

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC

MÉMOIRE PRÉSENTÉ À  
L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉDUCATION

PAR  
PAUL VILLENEUVE

DEGRÉ D'AJUSTEMENT DE DEUX TYPES D'ÉCHELLE  
D'ATTITUDE À DIFFÉRENTS MODÈLES  
DE CLASSES LATENTES

SEPTEMBRE 1998

Université du Québec à Trois-Rivières

Service de la bibliothèque

Avertissement

L'auteur de ce mémoire ou de cette thèse a autorisé l'Université du Québec à Trois-Rivières à diffuser, à des fins non lucratives, une copie de son mémoire ou de sa thèse.

Cette diffusion n'entraîne pas une renonciation de la part de l'auteur à ses droits de propriété intellectuelle, incluant le droit d'auteur, sur ce mémoire ou cette thèse. Notamment, la reproduction ou la publication de la totalité ou d'une partie importante de ce mémoire ou de cette thèse requiert son autorisation.

## Remerciements

En premier lieu, je tiens à remercier mon directeur, M. Pierre Valois. Son perfectionnisme et son souci du détail ont permis la réalisation de ce mémoire de recherche. Il a su me communiquer sa passion pour la recherche. Sans lui, ce mémoire n'aurait jamais vu le jour. Par son expérience et ses conseils, il s'est avéré d'une aide précieuse.

D'autre part, je remercie mes partenaires de laboratoire qui, tout au long de mes études de maîtrise m'ont fourni l'énergie nécessaire pour persévérer. Je pense ici à Éric Frenette, Isabelle Boudreau, Christiane Bordeleau, Françoise Côté, Serge Sévigny et Michel Parenteau.

Enfin, je remercie messieurs Marc Dussault et Claude Goulet pour leurs nombreux encouragements et conseils.

## Sommaire

Rost (1988) a démontré que les réponses provenant d'échelles d'attitude de type Likert s'ajustaient mieux au modèle à intervalles successifs qu'aux autres modèles d'échelonnement. Cependant, jusqu'à ce jour aucune étude n'a porté sur le degré d'ajustement des scores provenant d'échelles d'attitude de types différenciateur sémantique et multiplicatif à des modèles d'échelonnement. Cette recherche vise donc à vérifier, à l'aide de la théorie des classes latentes, à quel modèle d'échelonnement (échelle graduée, à crédit partiel, de dispersion et d'intervalles successifs) les échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif s'ajustent le mieux.

Pour ce faire, trois échantillons de participants ont été sélectionnés pour répondre à des items provenant d'échelles d'attitude de type multiplicatif et de type différenciateur sémantique. Les échelles d'attitude administrées à ces trois échantillons concernaient respectivement le port du casque cycliste (échantillon 1), la pratique régulière de l'activité physique (échantillon 2) et l'usage de la cigarette (échantillon 3). Les résultats des analyses effectuées à l'aide du logiciel LACORD (Rost, 1990) tendent à démontrer que les scores provenant d'échelles de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif s'ajustent davantage au modèle de crédit partiel qu'aux autres modèles d'échelonnement. Ainsi, il semble que le même score obtenu à deux items

d'une même échelle d'attitude de type différenciateur sémantique ou multiplicatif ne représente pas nécessairement le même degré d'attitude. Par conséquent, les scores totaux provenant de ces deux types d'échelles devraient être interprétés avec prudence. En effet, le fait que deux personnes obtiennent le même score total d'attitude ne signifie pas pour autant qu'elles possèdent le même degré d'attitude, puisque leur patron de réponses peut être différent.

## Table des matières

Introduction .....	1
Chapitre I — Contexte théorique .....	7
Théorie des attitudes.....	8
Échelles de mesure d'attitude.....	13
Théorie des classes latentes.....	16
Modèle dichotomique de Rasch .....	20
Modèle de crédit partiel.....	24
Modèle à échelle graduée.....	31
Modèle de dispersion .....	35
Modèle à intervalles successifs .....	36
Estimation des paramètres .....	37
Ajustement des données aux modèles de classes latentes.....	39
Objectif de recherche.....	41
Chapitre II — Méthode.....	42
Sélection des participants.....	43
Instruments du mesure .....	46
Mesure des attitudes par différenciateur sémantique.....	46
Mesure des attitudes par la méthode multiplicative.....	47
Plan d'analyse des données.....	50

Chapitre III — Analyse des résultats .....	53
Données descriptives .....	54
Analyses de classes latentes .....	58
Chapitre IV — Discussion .....	64
Conclusion.....	70
Références.....	73
Appendices.....	80
Appendice A — Questionnaire d'attitude à l'égard du port du casque cycliste.....	81
Appendice B — Questionnaire d'attitude à l'égard de la pratique de l'activité physique.....	85
Appendice C — Questionnaire d'attitude à l'égard de l'usage de la cigarette.....	91

## Liste des tableaux

### Tableau

1	Dérivées partielles de premier et second ordres des paramètres de chacun des modèles.....	40
2	Cohérence interne des différentes échelles d'attitude.....	50
3	Moyennes et écart types des items portant sur l'attitude à l'égard du port du casque cycliste.....	55
4	Moyennes et écart types des items portant sur l'attitude à l'égard de la pratique de l'activité physique.....	56
5	Moyennes et écart types des items portant sur l'attitude à l'égard de l'usage de la cigarette.....	57
6	Valeurs d'Akaike selon différents nombres de classes latentes pour l'échelle de type différenciateur sémantique portant sur l'attitude envers le port du casque cycliste.....	59
7	Valeurs d'Akaike selon différents nombres de classes latentes pour l'échelle de type multiplicatif portant sur l'attitude envers le port du casque cycliste.....	59
8	Valeurs d'Akaike selon différents nombres de classes latentes pour l'échelle de type différenciateur sémantique portant sur l'attitude envers la pratique de l'activité physique.....	60
9	Valeurs d'Akaike selon différents nombres de classes latentes pour l'échelle de type multiplicatif portant sur l'attitude envers la pratique de l'activité physique.....	61



10	Valeurs d'Akaike selon différents nombres de classes latentes pour l'échelle de type différenciateur sémantique portant sur l'attitude envers l'usage de la cigarette.....	62
11	Valeurs d'Akaike selon différents nombres de classes latentes pour l'échelle de type multiplicatif portant sur l'attitude envers l'usage de la cigarette.....	63

## Liste des figures

### Figure

1	Représentation schématique du modèle de Fazio (1986).....	10
2	Exemple d'échelles d'attitude de type différenciateur sémantique.....	14
3	Exemple d'une échelle d'attitude de type multiplicatif.....	16
4	Illustration des quatre modèles de classes latentes .....	19
5	Les paramètres du modèle à échelle graduée.....	33
6	Courbes caractéristiques du modèle à échelle graduée possédant quatre catégories de réponse .....	34

## **Introduction**

À l'approche du 21<sup>e</sup> siècle, le rôle des attitudes en éducation est en plein essor et de mieux en mieux défini (Gable & Wolf, 1993), l'éducation étant définie ici comme une attitude d'esprit, une orientation de pensées et d'actions qui relèvent tant des domaines médical, psychologique, social, économique que pédagogique. Par ailleurs, l'opérationnalisation des attitudes fait appel aux théories de la mesure et de l'échelonnement dont l'évolution est elle-même tributaire des progrès réalisés dans le domaine des statistiques.

C'est dans cet esprit qu'un certain nombre de théories d'attitude ont été élaborées. Puisqu'elles permettent d'identifier les précurseurs des comportements humains, ces théories peuvent ainsi aider les éducateurs à poser des choix plus éclairés et plus justifiés quant à la méthode d'intervention et au contenu du message éducatif à privilégier. Par conséquent, des résultats beaucoup plus significatifs quant à la modification de comportements de certains étudiants découlent de l'utilisation des théories d'attitude.

McGuire (1985) évalue à plus de 1 000 le nombre de publications annuelles portant sur la formation et le changement d'attitude. Une multitude de définitions a résulté de ces nombreuses recherches. Toutefois, puisqu'elle ne peut être observée directement, une attitude est considérée comme un construit hypothétique ou un trait latent que les chercheurs tentent toujours de mieux cerner à l'aide de techniques ingénieuses de mesure.

Plusieurs modèles théoriques en sciences humaines sont basés sur la notion de variables non observées ou latentes. En effet, bon nombre de recherches portent sur des caractéristiques (traits) de l'être l'humain qui ne peuvent être observées directement, mais qui peuvent néanmoins être mesurées de façon indirecte à partir d'indicateurs. Toutefois, la plupart de ces recherches ont été réalisées à partir de la théorie classique des tests où les réponses à un test sont analysées en fonction du score total des individus.

Selon la théorie classique des tests, le score total d'un individu à un test correspond à la somme du score vrai de cet individu et de l'erreur de mesure. Toutefois, l'analyse des patrons de réponse à un questionnaire ou à un test révèle que les scores totaux ne sont pas toujours comparables entre eux, car il est extrêmement rare que deux personnes répondent de façon identique à tous les items d'un test, et ce même si elles présentent le même score total. Il y a donc lieu d'analyser les patrons de réponse pour obtenir une meilleure évaluation des traits ou habiletés étudiés. Cette façon d'analyser les réponses des répondants à un test porte le nom de théorie des réponses aux items. Elle a été suggérée pour la première fois il y a près de 50 ans (Lord, 1952), puis développé depuis ce temps par bon nombre de chercheurs (Lord, 1968, 1980; Hambleton & Swaminathan, 1985; Hambleton, Swaminathan, & Rogers, 1991). La théorie des réponses aux items renseigne davantage sur les attitudes ou les connaissances des étudiants par rapport à une matière donnée que ne le fait la

méthode d'addition traditionnelle, car elle tient compte des indices de difficulté et de discrimination des items composant le test. De plus, ces mêmes indices sont définis de telle sorte à ne pas dépendre des caractéristiques des sujets de l'échantillon.

La théorie des classes latentes proposée par Goodman (1974) et développée par Clogg (1979) constitue une stratégie d'analyse statistique des patrons de réponse. Selon cette théorie, les réponses obtenues à un test correspondent, à différents degrés, à des modèles de classes latentes ou d'échelonnement. Ces modèles représentent des façons de caractériser la graduation des divisions, des repères ou des échelons d'un continuum de réponses possibles à une question. Derrière cet effort métrique se profile la volonté d'échelonner les gens, c'est-à-dire de les répartir ou de les disposer par degrés ou à une certaine distance les uns des autres par rapport à un attribut particulier (le lecteur pourra prendre connaissance de ces modèles dans le prochain chapitre).

Au cours des années 90, Rost a effectué plusieurs recherches dont le but général visait à vérifier le degré d'ajustement des échelles de type ordinal (p. ex. des échelles de type Likert) à différents modèles de classes latentes. Cependant, à notre connaissance, aucun chercheur ne s'est encore intéressé au degré d'ajustement des échelles d'attitude de type différenciateur

sémantique et de type multiplicatif (croyances  $\times$  valeurs) aux différents modèles de classes latentes. C'est le but de la présente étude.

Cette recherche veut donc contribuer à l'avancement des connaissances méthodologiques et métriques des attitudes. En fait, elle devrait permettre de déterminer la façon selon laquelle les scores obtenus à partir d'échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif devraient être interprétés ou à quel modèle d'échelonnement ils s'ajustent le mieux. Comme le mentionnent Bock, Mislevy et Woodson (1982), les défis à relever en évaluation démontrent les besoins de progression en méthodologie de la mesure de concepts telles les attitudes. Selon eux, les modèles de classes latentes offrent des solutions intéressantes pour résoudre ces problèmes métriques.

Ce travail de recherche comprend quatre chapitres. Le premier chapitre permet de parcourir l'ensemble de la littérature se rattachant au problème étudié. Principalement, il traite des points de vue théoriques associés à la théorie des classes latentes. L'objectif de recherche vient clore ce chapitre. Le deuxième chapitre concerne la méthode qui est utilisée pour vérifier le degré d'ajustement de deux types d'échelle d'attitude à différents modèles de classes latentes. De la présentation des participants et des instruments jusqu'au plan d'analyse des données, toutes les étapes du cadre de recherche sont

explicitées afin de permettre une compréhension globale du travail effectué. Le troisième chapitre est consacré aux analyses statistiques effectuées pour procéder au contrôle empirique de l'objectif de cette recherche. La discussion générale et la formulation de quelques recommandations sont présentées dans le quatrième et dernier chapitre et viennent mettre un terme à ce rapport de recherche.



