que deux populations différentes fournissent sur le facteur attitude deux ordres (classements) relativement identiques des items. Cette quasi-identité n'est possible que si, dans les deux populations, les items sont compris les uns par rapport aux autres de manière semblable; ce sont les mêmes items qui sont dans l'ensemble ressentis comme les plus défavorables ou les plus favorables. De ce fait, une même personne aurait sensiblement la même projection (on obtiendrait le même résultat) qu'on l'inclue dans la première ou la seconde population. Comme nous n'avons pas réellement deux populations différentes auxquelles l'échelle d'attitude aurait été soumise, nous prenons dans notre population deux sous-échantillons disjoints, que nous considérons comme deux populations indépendantes, sur lesquelles nous faisons l'analyse. Pour estimer la ressemblance des classements des items dans chacune des deux sous-populations sur le facteur attitude, nous avons calculé le coefficient de corrélation de rang de Spearman, qui s'élève à .95. Par rapport à la population totale, il est dans le deux cas de .98 (15).

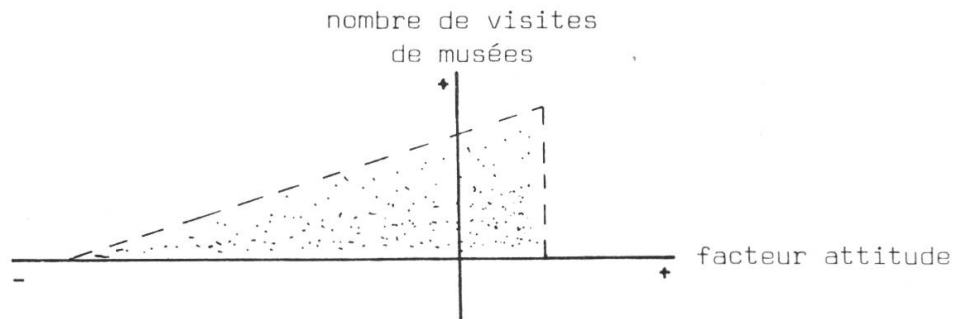
Nous pouvons donc considérer notre échelle comme fidèle, pour la population enquêtée.

6. ATTITUDE ET COMPORTEMENT

6.1 Attitude et visites de musées

Nous avons vu qu'une liaison entre l'attitude et le comportement à l'égard des musées ne ressortait pas des tableaux croisés, ce qui nous avait fait douter de la valeur de l'échelle. L'analyse factorielle des correspondances nous a permis de lever ces doutes. Reste à savoir pourquoi cette liaison n'est pas meilleure.

Examinons pour cela le graphique 4:



Graphique 4

Visites de musées et attitude

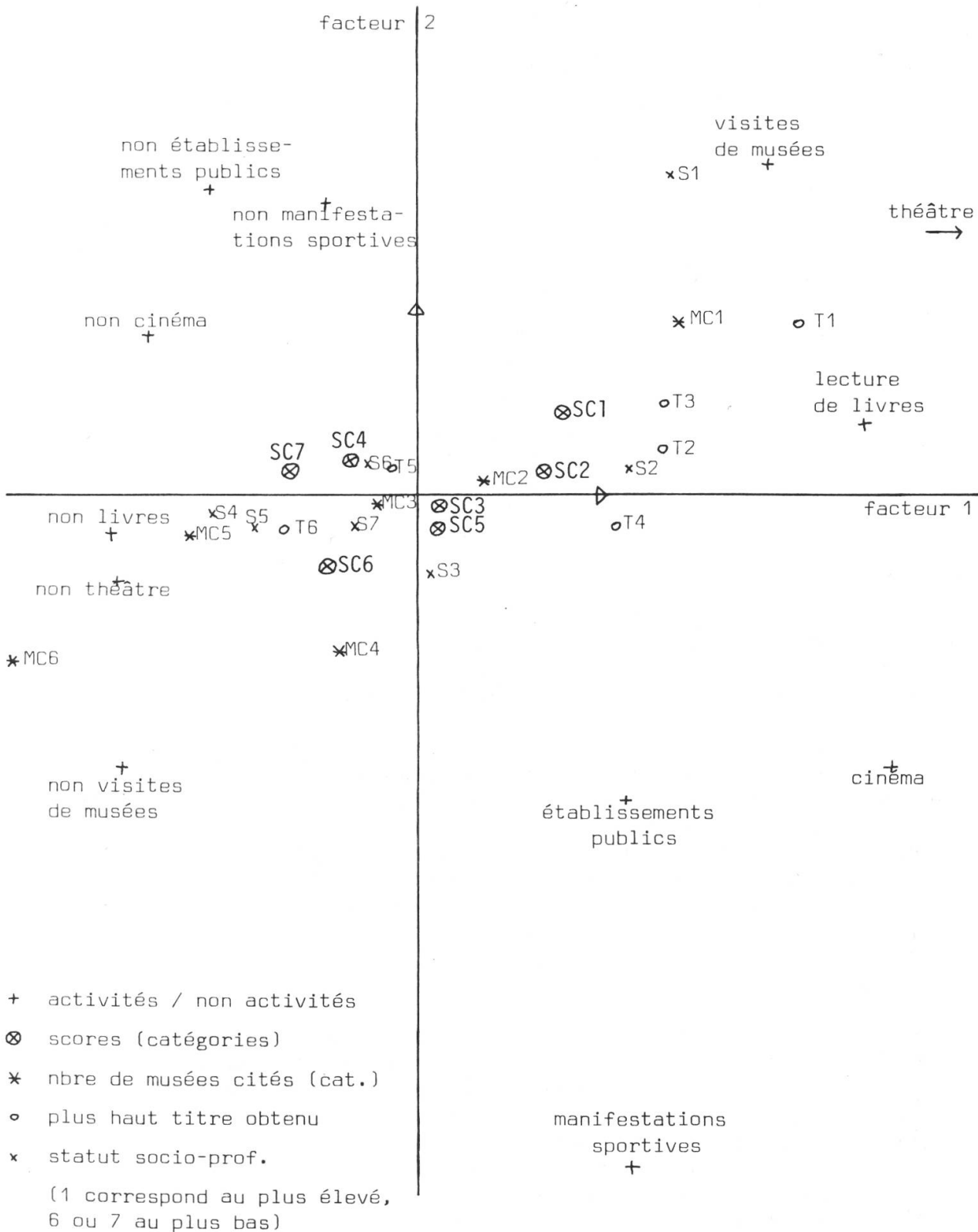
Nous avons pris en abscisse le facteur attitude et en ordonnée le nombre de visites de musées. Les enquêtés se répartissent dans le plan ainsi défini à l'intérieur d'un triangle. Par conséquent, plus le nombre de visites de musées est faible et moins l'attitude est prédictible; d'autre part, plus l'attitude est favorable et plus le nombre de visites varie d'un individu à l'autre. Réciproquement, un nombre de visites plus élevé accroît la probabilité d'avoir une attitude favorable, une attitude plus défavorable accroît la probabilité de n'avoir que peu visité les musées, sans que ces énoncés correspondent à des rapports de causalité. La part non déterminée de la liaison pourrait s'expliquer par la désirabilité sociale, la faible centralité de l'objet d'attitude (les enquêtés se sentant peu concernés par les musées), etc., hypothèses que nous n'approfondirons pas ici.

L'indétermination relative de la liaison entre l'attitude et le comportement est confirmée par les projections des observations supplémentaires "visites de musées", qui se situent toutes à proximité de l'origine.

6.2 Comportements de loisirs et attitude

Nous avons fait une autre analyse portant non plus sur les réponses aux items de l'échelle d'attitude, mais sur les six comportements de loisirs énumérés plus haut.

Chaque comportement a été codé de 0 à 5 dans un ordre croissant d'activité. Ces six variables ont été dédoublées, c'est-à-dire qu'à chacune a été adjointe une variable contraire (exemple: visites de musées - non visites de musées). La valeur de ces nouvelles variables est égale au complément à 5 des variables d'origine.



Graphique 5

Plan formé par les facteurs 1 et 2 de l'analyse des comportements de loisirs

Cette façon de faire permet à chaque individu et à chaque comportement d'avoir le même poids dans l'analyse. En effet, l'analyse factorielle des correspondances considère les codes comme des nombres ayant d'autant plus de poids qu'ils sont plus grands. Autrement dit, si on ne dédoublait pas les variables, l'analyse serait dominée par les personnes les plus actives, celles dont la somme des codes est la plus grande. La prépondérance accordée aux personnes les plus actives ne se justifierait pas sociologiquement. Notons en passant que le dédoublement des items dans l'analyse de l'échelle d'attitude ne serait pas justifié, le "non" n'ayant pas d'interprétation univoque.