**Chapitre I**  
**Contexte théorique**

Ce chapitre présente le contexte théorique de cette recherche. Il se divise en deux parties distinctes. La théorie des attitudes ainsi que les types d'échelles d'attitude utilisés (différenciateur sémantique et multiplicatif) sont d'abord présentés dans la première partie de ce chapitre. D'autre part, la théorie des classes latentes ainsi que les modèles s'y rattachant sont expliqués et illustrés sous forme d'équations dans la deuxième partie. Le chapitre se termine avec la présentation de la principale question de recherche.

### **Théorie des attitudes**

Déjà dans les années 30, Allport proposait une définition générale de l'attitude. Selon lui, l'attitude représente un état mental ou neurologique de préparation, organisé par l'expérience, exerçant une influence directive ou dynamique sur les conduites d'un individu à l'égard de tout objet ou situation à qui il est relié. En d'autres mots, l'attitude exerce une influence sur la réponse des individus à tous les objets et à toutes les situations qui s'y rapportent. Pour d'autres, comme Thurstone (1928), l'attitude à l'endroit d'un objet serait une appréciation affective se manifestant de façon régulière dans diverses actions et situations reliées à l'objet.

Plus récemment, Fazio (1986) a proposé une nouvelle définition de l'attitude. Il la définit comme étant les associations emmagasinées dans la mémoire entre les objets et les évaluations de ces objets. Plus spécifiquement, selon Fazio, une attitude est l'association entre un objet d'attitude et l'évaluation que l'individu fait de cet objet. Plus une attitude est accessible de la mémoire de façon spontanée et automatique, meilleure sera la prédiction des comportements qui s'y rattachent. De plus, plus une attitude est stable, exprimée avec conviction et accessible à partir de la mémoire, plus elle est dite forte (Krosnick & Petty, 1995). La définition de Fazio étant la plus opérationnelle des quelques proposées jusqu'à ce jour, elle sera retenue lors de la présente recherche.

Fazio soutient que la première étape du processus de la dynamique attitude-comportement consiste à mobiliser l'attitude de la mémoire (voir la Figure 1). Cette phase en est une très importante dans le processus de formation et d'expression des attitudes et précède toute perception d'un sujet à l'égard d'un objet d'attitude particulier. Toujours selon lui, une fois rendue disponible, l'attitude agit comme un filtre à travers lequel la personne évalue l'objet donné. Ce processus de perception sélective biaise les perceptions immédiates de l'objet d'attitude et influence l'analyse de l'ensemble des éléments qui influencent le comportement de la personne. Cette étape de perceptions immédiates de l'objet correspond en fait aux perceptions qu'un

sujet a de l'objet dans une situation immédiate. Par exemple, supposons qu'un étudiant rencontre une compagne de classe envers qui il possède une attitude positive. Si elle lui fait un sourire, il aura tendance à la percevoir comme une personne aimable. À l'inverse, il aura tendance à la percevoir comme une personne hypocrite s'il possède au départ une attitude négative envers elle. C'est ce que Fazio appelle l'étape de perception sélective.

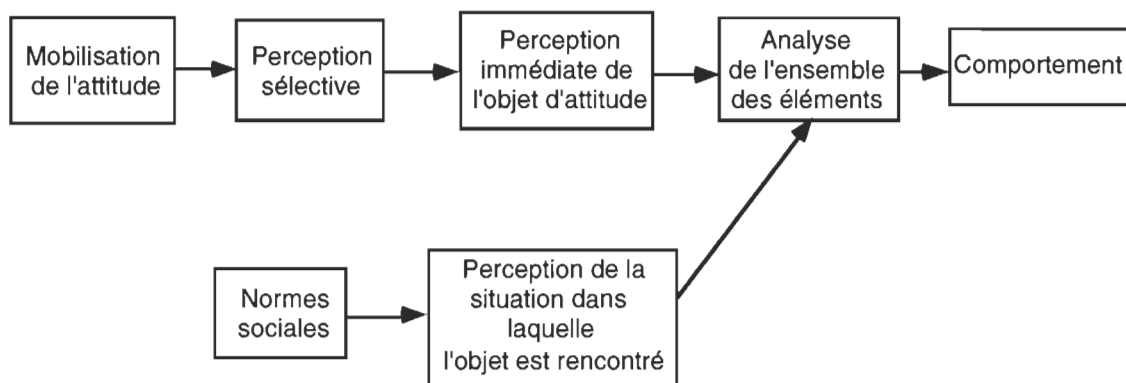


Figure 1. Représentation Schématique du Modèle de Fazio (1986).

D'autres facteurs conditionnent toutefois la réaction des gens : les normes sociales et la perception de la situation dans laquelle l'objet d'attitude est rencontré. Les normes sociales agissent comme une sorte de guide pour l'action sous la forme de sanctions sociales. Ces dernières constituent un élément clé dans la décision d'adopter un comportement particulier. Cet effet normatif agit sur le comportement en exerçant un rôle au niveau de la

perception de la situation dans laquelle l'objet d'attitude est rencontré. Fazio prétend que si la force de la relation attitude-comportement n'est pas toujours élevée c'est que quelque chose, quelque part, fait en sorte que la situation ne permet pas à l'attitude de guider le comportement. Il présume donc que les normes sociales exercent un impact significatif sur la perception qu'a une personne de la situation et conséquemment sur l'analyse de l'ensemble des éléments qui déterminent le comportement. Par exemple, les propos d'un étudiant à l'égard de son cours de géographie pourraient, selon toute vraisemblance, diverger selon le lieu où ils sont tenus : ces propos seront plus ou moins cinglants selon qu'ils sont exprimés en présence de l'enseignant ou dans la cour d'école. Évidemment, les normes n'existent pas dans toutes les situations et même dans les situations exemptes de normes il arrive que la consistance attitude-comportement varie énormément d'un cas à l'autre.

Plus récemment, Fazio proposa une modification de son modèle original. Cette nouvelle approche étiquetée MODE («motivation and opportunity as determinants of which processing mode is likely to operate in any given situation», Fazio, 1990, p. 92) repose sur le postulat que l'attitude peut influencer le comportement soit de façon spontanée comme le propose Fazio (1986), soit de façon délibérée comme le suggère la théorie de l'action raisonnée de Ajzen et Fishbein (1980).

À elle seule, la motivation à s'engager dans un processus délibéré de réflexion ne suffit pas. Les circonstances doivent également être favorables. Par exemple, une situation exigeant une décision rapide par rapport à un comportement donné peut dissuader une personne de s'engager dans un processus de réflexion. Le processus délibéré, contrairement au processus spontané, arrive quand l'individu possède la motivation nécessaire pour réfléchir et quand il se trouve dans une situation où il a l'occasion de s'engager dans l'effort de considérer ses connaissances concernant l'objet d'attitude (Fazio, 1995). À cet effet, Doll et Ajzen (1992) rapportent des résultats qui démontrent que plus le temps de réponse à une question est long, plus l'attitude est prédictive du comportement car l'attitude est basée sur un ensemble de croyances plus riches et mieux articulées.

Bref, plusieurs recherches sur l'accessibilité de l'attitude de la mémoire ont été conduites. En résumé, la majorité de ces recherches confirment le modèle de Fazio puisqu'elles démontrent que lorsque c'est le processus spontané qui est activé, les personnes qui possèdent des attitudes très accessibles envers un objet d'attitude donné font preuve d'une plus grande consistance attitude-comportement que celles qui démontrent des attitudes peu accessibles. Par contre, si c'est le processus délibéré qui est activé, les gens qui réfléchissent à leur attitude envers un objet font preuve d'une plus grande consistance attitude-comportement que ceux qui n'y réfléchissent pas ou peu.

La théorie des attitudes de Fazio comprend des concepts centraux dans le domaine des sciences sociales et comportementales. Elle permet de prédire une panoplie de comportements humains tels que ceux d'étudiants envers l'apprentissage des mathématiques ou d'une langue seconde, la poursuite des études et le port du condom, par exemple. Les implications de cette théorie dans le domaine de l'éducation sont donc importantes. Ce modèle offre, en effet, des pistes intéressantes dans le but de mieux comprendre les comportements des étudiants et, le cas échéant, les modifier.

### **Échelles de mesure d'attitude**

Les attitudes ne peuvent être observées directement. Elles doivent donc être mesurées à partir d'indicateurs. Outre les échelles de type Likert, les échelles de type différenciateur sémantique (Osgood, Suci, & Tanenbaum, 1957) et de type multiplicatif (Fishbein & Ajzen, 1975) sont parmi les techniques de mesure d'attitude les plus populaires auprès des chercheurs contemporains. Elles sont décrites plus en détail dans les paragraphes qui suivent.

La technique du différenciateur sémantique consiste en une échelle comprenant une série d'adjectifs bipolaires séparés entre eux par un certain nombre de choix de réponse. La popularité de cette échelle de mesure vient de

la facilité avec laquelle elle permet aux chercheurs d'obtenir une bonne estimation de l'attitude. Les répondants doivent évaluer l'objet d'attitude en choisissant une des catégories de réponse intercalées entre les deux adjectifs aux antipodes de l'échelle. Ils doivent opter pour le point milieu de l'échelle s'ils considèrent qu'aucun des deux adjectifs ne décrit adéquatement l'objet d'attitude en question (voir la Figure 2).

Aller à l'école est ...»

ENNUYANT						INTÉRESSANT
	très ennuyant -2	ennuyant -1	ni l'un ni l'autre 0	intéressant +1	très intéressant +2	
INUTILE						UTILE
	très inutile -2	inutile -1	ni l'un ni l'autre 0	utile +1	très utile +2	

Figure 2. Exemple d'Échelles d'Attitude de Type Différenciateur Sémantique.

D'autres auteurs (Fishbein & Ajzen, 1975) définissent opérationnellement l'attitude comme le produit des croyances au regard des conséquences associées à l'adoption d'un comportement et de l'évaluation des valeurs accordées à ces conséquences. Cette mesure s'exprime par l'équation suivante :



$$A = \sum_{i=1}^n c_i e_i$$

où

- A signifie l'attitude à l'égard du comportement;
- $c_i$  signifie la croyance de la personne concernant les chances que l'adoption du comportement provoque une conséquence donnée;
- $e_i$  signifie l'évaluation positive ou négative de la conséquence par la personne;
- n signifie le nombre de conséquences.

Ainsi, les répondants doivent émettre leur attitude envers un comportement particulier en choisissant les catégories de réponse qui décrivent le mieux leur croyance au regard des conséquences associées à l'adoption d'un comportement de même que les valeurs accordées à ces conséquences (voir la Figure 3).

Ces deux techniques de mesure des attitudes seront retenues dans le cadre de la présente recherche puisque la théorie des classes latentes peut s'appliquer aux échelles de types différenciateur sémantique ou multiplicatif (De Ayala, 1993).

«Jusqu'à quel point crois-tu probable ou improbable que les études te permettront d'approfondir tes connaissances?»

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable -2	improbable -1	ni l'un ni l'autre 0	probable +1	très probable +2	

«Quelle valeur accordes-tu au fait d'approfondir tes connaissances?»

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable -2	indésirable -1	ni l'un ni l'autre 0	désirable +1	très désirable +2	

Figure 3. Exemple d'une Échelle d'Attitude de Type Multiplicatif.

### **Théorie des classes latentes**

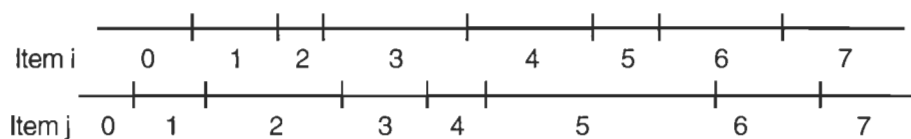
Pour en connaître un peu plus sur les propriétés métriques des deux échelles de types différenciateur sémantique et multiplicatif, l'utilisation de la théorie des classes latentes apparaît intéressante puisqu'elle permettra, rappelons-le, de déterminer à quel modèle d'échelonnement chacune de ces deux échelles d'attitude correspond le plus.

Les modèles de classes latentes sont d'abord et avant tout des modèles de probabilité qui peuvent être utilisés pour établir une relation entre les patrons de réponse et une variable latente de type catégorique. Cette approche, dite probabiliste, permet d'évaluer le degré d'ajustement de données empiriques à des modèles d'échelonnement. Les modèles de classes latentes sont construits sur la base du postulat que chaque personne  $n$  possède un degré d'habileté ou une tendance à endosser un item  $i$  sur un continuum d'attitude  $\beta_n$ , où  $\beta$  représente le score obtenu à l'item et  $n$  désigne le répondant. Les probabilités que les patrons de réponse soient associés à l'une ou l'autre des différentes classes latentes est fonction de ce paramètre  $\beta_n$ .

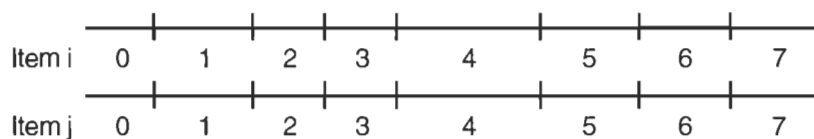
Ces modèles reposent également sur les postulats d'unidimensionnalité et d'indépendance locale. L'unidimensionnalité signifie que le test mesure un trait latent dominant, tandis que l'indépendance locale implique que les items d'un test ou d'un questionnaire sont statistiquement indépendants les uns des autres. L'unidimensionnalité ne peut être définie en fonction du rang unique (Lumsden, 1961), du pourcentage de variance expliquée par la première composante de l'analyse factorielle, de la non-reproduction de l'échelle parfaite de Guttman ou du nombre de facteurs communs (Hattie, 1984, 1985). Ainsi, même si la plupart de ces méthodes ont été utilisées pour vérifier le critère

d'unidimensionalité, elles ne constituent pas la solution parfaite pour éprouver l'hypothèse d'unidimensionalité. Ces postulats d'unidimensionnalité et d'indépendance locale sont rarement éprouvés sinon jamais. En effet, à ce jour aucune technique d'analyse statistique n'en permet la vérification absolue.

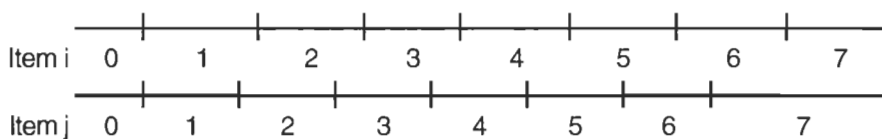
Quatre modèles de classes latentes ou d'échelonnement sont étudiés dans le cadre de la présente recherche. La figure 4 illustre les différences qui existent entre ces modèles en ce qui a trait à leurs propriétés métriques. Deux items hypothétiques de type Likert,  $i$  et  $j$ ,  $y$  sont présentés sur un continuum d'attitude, et ce pour chacun des quatre modèles. Les chiffres représentent les sept catégories de réponse des items et les lignes verticales indiquent les paramètres de difficulté séparant les catégories. Ces paramètres de difficulté expriment le degré d'attitude nécessaire pour passer d'une catégorie à la suivante (1 à 2, 2 à 3, 3 à 4, etc.). Ainsi, le paramètre de difficulté associé au passage de la catégorie 4 à la catégorie 5 devrait être plus élevé que celui associé au passage des catégories 3 à 4. Les écarts observés entre ces paramètres de difficulté varient d'un modèle à un autre. Ce sont ces restrictions au niveau des intervalles entre les paramètres de difficulté qui caractérisent chacun des modèles de classes latentes (Koch & Dood, 1995).



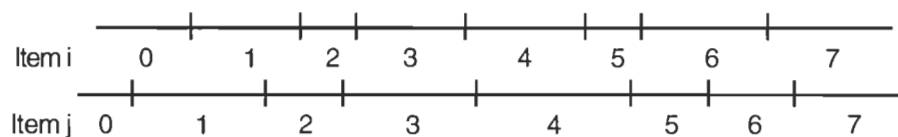
Modèle de crédit partiel : aucune restriction sur les intervalles



Modèle à échelle graduée : intervalles non équidistants mais identiques d'un item à l'autre



Modèle de dispersion : intervalles équidistants mais non identiques d'un item à l'autre



Modèle d'intervalles successifs : combinaison des modèles graduée et de dispersion

Figure 4. Illustration des Quatre Modèles de Classes Latentes utilisés.

Le modèle de crédit partiel de Masters (1982) ne possède aucune restriction sur les intervalles, c'est-à-dire que les écarts entre les paramètres de difficulté diffèrent au sein d'un même item et entre les items d'un même test. Pour sa part, le modèle à échelle graduée d'Andrich (1978) possède des

intervalles non équidistants pour un même item, mais identiques d'un item à l'autre d'un test. Quelque part entre ces deux extrêmes se trouvent les modèles de dispersion d'Andrich (1982) et à intervalles successifs de Rost (1988). Le modèle de dispersion est un cas particulier du modèle de crédit partiel en ce sens que les intervalles sont équidistants au sein d'un même item, mais différents d'un item à l'autre. Enfin, le modèle à intervalles successifs de Rost (1988) est un modèle dérivé du modèle de dispersion et comporte des intervalles non équidistants au sein d'un même item, mais proportionnels entre les items. Puisqu'il est à la base des quatre modèles de classes latentes utilisés dans la présente étude, le modèle général de Rasch est d'abord présenté. Puisque ces modèles ne sont pas bien connus des chercheurs, il a été convenus de présenter les équations mathématiques. La lecture du texte pourra à l'occasion être ardue, mais il nous est apparu indispensable de les insérer dans le texte même et non en appendice.

### **Modèle dichotomique de Rasch**

Dans les années 60, Rasch a développé un modèle permettant de comparer les habiletés ou les connaissances de différents individus à partir d'un ensemble particulier d'items (pour des raisons d'ordre didactique, des items à choix dichotomiques serviront d'exemple). Selon le modèle de Rasch,

la probabilité qu'une personne  $m$  réussisse l'item  $i$  est estimée à l'aide de l'équation suivante :

$$\pi_{mi} = \frac{\exp(\beta_m - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_m - \delta_i)} \quad (1)$$

où

$\pi_{mi}$  est la probabilité qu'une personne  $m$  réussisse l'item  $i$ ,

$\beta_m$  est l'habileté de la personne  $m$ , et

$\delta_i$  est le paramètre de difficulté de l'item  $i$ .

De la même façon, la probabilité qu'une autre personne  $n$  réussisse l'item  $i$  est estimée à l'aide de l'équation suivante :

$$\pi_{ni} = \frac{\exp(\beta_n - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_n - \delta_i)} \quad (2)$$

Lorsque les personnes  $m$  et  $n$  répondent à l'item  $i$ , quatre possibilités différentes peuvent se produire : elles échouent toutes les deux l'item (0, 0), la personne  $m$  réussit l'item, mais pas la personne  $n$  (1, 0), la personne  $n$  réussit l'item, mais pas la personne  $m$  (0, 1), ou les deux réussissent l'item (1, 1). En

supposant l'indépendance local des réponses des sujets  $m$  et  $n$  à cet item, la probabilité de ces cas possibles sera donc :

$$\pi_{10i} = \pi_{ni}(1 - \pi_{mi}) = \frac{\exp(\beta_n - \delta_i)}{\Psi} \quad (3)$$

et

$$\pi_{01i} = (1 - \pi_{ni})\pi_{mi} = \frac{\exp(\beta_m - \delta_i)}{\Psi} \quad (4)$$

où

$\pi_{10i}$  est la probabilité que la personne  $n$  réussisse l'item  $i$ , mais que la personne  $m$  l'échoue,

$\pi_{01i}$  est la probabilité que la personne  $m$  réussisse l'item  $i$ , mais que la personne  $n$  l'échoue,

$\pi_{mi}$  est la probabilité qu'une personne  $m$  réussisse l'item  $i$ ,

$\pi_{ni}$  est la probabilité qu'une personne  $n$  réussisse l'item  $i$ ,

$\beta_m$  est l'habileté de la personne  $m$ ,

$\beta_n$  est l'habileté de la personne  $n$ ,

$\delta_i$  est le paramètre de difficulté de l'item  $i$ , et

$\Psi$  est égal à  $\left[1 + \exp(\beta_n - \delta_i)\right]\left[1 + \exp(\beta_m - \delta_i)\right]$ .

En combinant les équations (3) et (4), il s'ensuit que la probabilité conditionnelle que seule la personne  $n$  réussisse l'item  $i$  (1, 0), étant donné



que seules les probabilités où une seule personne réussisse l'item  $i$  sont retenues (c.-à-d. 1, 0 et 0, 1), s'exprime comme suit :

$$\frac{\pi_{10i}}{\pi_{01i} + \pi_{10i}} = \frac{\exp(\beta_n - \beta_m)}{1 + \exp(\beta_n - \beta_m)} \quad (5)$$

Considérons maintenant la comparaison entre deux items,  $i$  et  $j$ , pour une même personne. À partir de l'équation (2) et en supposant l'indépendance locale des réponses à ces deux items, la probabilité  $\pi_{n10}$  que la personne  $n$  réussisse l'item  $i$  tout en échouant l'item  $j$ , de même que la probabilité  $\pi_{n01}$  que cette même personne échoue l'item  $i$ , mais réussisse l'item  $j$  peuvent être combinées pour établir la probabilité conditionnelle :

$$\frac{\pi_{n10}}{\pi_{n01} + \pi_{n10}} = \frac{\exp(\delta_j - \delta_i)}{1 + \exp(\delta_j - \delta_i)} \quad (6)$$

Cette probabilité conditionnelle ne contient seulement que les paramètres de difficultés des deux items comparés.

À partir des équations (5) et (6), il est possible de déduire que la probabilité que la personne  $n$  réussisse l'item  $i$  est égale à :

$$\frac{\pi_{ni1}}{\pi_{ni0} + \pi_{ni1}} = \frac{\exp(\beta_n - \delta_i)}{1 + \exp(\beta_n - \delta_i)} \quad (7)$$

Cette probabilité est à la base du modèle de classes latentes. Toutefois, l'équation (7) doit être préalablement modifiée pour permettre la généralisation aux données polytomiques.

### **Modèle de crédit partiel**

De façon plus générale, il arrive qu'il y ait plus de deux choix de réponse mutuellement exclusifs à un questionnaire ou un test. Par convention, les catégories ordonnées seront identifiées comme étant 0, 1, 2, ...,  $m$  où la catégorie 0 indique le plus bas niveau de réponse à un item et la catégorie  $m$ , le plus haut niveau.

Utiliser plus de deux catégories de réponse permet de recueillir un plus grand nombre d'informations quant à la localisation d'un répondant  $\beta_n$  sur le continuum d'une variable latente donnée. En effet, comme le rapporte Smith (1987) dans une étude sur l'évaluation du vocabulaire chez les étudiants, la

fiabilité et la validité concomitante d'une échelle à plusieurs catégories sont beaucoup plus élevées que celles d'une échelle de type dichotomique, et ce pour un même ensemble d'items.

Considérons seulement les catégories de réponse 0 et 1. L'implication de l'ordre projeté  $0 < 1$  est très importante, puisque la probabilité d'endosser la catégorie 1 plutôt que dans la catégorie 0 devrait normalement augmenter avec  $\beta_n$ . En d'autres mots, l'ordre supposé de 0 et 1 a une implication directe sur la probabilité conditionnelle suivante :

$$\frac{\pi_{ni1}}{\pi_{ni0} + \pi_{ni1}} = \frac{\exp(\beta_n - \delta_{i1})}{1 + \exp(\beta_n - \delta_{i1})} \quad (8)$$

Selon l'équation (8), la probabilité qu'une personne  $n$  obtienne 1 plutôt que 0 à l'item  $i$  dépend seulement de deux paramètres : celui de la localisation du sujet  $\beta_n$  (p. ex. son degré de connaissance ou d'attitude) et le paramètre de difficulté  $\delta_i$  associé au passage entre les catégories 0 et 1 de l'item  $i$ .