Le premier plan factoriel (graphique 5) peut s'interpréter de la manière suivante (ordre inverse des aiguilles d'une montre) :

- 1er quadrant : activités plus valorisées culturellement
- 2ème quadrant: non activités moins valorisées culturellement
- 3ème quadrant: non activités plus valorisées culturellement
- 4ème quadrant: activités moins valorisées culturellement

Les projections des individus dans ce plan se répartissent uniformément dans un disque: toutes les combinaisons de comportements et de non comportements sont donc réalisées; aucune structuration des sujets n'apparaît de manière évidente.

Pour tenter néanmoins de dégager une structure, nous avons projeté des points moyens: les catégories de scores (selon note 10), comme dans l'autre analyse, les catégories du nombre de musées cités par les enquêtés, les plus hauts titres obtenus et les statuts socio-professionnels (dans l'ordre où ils ont été énumérés plus haut). Toutes ces catégories s'échelonnent plus ou moins bien le long d'un axe allant des activités "culturelles" aux non activités "culturelles".

Il n'en reste pas moins qu'au niveau des individus, la plus grande différence, qui est celle apparaissant sur le premier facteur, oppose activités et non activités. La structure dégagée par la projection des catégories retenues ne fait que confirmer les relations bien connues entre statut, titre et comportements culturels; de même, on conçoit aisément que le nombre de musées cités puisse être considéré comme un indicateur de connaissance culturelle. Dans cette perspective, les scores apparaissent bien comme liés à un axe culturel, mais d'une façon moins marquée que pour les autres catégories (ceci explique une fois encore la difficulté d'interpréter les tableaux croisés).

7. PROLONGEMENTS ET CONCLUSION

Nous avons vu que la corrélation entre les scores d'attitude des enquêtés et leur projection sur le premier facteur, attitude, s'élevait à .9, et que la corrélation de rang entre l'ordre des items sur ce même facteur et l'ordre déduit des valeurs d'échelle attribuées par les juges était de .92. Rappelons d'autre part que ces valeurs d'échelle n'interviennent pas dans l'analyse, qui n'est faite qu'à partir des acceptations et refus d'items par les enquêtés. Ces faits nous incitent à penser à un prolongement possible de la méthode. Dans la technique de Thurstone, les juges attribuent des valeurs aux items, qui permettent à la fois d'éliminer les "mauvais" items et de calculer pour chaque enquêté un score d'attitude. Comme nous l'avons montré, on peut travailler aussi bien à partir des scores d'attitude que des projections sur le facteur attitude. On pourrait donc se passer des scores, donc des valeurs d'échelle. Si on voulait se passer des juges, il faudrait encore être à même d'éliminer les "mauvais" items, c'est-à-dire les items ambigus, mesurant autre chose que l'attitude à l'égard de l'objet, etc. De multiples procédures, liées à l'analyse factorielle ou à d'autres techniques, pourraient être mises en oeuvre.

Pour être opérationnelle, une échelle d'attitude doit être à la fois unidimensionnelle, valide et fidèle. Les méthodes de test de ces caractéristiques exposées généralement dans la littérature sont indépendantes les unes des autres; de plus, elles font souvent appel à des données extérieures. La méthode que nous avons proposée permet un contrôle simultané de ces éléments, sans information supplémentaire, ce qui évite les discussions qui y seraient liées.

Jacques Amos
Institut de sociologie et
de science politique
Université de Neuchâtel
Clos-Brochet 30
2000 N e u c h â t e l

Pierre-André Chardon
Groupe de méthodes
quantitatives
Université de Neuchâtel
Avenue du ler-Mars 26
2000 N e u c h â t e l