Le même raisonnement peut être appliqué à chaque paire adjacente de catégories de réponse  $x-1$  et  $x$ . L'implication de l'ordre projeté  $x-1 < x$  a un effet

direct sur la probabilité conditionnelle  $\pi_{nix} / \pi_{nix-1} + \pi_{nix}$ . Cette probabilité devrait augmenter en fonction du paramètre  $\beta_n$ , ce qui signifie que l'équation (8) peut être généralisée à toute paire de catégories de réponses adjacentes :

$$\frac{\pi_{nix}}{\pi_{nix-1} + \pi_{nix}} = \frac{\exp(\beta_n - \delta_{ix})}{1 + \exp(\beta_n - \delta_{ix})}, x = 1, \dots, m \quad (9)$$

où

$\delta_{ix}$  est le paramètre associé au passage entre les catégories de réponse  $x-1$  et  $x$ , et

$\beta_n$  est l'habileté de la personne  $n$ .

L'analyse des patrons de réponse prend ici toute son importance. En effet, à ce stade de l'analyse, il est impératif de prendre en compte le rapport entre les réponses obtenues à la catégorie 1 et celles obtenues à la catégorie 0 :

$$\frac{\pi_{ni1}}{\pi_{ni0}} = \exp(\beta_n - \delta_{i1}) \quad (10)$$

De façon similaire, le rapport des réponses obtenues à la catégorie 2 sur les réponses obtenues à la catégorie 1 est :

$$\frac{\pi_{ni2}}{\pi_{ni1}} = \exp(\beta_n - \delta_{i2}) \quad (11)$$

Par extension, le rapport des réponses obtenues à la catégorie 2 sur les réponses obtenues à la catégorie 0 s'obtient en combinant les équations (10) et (11) :

$$\frac{\pi_{ni2}}{\pi_{ni0}} = \exp(2\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2})$$

Similairement,

$$\frac{\pi_{ni3}}{\pi_{ni0}} = \exp(3\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2} - \delta_{i3})$$

Lorsque le nombre de réponses valides, c'est-à-dire le nombre de catégories ou de choix possibles pour un item  $i$ , est limité à  $m$ , la contrainte suivante est imposée sur les probabilités de réponse :

$$\sum_{k=0}^m \pi_{nik} = 1$$

Ainsi, en imposant cette contrainte, on obtient dans le cas de quatre choix de réponses ( $m = 0$  à  $3$ ) :

$$\pi_{ni0} + \pi_{ni1} + \pi_{ni2} + \pi_{ni3} = 1$$

Et par substitution des ratios de probabilités calculés plus haut, on obtient :

$$\pi_{ni0} + \pi_{ni0} \exp(\beta_n - \delta_{i1}) + \pi_{ni0} \exp(2\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2}) + \pi_{ni0} \exp(3\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2} - \delta_{i3}) = 1$$

En posant que  $\psi = 1 + \exp(\beta_n - \delta_{i1}) + \exp(2\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2}) + \exp(3\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2} - \delta_{i3})$ , on peut déduire que :

$$\pi_{ni0} = 1/\psi$$

$$\pi_{ni1} = \exp(\beta_n - \delta_{i1})/\psi$$

$$\pi_{ni2} = \exp(2\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2})/\psi$$

$$\pi_{ni3} = \exp(3\beta_n - \delta_{i1} - \delta_{i2} - \delta_{i3})/\psi$$

où  $\psi$  représente la somme des numérateurs et assure que la somme des quatre probabilités de réponse égale bien 1. Ces quatre expressions peuvent être réunies en une simple expression générale en imposant les restrictions

$$\sum_{j=0}^0 (\beta_n - \delta_{ij}) = 0 \text{ et } \sum_{j=0}^k (\beta_n - \delta_{ij}) = \sum_{j=1}^k (\beta_n - \delta_{ij}) \text{ pour permettre une somme de}$$

probabilité  $\pi_{nix}$  égale à 1 :

$$\pi_{nix} = \frac{\exp\left[\sum_{j=0}^x (\beta_n - \delta_{ij})\right]}{\sum_{k=0}^m \exp\left[\sum_{j=0}^k (\beta_n - \delta_{ij})\right]} \quad \text{pour } x = 0, 1, \dots, m \quad (12)$$

Cette équation ou modèle représente la probabilité qu'une personne  $n$  ayant un niveau d'habileté ou un degré d'attitude  $\beta_n$  choisisse la catégorie  $x$  ( $x = 0, 1, \dots, m$ ) de l'item  $i$ . On remarque que cette probabilité dépend exclusivement de la variable latente  $\beta$  et du paramètre de difficulté  $\delta$ .

Cependant, l'équation (12) peut être transformée de façon à obtenir une forme qui la rapproche davantage du modèle de classes latentes que du modèle de Rasch. Pour ce faire, il suffit d'accorder le même degré d'habileté ou d'attitude à toutes les personnes d'une même classe latente  $g$  :  $\beta_n = \beta_{ig}$ . On

appelle  $\beta_{ig}$ , le paramètre de localisation de l'item  $i$  pour la classe  $g$  et il peut être interprété comme étant la moyenne des positionnements  $\beta_n$  à l'item  $i$  pour tous les sujets appartenant à la classe  $g$ . Le résultat obtenu sera le modèle de classe latente souhaité, soit le modèle de crédit partiel :

$$\pi_{nix} = \sum_{g=1}^h \pi_g \frac{\exp \left[ \sum_{j=0}^x (\beta_{ig} - \delta_{ij}) \right]}{\sum_{k=0}^m \exp \left[ \sum_{j=0}^k (\beta_{ig} - \delta_{ij}) \right]} \quad \text{pour } x = 0, 1, \dots, m(13)$$

où

$\pi_{nix}$  est la probabilité pour une personne  $n$  de répondre à une catégorie  $x$  pour un item  $i$

$\pi_g$  le poids accordé à la classe  $g$  par rapport aux autres classes

$\beta_{ig}$  le paramètre de localisation (la moyenne des positionnements  $\beta_n$  à l'item  $i$  pour tous les sujets appartenant à la classe  $g$ )

$\delta_{ij}$  le paramètre de difficulté associé au passage  $j-1$  à  $j$  pour l'item  $i$

Le modèle de crédit partiel peut donc être étendu à des items possédant plusieurs choix de réponses. L'un des postulats de ce modèle est que le degré de difficulté des passages entre deux catégories peut différer selon les items d'un même questionnaire. En d'autres termes, le modèle de crédit partiel de



Masters (1982) ne possède aucune restriction sur les intervalles, c'est-à-dire que les écarts entre les paramètres de difficulté diffèrent au sein d'un même item et entre les items d'un test (voir la figure 4 à la page 19).

### Modèle à échelle graduée

Le modèle à échelle graduée d'Andrich (1978) est identique à celui du modèle de crédit partiel à l'exception des seuils de difficulté qui sont les mêmes pour tous les items. En fait, ce modèle constitue un cas spécial du modèle de crédit partiel où les réponses à un item sont obtenues à partir d'une échelle graduée possédant des intervalles non équidistants au sein d'un même item, mais identiques d'un item à l'autre (voir la Figure 4). Lorsque les catégories de réponse sont constantes d'un item à l'autre comme c'est le cas pour ce modèle, chaque paramètre de difficulté peut être séparé en deux composantes :

$$\delta_{ij} = \delta_i + \tau_j \quad j = 1, \dots, m \quad (14)$$

où

$\delta_i$  est le paramètre de difficulté de l'item  $i$ , et

$\tau_j$  est un paramètre de seuil pour le passage de la catégorie  $j-1$  à  $j$ .

En appliquant cette nouvelle restriction à l'équation (13), le modèle de crédit partiel devient le modèle à échelle graduée, où la probabilité pour une personne  $n$ , de répondre à une catégorie  $x$  pour un item  $i$  est :

$$\pi_{nix} = \sum_{g=1}^h \pi_g \frac{\exp\left\{\sum_{j=0}^x [\beta_{ig} - (\delta_i + \tau_j)]\right\}}{\sum_{k=0}^m \exp\left\{\sum_{j=0}^k [\beta_{ig} - (\delta_i + \tau_j)]\right\}} \quad \text{pour } x = 0, 1, \dots, m$$

où

$\pi_{nix}$  est la probabilité pour une personne  $n$  de répondre à une catégorie  $x$  pour un item  $i$

$\delta_i$  le paramètre de difficulté de l'item,

$\tau_j$  est le paramètre de seuil pour le passage de la catégorie  $j-1$  à  $j$ .

$\pi_g$  le poids accordé à la classe  $g$  par rapport aux autres classes,

$\beta_{ig}$  le paramètre de localisation (la moyenne des positionnements  $\beta_n$  à l'item  $i$  pour tous les sujets appartenant à la classe  $g$ ),

$m$  le nombre de catégories associées à l'item  $i$ .

Ainsi, dans le modèle à échelle graduée, les intervalles entre les catégories sont toujours constants. En fait, chacun des items possède un

paramètre de difficulté qui lui est propre, alors que le paramètre de seuil ( $\tau_j$ ), lui, est identique pour l'ensemble des items (voir la Figure 5).

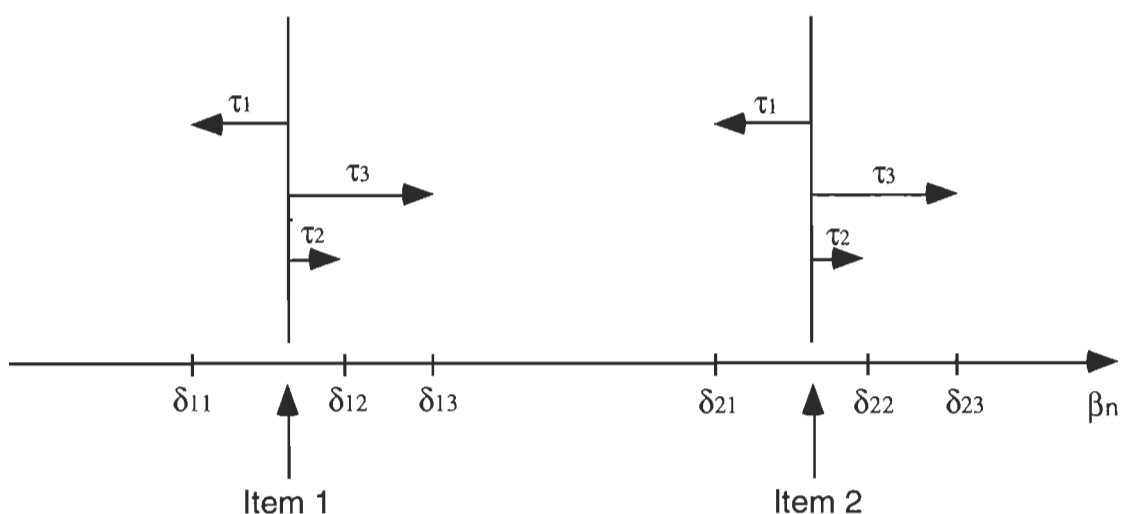


Figure 5. Les Paramètres du Modèle à Échelle Graduée.

La probabilité de répondre à chacune des catégories en fonction de  $\beta$  peut être représentée graphiquement. La figure 6 contient les courbes caractéristiques des différentes options de réponse (CCO) du modèle à échelle graduée pour un item contenant quatre catégories des réponses (0, 1, 2 et 3 respectivement) et, par conséquent, trois seuils de difficulté. Tel qu'indiqué à la figure 6, les paramètres de difficulté ( $\delta_{ij}$ ) se situent à l'intersection des courbes

caractéristiques. Dans cet exemple, l'estimation du paramètre de difficulté de l'item ( $\delta_i$ ) est de 0.31 et le paramètre de seuil ( $\tau$ ) pour les passages 1 (c.-à-d. du choix de réponse 0 au choix de réponse 1), 2 (c.-à-d. du choix de réponse 1 au choix de réponse 2) et 3 (c.-à-d. du choix de réponse 2 au choix de réponse 3) sont respectivement de -4.19, 0.84 et 3.35. Donc, la difficulté des passages ( $\delta_{ij}$ ) est définie par  $\delta_i + \tau_j$ . On aura donc  $\delta_{i1} = -3.88$ ,  $\delta_{i2} = 1.15$  et  $\delta_{i3} = 3.66$ . Enfin, on note que le paramètre de difficulté pour un item constitue en fait la moyenne des paramètres de seuil pour le passage entre catégories.

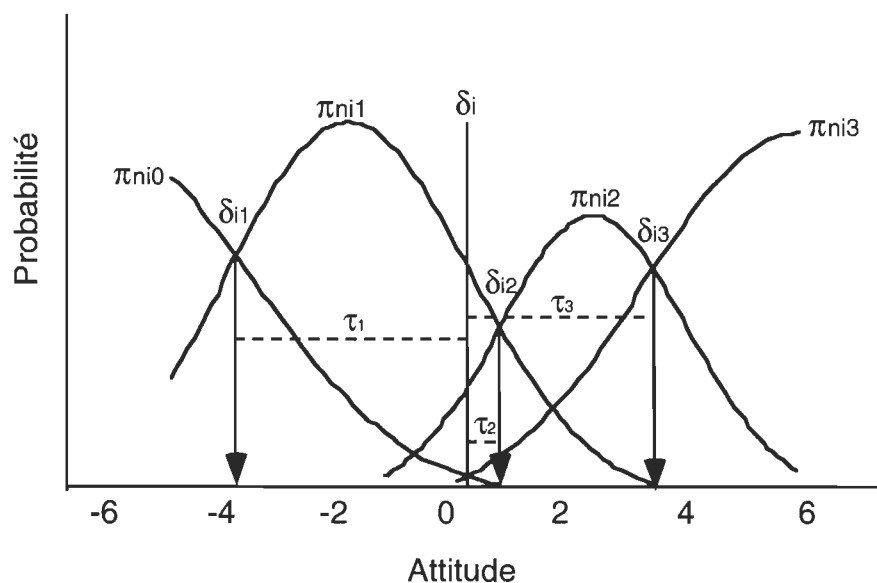


Figure 6. Courbes Caractéristiques du Modèle à Échelle Graduée possédant Quatre Catégories de Réponse.

## Modèle de dispersion

Le modèle de dispersion proposé par Andrich (1982) représente également un cas particulier des modèles de crédit partiel et à échelle graduée avec la particularité qu'il comprend non seulement un paramètre de difficulté, mais aussi un paramètre de dispersion ( $\theta$ ). Ce dernier paramètre n'est pas vraiment interprétable et ne vise qu'à contraindre les intervalles à être équidistants au sein d'un même item, mais différents d'un item à l'autre (pour plus détails, voir Andrich, 1985). Pedler (1988) a développé une façon d'estimer ce paramètre de dispersion à partir des paramètres de seuil du modèle gradué :

$$\theta_{ig} = \frac{\sum_{x=1}^m (m+1-2x)\tau_j}{\sum_{x=1}^m (m+1-2x)^2}$$

où

$m$  représente le nombre de catégories et

$\tau_x$  est le paramètre de seuil de l'item  $j$ .

Tout comme le modèle à échelle graduée, les distances entre les catégories demeurent équidistantes au sein d'un même item. Toutefois,

contrairement au modèle à échelle gradué, les écarts diffèrent d'un item à l'autre (voir la Figure 4). Ainsi, Andrich définit la probabilité de choisir la catégorie  $x$  pour l'item  $i$  comme étant :

$$\pi_{nix} = \sum_{g=1}^h \pi_g \frac{\exp[x(m-x)\theta_{ig} + x\beta_{ig}]}{\sum_{k=0}^m \exp[k(m-k)\theta_{ig} + k\beta_{ig}]} \text{ pour } x = 0, 1, \dots, m$$

où

- $\pi_{nix}$  est la probabilité pour une personne  $n$  de répondre à une catégorie  $x$  pour un item  $i$
- $\theta_{ig}$  le paramètre de dispersion pour l'item  $i$  associé à la classe  $g$ ,
- $\pi_g$  le poids accordé à la classe  $g$  par rapport aux autres classes,
- $\beta_{ig}$  le paramètre de localisation (la moyenne des positionnements  $\beta_n$  à l'item  $i$  pour tous les sujets appartenant à la classe  $g$ ),
- $m$  le nombre de catégories associées à l'item  $i$ .

### **Modèle à intervalles successifs**

Le modèle à intervalles successifs (IS) proposé par Rost (1988) est fondé sur le modèle de mesure proposé par Thurstone (1928). Le modèle à

intervalles successifs de Rost (1988) est dérivé du modèle de dispersion et comporte des intervalles non équidistants au sein d'un même item, mais proportionnels entre les items (voir Figure 4). La probabilité qu'une personne choisisse une catégorie  $x$  pour un item peut être exprimée comme suit :

$$\pi_{vix} = \sum_{g=1}^h \pi_g \frac{\exp[x(m-x)\theta_{ig} + x\beta_{ig} + \tau_x]}{\sum_{k=0}^m \exp[k(m-k)\theta_{ig} + k\beta_{ig} + \tau_x]}$$

où

$\theta_{ig}$  est le paramètre de dispersion de la classe  $g$  pour l'item  $i$ , et

$\tau_x$  est le paramètre de saut entre la catégorie  $x$  et  $x-1$

$\beta_{ig}$  le paramètre de localisation (la moyenne des positionnements  $\beta_n$  à l'item  $i$  pour tous les sujets appartenant à la classe  $g$ ).

### Estimation des paramètres

Les différents paramètres des modèles de classes latentes sont estimés à l'aide de l'algorithme EM (voir Dempster, Laird, & Rubin, 1977 pour plus de

détails). Cet algorithme a été appliqué avec succès au problème des classes latentes (Rost, 1985). Les paramètres de tous les modèles sont obtenus de façon itérative. Cette procédure est basée sur les dérivées partielles de premier et second ordre de la fonction de vraisemblance ( $L$ ). Cette fonction est définie comme le produit des probabilités de tous les patrons de réponse observés :

$$L = \prod_n \prod_i \pi_{nix}$$

En premier lieu, les différents paramètres des quatre modèles de classes latentes utilisés dans cette étude sont estimés. Pour ce faire, la valeur de  $L$  est estimée pour chaque modèle. Les paramètres à estimer sont ensuite obtenus en effectuant les dérivées premières et secondes de cette fonction par rapport aux paramètres désirés. Ces dérivés apparaissent au Tableau 1. Ces dérivées sont fonction de  $n_{ixg}$ , la fréquence estimée d'un choix de catégorie  $x$  à l'item  $i$  dans une classe  $g$ ,  $n_g$ , la fréquence estimée de la classe  $g$ , et  $p$ , la probabilité conditionnelle d'un choix de catégorie  $x$  à un item  $i$  étant donné une classe  $g$ .



## Ajustement des données aux modèles de classes latentes

L'estimation des paramètres des modèles à l'aide des fonctions de vraisemblance appropriées permet ensuite la comparaison entre les modèles de l'étude. La méthode utilisée pour tester un modèle est l'utilisation du critère d'Akaike (Bozdogan, 1987). Cet index, qui est simplement fonction de la vraisemblance ainsi que du nombre de paramètres estimés est donné par l'équation suivante :

$$AIC = - 2 \text{ Log } L_{\max} + 2 \text{ Npar} \quad (15)$$

Ce critère, introduit au départ par Akaike (1987), a pour objectif d'éprouver le degré d'ajustement de données empiriques à des modèles probabilistes. La fonction de vraisemblance maximale retenue pour un modèle correspond au maximum de toutes les fonctions de vraisemblance évaluée lors de l'estimation des paramètres de ce modèle. Le degré d'ajustement des données à un modèle est d'autant plus grand que la valeur du critère d'Akaike est petite. Toutefois, aucun test ne permet de juger si les écarts entre les valeurs du critère sont statistiquement significatifs.

Tableau 1

Dérivées Partielles de Premier et Second Ordres des  
Paramètres de chacun des Modèles

Modèles	Dérivées partielles de premier et second ordres
Tous les modèles	$L'(\beta_{ig}) = \sum_x x n_{ixg} - n_g \sum_x x p$ $L''(\beta_{ig}) = -n_g \sum_x x^2 p + n_g (\sum_x x p)^2$
Modèles à échelle graduée et de dispersion	$L'(\tau_x) = \sum_g \sum_i n_{ixg} - \sum_g n_g \sum_i p$ $L''(\tau_x) = -\sum_g n_g \sum_i (p - p^2)$
Modèle à échelle graduée	$L'(\delta_i) = \sum_g \sum_x n_{ixg} x(x-m) - \sum_g n_g \sum_x x(x-m)p$ $L''(\delta_i) = -\sum_g n_g \sum_x (x(x-m))^2 p + \sum_g n_g (\sum_x x(x-m)p)^2$
Modèles à intervalles successifs et de dispersion	$L'(\theta_{ix}) = \sum_g n_{ixg} - \sum_g n_g p$ $L''(\theta_{ix}) = -\sum_g n_g (p - p^2)$

## **Objectif de recherche**

À la lumière du cadre théorique et des études sur le sujet, force est de constater que beaucoup de travaux ont été effectués jusqu'à maintenant concernant les qualités métriques des échelles de type Likert. Cependant, aucune étude ne s'est jusqu'à maintenant penchée sur les échelles de types différenciateur sémantique et multiplicatif. En effet, à notre connaissance il n'existe pas d'étude traitant de l'application de la théorie des classes latentes à ces échelles. S'appuyant sur les modèles d'échelonnement, la présente recherche tentera de déterminer certaines propriétés métriques des échelles de type différenciateur sémantique et multiplicatif.

En regard de la problématique de recherche, cette étude tentera donc de répondre à la question suivante : À quel modèle d'échelonnement ou modèle de classes latentes s'ajustent le mieux les échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif?

## **Chapitre II**

### **Méthode**

Ce chapitre traite de l'ensemble des opérations déployées pour réaliser la présente recherche. Les différentes parties de la méthode y sont présentées : (a) la sélection des participants, (b) les instruments de mesure utilisés et enfin, (c) le plan d'analyse des résultats.

### **Sélection des participants**

Cette recherche de type méthodologique et quantitatif a pour but, rappelons-le, de vérifier empiriquement la métrique de deux types d'échelles de mesure (différenciateur sémantique et multiplicatif) en ayant recours à la technique d'analyse des classes latentes. Ainsi, puisque cette étude ne vise pas à pratiquer des inférences statistiques sur une population-cible, la définition de la population de référence apparaît moins fondamentale que lors d'une étude où la généralisation des résultats à un groupe d'individus est recherchée.

Les auteurs s'accordent habituellement pour souligner l'importance de disposer d'échantillons suffisamment grands lors de recherches à caractère méthodologique. Malheureusement, les spécialistes ne s'accordent pas encore sur la manière de calculer la taille minimale requise pour ces échantillons (Pedhazur, Pedhazur-Schmelkin, 1991). Toutefois, lorsqu'il s'agit d'analyses

factorielles, plusieurs auteurs s'accordent pour recommander le recrutement d'au moins 200 participants (Crocker & Algina, 1986). Pour leur part, d'autres chercheurs affirment qu'il faut au minimum quatre (Pedhazur, Pedhazur-Schmelkin, 1991) ou cinq (Nunally, 1978) fois plus de participants que d'items lorsqu'on vérifie la structure factorielle de données. Étant donné que toutes ces recommandations peuvent conduire à des propositions substantiellement différentes, nous retiendrons des tailles d'échantillon supérieure à 300 participants. Cette valeur se situe bien au-delà de celles proposées plus haut et correspond à un très bon ratio répondants/variables : 46.9 (375/8) pour le premier échantillon, 310.5 (1 863/6) pour le deuxième échantillon et 280.3 (841/3) pour le troisième échantillon.

La présente étude est donc formée de trois échantillons différents, chacun mesurant un objet d'attitude différent (le port du casque cycliste, la pratique de l'activité physique et l'usage de la cigarette). Pour chacun des objets d'attitude, les sujets devaient répondre à une échelle de type différenciateur sémantique et à une échelle de type multiplicatif. Seuls les répondants ayant répondu à toutes les questions d'attitude ont été retenus pour les fins d'analyse. Cette restriction est imposée par le logiciel d'analyses de classes latentes LACORD qui ne permet pas le traitement des données manquantes.

L'échantillon provenant de l'étude sur le port du casque cycliste est composé de 1 905 sujets. Les analyses ont été effectuées sur les 1 863 étudiants ayant répondu à toutes les questions, soit 98 % de l'échantillon initial. Les participants ont entre 12 et 16 ans, le plus grand nombre se situant autour de 14 ans (34.1 %). Les garçons sont plus nombreux (51.5 %) que les filles (48.5 %). De ces 1863 étudiants, 33.9 % sont en première secondaire, 34.6 % en deuxième secondaire et 31.5 % en troisième secondaire.