NOTES

1. L'échelle de Thurstone repose en plus par construction sur l'existence d'un point zéro, d'indifférence ou de neutralité, implicitement défini par la notion de changement de direction (passage du "pour" au "contre").
2. La mesure des attitudes pose des problèmes de nature épistémologique (unicité de l'attitude à l'égard d'un objet, et par conséquent unidimensionnalité réelle de l'attitude, etc.) que nous n'ignorons pas, mais qui mériteraient à eux seuls plusieurs articles. Aussi nous situons-nous pour cette étude dans le cadre théorique classique de la mesure des attitudes, en essayant de proposer une méthode de test relativement simple.
3. Debaty, 1967, p. 98.
4. Grawitz, 1972, p. 115.
5. Pour le lecteur peu familiarisé avec ce type d'analyse, précisons que ce principe est le même que celui utilisé dans la recherche d'une droite de régression entre deux variables (maximisation de la variance expliquée).
6. Le carré de la distance euclidienne classique est une somme de termes au carré. Dans la distance du Chi-2, chacun de ces termes est pondéré, ce qui évite de donner une trop grande importance à certains d'entre eux. D'autre part, une telle distance vérifie le principe suivant: si on remplace deux observations identiques par une seule qui soit leur somme, on ne change rien aux distances mutuelles entre les points-observations, ni entre les points-variables (principe d'équivalence distributionnelle).
7. La population enquêtée ne comprend donc pas d'inactifs (notamment ménagères, étudiants, retraités); les professions typiques des secteurs primaire et tertiaire sont absentes également. Enfin, les étrangers n'ont pas été retenus, en raison des problèmes de langue.
8. La plupart des méthodes de mesure de la validité et de la fidélité faisant appel à des données complémentaires, nous n'aurions pas pu les appliquer.
9. Le programme que nous avons utilisé est dû à Alfred Strohmeier, professeur-assistant de recherche opérationnelle à l'Université de Neuchâtel. La technique de l'analyse factorielle des correspondances a été proposée par J.-P. Benzécri.
10. Les six premières catégories de scores s'échelonnent dans la partie favorable de l'échelle (jusqu'à 6.1); la 7ème comprend les enquêtés ayant un score d'attitude supérieur.
11. Ce deuxième facteur peut certainement s'interpréter en termes d'intensité d'adhésion à l'attitude. On retrouverait ainsi la deuxième composante principale de l'analyse hiérarchique (voir par exemple sur ce sujet Daval, 1963, p. 241 ss).

12. Krech et Crutchfield, 1952, p. 38.
13. Campbell et Katona, 1959, p. 60.
14. Cité par Debaty, 1967, p. 97.
15. Nous avons également effectué une subdivision de notre population selon un critère non aléatoire séparant les personnes ayant obtenu un titre sanctionnant une formation de celles n'ayant obtenu aucun titre. Ce critère correspond largement à celui du niveau de scolarité atteint: il distingue dans notre population deux sous-groupes pratiquement égaux numériquement et contrastés quant au nombre de visites de musées. L'analyse sur chacune des deux sous-populations fournit comme premier facteur l'attitude à l'égard des musées; les items sont ordonnés de manière comparable.
Notons encore à l'appui de notre interprétation le fait que si le premier facteur est dans tous ces cas stable, il n'en va pas de même des autres facteurs, dont l'interprétation varie d'une analyse partielle à l'autre.

BIBLIOGRAPHIE

- Alexandre V. (1971): Les échelles d'attitude. Editions universitaires, Paris.
- Benzécri J.-P. (1973): L'analyse des données. Vol. 2: L'analyse des correspondances. Dunod, Paris.
- Campbell A.A. et Katona G. (1959): L'enquête sur échantillon: technique de recherches socio-psychologiques. In: Les méthodes de recherche dans les sciences sociales, Presses universitaires de France, Paris, p. 23-67.
- Daval R. et autres (1963): Traité de psychologie sociale. Tome premier. Presses universitaires de France, Paris.
- Debaty P. (1967): La mesure des attitudes. PUF "Le Psychologue", Paris.
- Grawitz M. (1972): Méthode des sciences sociales. Dalloz, Paris.
- Hill M.O. (1974): Correspondance Analysis: a neglected multivariate method. In: Applied Statistics, 23, p. 340-354.
- Krech D. et Crutchfield R.S. (1952): Théorie et problèmes de psychologie sociale. Presses universitaires de France, Paris.
- Lebart et Fénelon (1973): Statistique et information appliquées. Dunod, Paris.
- Strohmeier A. (1975): L'analyse factorielle des correspondances. Le champ d'application de la méthode et de la codification des données. Cahiers de Méthodes quantitatives, Faculté de Droit et des Sciences économiques, Université de Neuchâtel.