Quant à l'étude portant sur la pratique de l'activité physique, l'échantillon est composé de 841 étudiants. Ceux-ci ont en moyenne 13.58 ans ( $ÉT = 1.17$  ans) et les garçons sont plus nombreux (54.8 %) que les filles (45.2 %). Parmi ces participants, 32.3 % sont en première secondaire, 34.1 % en deuxième secondaire, 32.3 % en troisième secondaire et 1.2 % en quatrième secondaire.

Enfin, l'échantillon provenant de l'étude sur l'usage de la cigarette est constitué de 375 répondants dont 63.4 % sont des femmes et 36.6 % sont des hommes : 32.6 % ont entre 18 et 29 ans, 35.1 % ont entre 30 et 39 ans, 14.8 % ont entre 40 et 49 ans et 17.5 % ont 50 ans et plus.

## **Instruments de mesure**

Six questionnaires d'attitude sont utilisés dans cette recherche et ils proviennent tous du domaine de l'éducation pour la santé. De façon plus spécifique, deux échelles d'attitude ont été construites, et ce pour chacun des trois comportements étudiés (port du casque cycliste, pratique de l'activité physique et usage de la cigarette); l'une selon la technique du différenciateur sémantique, l'autre selon la méthode multiplicative.

### **Mesure des attitudes par différenciateur sémantique**

Le questionnaire de type différenciateur sémantique portant sur le port du casque cycliste comprend sept items. Les étudiants interrogés devaient répondre à la question suivante : «Si j'utilise une bicyclette l'été prochain, je crois que le fait de toujours porter un casque cycliste sera pour moi...». Sur une échelle à cinq niveaux, les étudiants indiquaient si le comportement étudié leur semblait : (a) désagréable-agréable, (b) désavantageux-avantageux, (c) indésirable-désirable, (d) dangereux-sécuritaire, (e) ennuyant-intéressant, (f) gênant-amusant, et (g) inutile-utile. Cette échelle présente un coefficient alpha de Cronbach très élevé de .90.



Pour sa part, le questionnaire portant sur la pratique de l'activité physique est composé de trois items. Les étudiants interrogés devaient répondre à la question suivante : «Si, dans mes moments de loisirs au cours de la prochaine année scolaire, j'étais actif(ve) physiquement, ce serait pour moi...». Sur une échelle à 5 niveaux, les étudiants indiquaient si le comportement étudié leur apparaissait : (a) utile-inutile, (b) agréable-ennuyant et (c) avantageux-nuisible. Cette échelle présente un coefficient alpha de Cronbach respectable de .68.

Enfin, le questionnaire portant sur l'attitude face à la cigarette est composé de huit items. Les participants interrogés devaient répondre à la question suivante : «Ne pas fumer la cigarette au cours des six prochains mois, serait pour moi...». Sur une échelle à sept niveaux, les répondants indiquaient si le comportement étudié leur semblait : (a) désagréable-agréable, (b) ennuyant-intéressant, (c) abrutissant-stimulant, (d) plaisant-déplaisant, (e) bon-mauvais, (f) inutile-utile, (g) désavantageux-avantageux et (h) malsain-sain. Cette échelle présente un bon alpha de Cronbach de .74.

### **Mesure des attitudes par la méthode multiplicative**

Le concept d'attitude a également été mesuré par le produit de la combinaison des croyances et de l'évaluation des conséquences qui la

définissent (échelle multiplicative). La force de chacune des conséquences associées au port du casque cycliste se mesurait par la question : «Si tu utilises une bicyclette au cours de l'été prochain, jusqu'à quel point crois-tu probable ou improbable que le fait de toujours porter un casque cycliste pourra te ...». Les items qui servaient d'indicateurs recouvraient les avantages et les désavantages suivants : te sentir en sécurité, te sentir protégé, t'éviter des blessures à la tête, avoir l'air sportif, avoir l'air ridicule, t'attirer les moqueries. Les participants devaient indiquer leurs réponses sur une échelle à cinq niveaux allant de très improbable (-2) à très probable (+2). Dans un second temps, l'évaluation de ces conséquences était réalisée à l'aide de la question suivante : «Si tu portais un casque cycliste l'été prochain, quelle valeur accorderais-tu au fait de...». Les mêmes items qu'à l'étape précédente étaient évalués sur une échelle allant de très indésirable (-2) à très désirable (+2). L'échelle démontre une bonne cohérence interne avec une valeur alpha satisfaisant de .67.

Deuxièmement, la force de chacune des conséquences associées à la pratique de l'activité physique était mesurée par la question suivante: «Jusqu'à quel point es-tu convaincu(e) que si tu t'y impliquais de façon régulière dans tes moments de loisirs, tu pourrais...». Les items utilisés recouvraient les avantages et les désavantages suivants : améliorer ton apparence physique, avoir une meilleure opinion de toi-même, avoir les idées plus claires quant à ton avenir,

être en meilleure forme physique, améliorer tes notes scolaires, être davantage respecté(e) et admiré(e) par les autres et être en meilleure santé. Les participants devaient indiquer leurs réponses sur une échelle à cinq niveaux allant de nullement convaincu(e) (-2) à extrêmement convaincu(e) (+2). Par la suite, les conséquences étaient évaluées à partir de la question suivante : «De façon générale, jusqu'à quel point te sens-tu personnellement préoccupé(e) par chacun des facteurs suivant...». Les participants devaient indiquer leurs réponses sur une échelle allant de nullement préoccupé(e) (-2) à extrêmement préoccupé(e) (+2). La cohérence interne de l'échelle est bonne avec une bonne valeur de coefficient alpha de .73.

Enfin, la force de chacune des conséquences (avantages/désavantages) associées à l'usage de la cigarette, était mesurée à l'aide de la question suivante: «Si au cours des six prochains mois vous ne fumiez pas la cigarette, croyez-vous personnellement qu'au terme de cette période vous aurez...». Les avantages et des désavantages proposés étaient : diminuer les risques de maladie du coeur, assainir l'air, améliorer la santé, retirer un sentiment de satisfaction personnelle, diminuer le risque pour le feu, sacrifier un moyen de relaxation, diminuer le risque du cancer, économiser de l'argent. Les participants devaient indiquer leurs réponses sur une échelle à 7 niveaux allant de extrêmement improbable (-3) à extrêmement probable (+3). Dans un deuxième temps, les conséquences ont été évaluées à l'aide la question

suyvante : «Personnellement, quelle valeur accordez-vous aux dimensions suivantes ...». Ces dimensions étaient évaluées sur une échelle allant de extrêmement bon (-3) à extrêmement mauvais (+3). Le coefficient alpha de l'échelle est élevé à .74.

Tableau 2  
Cohérence Interne des Différentes Échelles d'Attitude

Objet d'attitude	Technique de mesure	Nombre d'items	Valeurs min. et max.	Alpha de Cronbach
Port du casque cycliste	Diff. sémantique	8 items	+1 à +5	.90
	Multiplicative	6 paires d'items	-4 à +4	.67
Pratique de l'activité physique	Diff. sémantique	3 items	+1 à +5	.68
	Multiplicative	7 paires d'items	-4 à +4	.73
Usage de la cigarette	Diff. sémantique	8 items	+1 à +7	.86
	Multiplicative	8 paires d'items	-9 à +9	.74

### Plan d'analyse des données

Dans un premier temps, l'analyse des données s'est faite à l'aide du logiciel SAS (Statistical Analysis System). Des analyses descriptives ont ainsi

permis de cerner les caractéristiques des participants. Par la suite, il a été possible d'obtenir la distribution des résultats pour chacun des items des deux types d'échelle. Cette étape a permis de s'assurer qu'il n'existe aucune donnée manquante. Cette condition est nécessaire en analyse des classes latentes.

Le but de cette recherche étant de comparer le degré d'ajustement de deux types d'échelle d'attitude à différents modèles de classes latentes, nous avons utilisé le logiciel LACORD conçu par Rost (1990). Les données d'attitude provenant de l'échelle de type multiplicatif ont dû être transformées puisque le logiciel LACORD ne permet l'analyse de données brutes négatives. Par exemple, l'échelle multiplicative à l'égard de l'activité physique varie de -4 à +4 (voir le Tableau 2 à la page 50), mais les produits ne peuvent prendre que les valeurs suivantes : -4, -2, -1, 0, +1, +2, +4. Ces valeurs ont donc été transformées pour prendre des valeurs de +1 à +7, respectivement.

La première étape du logiciel LACORD consiste à générer des valeurs de départ pour l'estimation des paramètres de difficulté et de dispersion à l'aide d'un générateur de nombres aléatoires. Différents ensembles de valeurs sont triés par ordre dans le but de trouver une bonne position de départ.

À la deuxième étape, le programme estime à partir de l'algorithme EM les paramètres de difficulté ( $\delta$ ) et de dispersion ( $\theta$ ) de tous les items, et ce pour

les quatre modèles de classes latentes. Pour chacun des items, les différentes valeurs  $\delta$  doivent augmenter en fonction des passages d'une catégorie à une autre. D'autre part, plus le paramètre  $\theta$  est petit, plus le nombre de données extrêmes est grand (Wilson, 1988).

Enfin, le logiciel évalue l'ajustement des modèles en fonction du critère d'Akaike. Plus cette valeur est petite, plus le modèle testé s'ajuste aux données.

**Chapitre III**  
**Analyse des résultats**

Ce chapitre se divise en deux parties distinctes. La première partie traite des résultats descriptifs des différentes échelles d'attitude utilisées. Quant à la deuxième partie, elle consiste en la description des résultats obtenus suite aux analyses de classes latentes effectuées.

### **Données descriptives**

Le tableau 3 montre les moyennes et les écarts-types des items portant sur l'attitude à l'égard du casque cycliste. Les tableaux 4 et 5 fournissent les mêmes renseignements sur l'attitude envers la pratique de l'activité physique et l'attitude envers l'usage de la cigarette, respectivement.

Les données du tableau 3 révèlent que pour l'attitude à l'égard du port du casque cycliste, les moyennes obtenues aux items provenant de l'échelle de type différenciateur sémantique témoignent d'une attitude moyennement favorable. En effet, les moyennes oscillent entre 1.91 et 3.65 alors que la valeur maximale est de 5. Il en est de même pour les items provenant de l'échelle de type multiplicatif qui présentent des moyennes variant entre 3.81 et 5.91 sur une échelle variant de 1 à 7.



Tableau 3

Moyennes et Écarts Types des Items portant sur  
l'Attitude à l'égard du Port du Casque Cycliste

Type d'échelle	Item	<i>M</i>	<i>ÉT</i>
Différenciateur sémantique <sup>1</sup>	1	2.12	1.12
	2	3.49	1.27
	3	2.31	1.16
	4	3.65	1.30
	5	1.91	1.02
	6	4.38	0.84
	7	2.09	1.07
	8	2.04	1.05
Échelle multiplicative <sup>2</sup>	1	4.64	1.36
	2	3.84	1.94
	3	3.81	1.85
	4	5.47	1.43
	5	5.60	1.40
	6	5.91	1.43

<sup>1</sup> minimum = 1, maximum = 5

<sup>2</sup> minimum = 1, maximum = 7

En ce qui concerne l'attitude envers la pratique de l'activité physique (voir le Tableau 4), les moyennes des trois items de l'échelle de type différenciateur sémantique sont très élevées. En effet, les valeurs varient entre 4.00 et 4.27 sur une échelle allant de 1 à 5. Pareillement, les sept items de l'échelle de type multiplicatif présentent des moyennes élevées, soit entre 4.62 et 5.59 sur une échelle allant de 1 à 7.

Tableau 4  
Moyennes et Écarts Types des Items portant sur  
l'Attitude à l'égard de la Pratique de l'Activité Physique

Type d'échelle	Item	<i>M</i>	<i>ÉT</i>
Différenciateur sémantique <sup>1</sup>	1	4.00	0.92
	2	4.27	0.69
	3	4.13	0.68
Multiplicative <sup>2</sup>	1	5.01	0.98
	2	4.88	1.00
	3	4.96	1.30
	4	5.43	1.15
	5	4.85	1.45
	6	4.62	1.12
	7	5.59	1.07

<sup>1</sup> minimum = 1, maximum = 5

<sup>2</sup> minimum = 1, maximum = 7

Enfin, pour l'attitude envers l'usage de la cigarette, les scores moyens obtenus aux items provenant de l'échelle de type différenciateur sémantique sont assez élevés, avec des valeurs variant entre 5.41 et 6.26 sur une échelle allant de 1 à 7. À l'échelle de type multiplicatif, les moyennes varient entre 8.04 et 11.12 sur un maximum théorique de 13.

Tableau 5  
Moyennes et Écarts Types des Items portant sur  
l'Attitude à l'égard de l'usage de la Cigarette

Type d'échelle	Item	<i>M</i>	<i>ÉT</i>
Différenciateur sémantique <sup>1</sup>	1	5.75	1.59
	2	5.75	1.47
	3	5.41	1.56
	4	5.72	1.45
	5	6.26	0.96
	6	5.89	1.41
	7	6.07	1.26
	8	6.21	1.30
Échelle multiplicative <sup>2</sup>	1	10.53	2.47
	2	10.20	3.20
	3	11.12	2.42
	4	10.77	2.62
	5	10.08	2.63
	6	8.04	3.29
	7	10.59	2.61
	8	11.55	2.12

<sup>1</sup> minimum=1, maximum = 7

<sup>2</sup> minimum=1, maximum = 13

## **Analyses de classes latentes**

L'analyse permettant de vérifier le degré d'ajustement des réponses d'attitude provenant des questionnaires aux différents modèles de classes latentes a été réalisée à l'aide du logiciel LACORD. Après l'estimation des paramètres des quatre modèles, LACORD fournit une valeur qui permet la comparaison de ces modèles, c'est-à-dire le critère d'Akaike. Le degré d'ajustement des données à un modèle est, rappelons-le, d'autant plus grand que la valeur du critère d'Akaike est petite.

Les Tableaux 6 et 7 concernent les échelles d'attitude envers le port du casque cycliste. Ils contiennent les valeurs d'Akaike en fonction du nombre de classes latentes, et ce pour les échelles de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif, respectivement. On remarque tout d'abord que quel que soit le nombre de classes latentes testé, les données recueillies s'ajustent beaucoup mieux au modèle de crédit partiel qu'aux autres modèles (voir le Tableau 6). On peut également observer que les données de l'échelle de type multiplicatif s'ajustent mieux au modèle de crédit partiel qu'aux autres modèles, et ce pour tous les types de classes latentes (voir le Tableau 7).

Tableau 6

Valeurs d'Akaike selon Différents Nombres de Classes Latentes pour l'Échelle de Type Différenciateur Sémantique portant sur l'Attitude envers le Port du Casque Cycliste<sup>1</sup>

Nombre de classes latentes	Modèles d'échelonnement			
	Échelle graduée	Dispersion	Intervalles successifs	Crédit partiel
2	35665.26	35281.23	35112.24	<u>34469.24</u>
3	33826.43	33520.23	33350.62	<u>32665.65</u>
4	32962.16	32648.12	32252.35	<u>31884.55</u>
5	32378.36	31925.00	31981.96	<u>31668.55</u>
6	32030.39	31824.00	31464.38	<u>31142.78</u>

<sup>1</sup> Les plus petites valeurs d'Akaike sont soulignées et signifient que le degré d'ajustement des données à ce modèle est supérieur à celui des autres modèles.

Tableau 7

Valeurs d'Akaike selon Différents Nombres de Classes Latentes pour l'Échelle de Type Multiplicatif portant sur l'Attitude envers le Port du Casque Cycliste<sup>1</sup>

Nombre de classes latentes	Modèles d'échelonnement			
	Échelle graduée	Dispersion	Intervalles successifs	Crédit partiel
2	35049.85	35492.26	34485.42	<u>33791.54</u>
3	34147.39	34916.38	33886.85	<u>33300.58</u>
4	33526.84	34625.42	33534.45	<u>32940.97</u>
5	33265.69	34101.57	33026.96	<u>32604.57</u>
6	32881.16	33839.92	32748.00	<u>32291.26</u>

<sup>1</sup> Les plus petites valeurs d'Akaike sont soulignées et signifient que le degré d'ajustement des données à ce modèle est supérieur à celui des autres modèles.

Pour l'attitude à l'égard de la pratique de l'activité physique, le Tableau 8 révèle que pour l'échelle de type différenciateur sémantique, les données s'ajustent davantage au modèle de crédit partiel qu'aux autres modèles, et ce quel que soit le nombre de classes latentes testés. De même, les données de l'échelle de type multiplicatif semblent mieux s'ajuster au modèle à crédit partiel qu'aux autres modèles (voir le Tableau 9).

Tableau 8

Valeurs d'Akaike selon Différents Nombres de Classes Latentes pour l'Échelle de Type Différenciateur Sémantique portant sur l'Attitude envers la Pratique de l'Activité Physique<sup>1</sup>

Nombre de classes latentes	Modèles d'échelonnement			
	Échelle graduée	Dispersion	Intervalles successifs	Crédit partiel
2	4814.53	5148.63	4804.09	<u>4771.88</u>
3	4779.59	4903.96	4765.47	<u>4721.89</u>
4	4655.19	5025.46	4645.21	<u>4641.48</u>
5	4647.64	4775.96	4645.31	<u>4644.79</u>
6	4630.93	4783.96	4636.87	<u>4628.99</u>

<sup>1</sup> Les plus petites valeurs d'Akaike sont soulignées et signifient que le degré d'ajustement des données à ce modèle est supérieur à celui des autres modèles.

Tableau 9

Valeurs d'Akaike selon Différents Nombres de Classes Latentes  
pour l'Échelle de Type Multiplicatif portant  
sur l'Attitude envers la Pratique de l'Activité Physique<sup>1</sup>

Nombre de classes latentes	Modèles d'échelonnement			
	Échelle graduée	Dispersion	Intervalles successifs	Crédit partiel
2	16028.76	17141.79	15869.13	<u>15841.07</u>
3	15895.89	16983.64	15742.76	<u>15709.92</u>
4	15780.17	16825.13	15715.86	<u>15666.13</u>
5	15754.80	16728.65	15661.92	<u>15634.20</u>
6	15714.90	16712.99	15648.77	<u>15607.82</u>

<sup>1</sup> Les plus petites valeurs d'Akaike sont soulignées et signifient que le degré d'ajustement des données à ce modèle est supérieur à celui des autres modèles.

Le Tableau 10 présente les valeurs obtenues à l'échelle d'attitude envers l'usage de la cigarette de type différenciateur sémantique. Les valeurs obtenues à l'échelle de type multiplicatif apparaissent pour leur part au Tableau 11. Pour l'échelle de type différenciateur sémantique, les données s'ajustent le mieux au modèle à intervalles successifs, sauf dans les cas où les données sont regroupées en deux ou trois classes latentes (voir le Tableau 10). Dans ces cas, les données semblent mieux s'ajuster au modèle de crédit partiel. Pour ce qui est de l'échelle multiplicative (voir le Tableau 11), les indices d'Akaike

obtenus démontrent que les données de cette étude s'ajustent davantage au modèle de crédit partiel lorsque celles-ci sont regroupées en deux ou trois classes latentes. Par contre, les données s'ajustent mieux au modèle de dispersion lorsque qu'elles sont regroupées en quatre, cinq ou six classes latentes.

Tableau 10

Valeurs d'Akaike selon Différents Nombres de Classes Latentes pour l'Échelle de Type Différenciateur Sémantique portant sur l'Attitude envers l'usage de la Cigarette<sup>1</sup>

Nombre de classes latentes	Modèles d'échelonnement			
	Échelle graduée	Dispersion	Intervalles successifs	Crédit partiel
2	7220.49	7557.63	7155.37	<u>7126.34</u>
3	6963.46	7195.42	6804.23	<u>6788.18</u>
4	6737.33	7143.90	<u>6574.69</u>	6580.03
5	6690.97	7040.66	<u>6550.23</u>	6565.54
6	6596.54	7022.38	<u>6520.96</u>	6529.79

<sup>1</sup> Les plus petites valeurs d'Akaike sont soulignées et signifient que le degré d'ajustement des données à ce modèle est supérieur à celui des autres modèles.



Tableau 11

Valeurs d'Akaike selon Différents Nombres de Classes Latentes pour l'Échelle de Type Multiplicatif portant sur l'Attitude envers l'usage de la Cigarette<sup>1</sup>

Nombre de classes latentes	Modèles d'échelonnement			
	Échelle graduée	Dispersion	Intervalles successifs	Crédit partiel
2	40204.21	43224.24	52863.63	<u>40099.79</u>
3	42311.53	45180.45	53825.84	<u>41608.20</u>
4	44682.53	<u>42871.69</u>	55147.46	43696.23
5	46546.88	<u>43618.68</u>	56270.68	45157.55
6	45205.51	<u>45078.57</u>	57640.30	47502.17

<sup>1</sup> Les plus petites valeurs d'Akaike sont soulignées et signifient que le degré d'ajustement des données à ce modèle est supérieur à celui des autres modèles.

## **Chapitre IV**

### **Discussion**

L'objectif de cette étude visait à vérifier à quel modèle d'échelonnement s'ajustent le mieux les échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif. À la lumière des résultats des analyses de classes latentes effectuées, il apparaît que les scores provenant d'échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et multiplicatif s'ajustent mieux avec le modèle de crédit partiel qu'avec les autres modèles testés (les modèles sont illustrés à la Figure 4, page 19). Cette conclusion semble d'autant plus juste que les résultats convergent pour deux des trois objets d'attitude étudiés, soit le port du casque cycliste et la pratique de l'activité physique.

En ce qui concerne l'usage de la cigarette, les résultats montrent que les scores d'attitude s'ajustent également davantage au modèle de crédit partiel qu'avec les autres modèles, mais seulement lorsque les données sont regroupées en 2 ou 3 classes latentes. Dans le cas où les scores d'attitudes sont regroupées en 4, 5 ou 6 classes latentes, les données s'ajustent mieux au modèle à intervalles successifs, pour l'échelle de type différenciateur sémantique et au modèle de dispersion pour l'échelle de type multiplicatif.

Il y a donc lieu de croire que les échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et multiplicatif possèdent une métrique où les écarts entre les catégories de réponse diffèrent au sein d'un même item et entre les items d'un même test.

Les résultats de la présente étude diffèrent en partie de ceux obtenus par Rost (1988) pour des échelles de type Likert. En effet, les résultats de son étude démontrent que les réponses obtenues sur une échelle de type Likert semblent mieux s'ajuster au modèle à intervalles successifs qu'au modèle de crédit partiel. Il est à noter que tout comme le modèle de crédit partiel, le modèle à intervalles successifs suppose que les intervalles sont non équidistants au sein d'un même item. Toutefois, contrairement au modèle de crédit partiel, l'un des postulats du modèle de crédit partiel veut que les intervalles soient proportionnels entre les items. À ce stade de notre recherche, il est difficile d'expliquer cette légère, mais non moins négligeable, différence de métrique entre les échelles de type Likert, d'une part, et les échelles de type différenciateur sémantique et multiplicatif, d'autre part. D'autres études devront donc être menées pour tenter de mieux comprendre ce qui pourrait expliquer cette différence.

Avant d'entreprendre de telles études, les chercheurs devraient prendre en compte un certain nombre de facteurs nuisibles. Premièrement, le nombre de catégories de réponse qui influence le nombre de paramètres de difficulté estimés qui ont eux-mêmes un impact sur le coefficient d'Akaike permettant de juger à quel modèle d'échelonnement s'ajustent le mieux les données. Conséquemment, dans des recherches comparatives futures, les chercheurs

devraient s'assurer que le nombre d'items et le nombre de choix de réponse sont identiques entre les types d'échelles d'attitude testées.

Deuxièmement, la taille d'échantillon a une influence directe sur la qualité des estimés des paramètres de difficulté et de dispersion, ainsi que sur le critère d'Akaike. Dans les prochaines études, les échantillons de sujets devraient être comparables d'un objet d'attitude à un autre. Ceci, amène inévitablement à s'interroger sur la validité des estimés obtenus avec l'échelle d'attitude envers l'usage de la cigarette. En effet, puisque cette étude ne comprend que 375 sujets, les estimés obtenus doivent être interprétés avec une grande prudence.

L'importance du rôle des attitudes en éducation et plus spécifiquement dans le domaine de l'éducation pour la santé est maintenant grandement reconnue (Godin, 1988). Puisque les attitudes sont des précurseurs des comportements humains, leur analyse permet aux chercheurs et aux divers intervenants de mieux intervenir auprès des individus pour les inciter à adopter de nouveaux comportements ou à modifier d'anciens comportements. Il est évident que l'élaboration de programmes d'interventions éducatives sur le plan de la santé passe d'abord et avant tout par la connaissance des facteurs psychosociaux qui déterminent l'adoption d'un comportement. Dans cette optique une place prépondérante doit être apportée à la mesure des attitudes

en éducation à la santé. D'un point de vue métrique, il est souhaitable toutefois que les chercheurs qui utilisent ces échelles d'attitude soient conscients des contraintes réelles associées à l'interprétation des scores additifs.

À cet égard il existe plusieurs types d'échelles de mesure d'attitude (p. ex., Likert, différenciateur sémantique, multiplicatif, Thurstone, Guttman, etc). Les chercheurs, les intervenants, de même que les enseignants doivent donc prendre conscience des propriétés métriques rattachées à chaque échelle de mesure ainsi que de leurs limites. À titre d'exemple, à la lumière des résultats obtenus relativement à nos deux types d'échelle d'attitude, nous pouvons affirmer qu'au-delà du fait connu qu'il est erroné d'affirmer qu'un item présentant une moyenne de quatre reflète une attitude deux fois plus élevée qu'un item présentant une moyenne de deux, les chercheurs doivent également être conscients que le degré d'attitude (ou par extension, d'habileté en français) reflété par deux items ayant la même moyenne n'est pas nécessairement le même. Par voie de conséquence, il est tout à fait probable que deux étudiants présentant la même moyenne à un quelconque examen ou questionnaire n'aient pas en réalité le même niveau d'habileté en regard de la matière enseignée ou du trait évalué. Tous les enseignants de tous les ordres d'enseignement devraient tendre à évaluer les étudiants sur la base de ces limites d'interprétation.

Plusieurs auteurs font référence à la théorie de réponse aux items (TRI) comme avenue de solutions possibles aux problèmes soulevés précédemment. Les analyses de la TRI permettent en effet de raffiner l'analyse du positionnement des individus sur une échelle standardisée. De plus, cette méthode d'analyse permet d'obtenir des scores de façon indépendante de l'échantillon et des individus sélectionnés (Hambleton, Swaminathan, & Dukes, 1991). Les analyses effectuées à l'aide des modèles de classes latentes permettent donc de mieux interpréter les résultats obtenus à un test d'attitude à l'aide des échelles de type différenciateur sémantique et multiplicatif. Bref, ces développements théoriques récents fournissent donc une base pour déterminer les propriétés métriques de divers tests d'attitude.

En terminant, il convient de formuler certaines remarques importantes à l'égard de l'étude effectuée. D'abord, ce genre d'analyse d'items n'est pas très convivial et il n'existe pas encore de tests statistiques permettant de comparer les différents modèles de classes latentes relativement au degré d'ajustement des données. De plus, pour être efficaces et précis, les logiciels effectuant ce genre d'analyses requièrent l'utilisation d'un nombre relativement élevé de sujets, ce qui n'est pas toujours le cas en sciences humaines. Enfin, des analyses de classes latentes devraient être effectuées sur d'autres objets d'attitude avant de pouvoir tirer une conclusion définitive sur le degré d'ajustement des scores d'attitude à un modèle particulier de classes latentes.

## **Conclusion**



Cette recherche a tenté de dégager les propriétés métriques d'échelles d'attitude couramment utilisées en sciences de l'éducation. Les analyses de classes latentes ont permis de faire ressortir à quel modèle d'échelonnement correspondent le mieux les échelles d'attitude de type différenciateur sémantique et de type multiplicatif. Le choix de ce type d'analyse statistique était ici tout indiqué puisque, contrairement à la théorie classique des tests, la théorie des classes latentes permet l'examen des patrons de réponses plutôt que le score total traditionnel.

Les analyses de classes latentes ont démontré que les scores provenant d'échelle de type différenciateur sémantique et multiplicative s'ajustaient mieux au modèle de crédit partiel qu'aux modèles à échelle graduée, de dispersion et à intervalles successifs. Le modèle de crédit partiel suppose qu'il n'existe aucune restriction sur les intervalles, c'est-à-dire que les écarts entre les paramètres de difficulté diffèrent au sein d'un même item et entre les items d'un test.

Une des principales forces de ce mémoire réside principalement dans le type d'analyse utilisé pour parvenir à en comprendre davantage sur les propriétés métriques des deux types d'échelle utilisés, soit les échelles de type différenciateur sémantique et multiplicatif. Les analyses de classes latentes ont

en effet permis d'analyser beaucoup plus en détails les réponses des participants que ne le permet la théorie classique des tests.

## Références

- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). Understanding attitudes and predicting social behavior. Englewood Cliffs, NJ : Prentice-Hall.
- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. Psychometrika, 53, 317-332.
- Andrich, A. (1982). An extension of the Rasch model for rating providing both location and dispersion parameters. Psychometrika, 47, 105-113.
- Andrich, A. (1978). A rating formulation for ordered response categories. Psychometrika, 43, 561-573.
- Bock, R. D., Mislevy, R., & Woodson, C. (1982). The next stage in educational assessment. Educational Researcher, 4, 4-16.
- Bozdogan, H. (1982). Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. Psychometrika, 3, 345-370.
- Clogg, C. C. (1979). Some latent structure models for the analysis of Likert-type data. Social Science Research, 8, 287-301.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). Introduction to classical and modern test theory. NY: CBS College Publishing.

- De Ayala, R. J. (1993). An introduction to polytomous item response theory models. Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 25, 172-189.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. Journal of the Royal Statistical Society, 39, 1-38.
- Doll, J., & Ajzen, I. (1992). Accessibility and stability of predictors in the theory of planned behavior. Journal of Personality and Social Psychology, 63, 754-765.
- Fazio, R. H. (1995). Attitudes as object-evaluation associations: Determinants, consequences, and correlates of attitude accessibility. In R. E. Petty & J. A. Krosnick (Eds.), Attitude strength: Antecedents and consequences. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Fazio, R. H. (1990). Multiple processes by which attitudes guide behavior: The MODE model as an integrative framework. In M. P. Zanna (Ed.), Advances in experimental social psychology (Vol. 11, pp. 74-97). Newbury Park, CA: Sage.

- Fazio, R. H. (1986). How do attitudes guide behavior? In R.M. Sorrentino & E. T. Higgins (Eds.), Handbook of motivation and cognition: Foundations of social behavior (pp. 204-243). New-York: Guilford Press.
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research. Reading, MA : Addison-Wesley.
- Gable, R. K., & Wolf, M. B. (1993). Instrument development in the affective domain: Measuring attitudes and values in corporate and school settings (2nd ed.). Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Godin, G. (1988). Les fondements psychosociaux dans l'étude des comportements reliés à la santé. La promotion de la santé: Concepts et stratégies d'action. Santé et Société, 2, 5-25.
- Goodman, L. A. (1974). The analysis of systems of qualitative variables when some of the variables are unobservable. Part I - A modified latent structure approach. American Journal of Sociology, 79, 1179-1259.
- Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (1985). Item response theory: Principles and applications. Boston: Kluwer.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Dukes, R. L. (1991). Fundamentals of item response theory. Newbury Park, CA: Sage.

- Hattie, J. (1984). An empirical study of various indices for determining unidimensionality. Multivariate Behavioral Research, 19, 49-78.
- Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. Applied Psychological Measurement, 9, 139-164.
- Koch, W. R., & Dodd, B. G. (1995). An investigation of procedures for computerized adaptive testing using the successive intervals Rasch model. Educational and Psychological Measurement, 55, 976-990.
- Krosnick, J. A., & Petty, R. E. (1995). Attitude strength: An overview. In R. E. Petty & J. A. Krosnick (Eds.), Attitude strength: Antecedents and consequences (pp. 1-24). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Lord, F. M. (1980). Applications of item response theory to practical testing problems. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Lord, F. M. (1952). A theory of test scores. Psychometric Monographs, No. 7. Chicago: University of Chicago Press.
- Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). Statistical theories of mental test scores. Reading MA: Addison-Wesley.
- Masters, G. N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. Psychometrika, 47, 149-174.

- McGuire, W. J. (1985). Attitudes and attitudinal change. In G. Lindzey & E. Aronson (Eds.), The handbook of social psychology (Vol. 2, pp. 233-246). Reading, MA: Addison-Wesley.
- Nunally, J. C. (1978). Psychometric theory (2nd ed.). NY: McGraw-Hill.
- Osgood, C. E., Suci, G. J., & Tannenbaum, P. H. (1957). The measurement of meaning. Urbana: University of Illinois Press.
- Pedhazur, E. J., & Pedhazur-Schmelkin, L. (1991). Measurement, design, and analysis: An integrated approach. NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Pedler, P. (1988). Accounting for psychometric dependence with a class of latent trait models. Unpublished doctoral dissertation. University of Western Australia.
- Rasch, G. (1960). Probabilistic models for some intelligence and attainment tests. Copenhagen: Danish Institute for Educational Research.
- Rost, J. (1985). A latent class model for rating data. Psychometrika, 50, 37-49.
- Rost, J. (1988). Measuring attitude with a threshold model drawing on a traditional scaling. Applied Psychological Measurement, 12, 397-409.



Rost, J. (1988). Rating scale analysis with latent class models. Psychometrika, 53, 327-348.

Smith, R. M. (1987). Assessing partial knowledge in vocabulary. Journal of Educational Measurement, 24, 217-231.

Thurstone, L. L. (1928). Attitudes can be measured. American Journal of Sociology, 33, 529-554.

Wilson, M. (1988). Detecting and interpreting local item dependence using a family of Rasch models. Applied Psychological Measurement, 12, 353-364.

## **Appendices**

**Appendice A**

**Questionnaire d'attitude à l'égard  
du port du casque cycliste**

**Échelle de type multiplicatif :**  
**port du casque cycliste**

**Lorsque tu utilises ta bicyclette, jusqu'à quel point crois-tu *probable ou improbable* que le fait de porter régulièrement un casque cycliste puisse :**

a) te donner un air sportif

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable	improbable	ni l'un ni l'autre	probable	très probable	

b) te donner un air ridicule

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable	improbable	ni l'un ni l'autre	probable	très probable	

c) t'attirer des moqueries (faire rire de soi)

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable	improbable	ni l'un ni l'autre	probable	très probable	

d) te permettre de te sentir en sécurité

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable	improbable	ni l'un ni l'autre	probable	très probable	

e) te permettre de te sentir protégé en cas de chutes

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable	improbable	ni l'un ni l'autre	probable	très probable	

f) t'éviter les blessures à la tête

IMPROBABLE						PROBABLE
	très improbable	improbable	ni l'un ni l'autre	probable	très probable	

☺ Si tu portes un casque cycliste, quelle valeur accordes-tu au fait de :

a) avoir un air sportif

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable	indésirable	ni l'un ni l'autre	désirable	très désirable	

b) avoir un air ridicule

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable	indésirable	ni l'un ni l'autre	désirable	très désirable	

c) attirer les moqueries (faire rire de soi)

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable	indésirable	ni l'un ni l'autre	désirable	très désirable	

d) te sentir en sécurité

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable	indésirable	ni l'un ni l'autre	désirable	très désirable	

e) te sentir protégé en cas de chutes

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable	indésirable	ni l'un ni l'autre	désirable	très désirable	

f) éviter les blessures à la tête

INDÉSIRABLE						DÉSIRABLE
	très indésirable	indésirable	ni l'un ni l'autre	désirable	très désirable	

**Échelle de type différenciateur sémantique :**  
**port du casque cycliste**

☺ Je crois que le fait de toujours porter un casque cycliste, lorsque j'utilise ma bicyclette, sera pour moi :

AGRÉABLE						DÉSAGRÉABLE
	très agréable	agréable	ni l'un ni l'autre	désagréable	très désagréable	

AVANTAGEUX						DÉSAVANTAGEUX
	très avantageux	avantageux	ni l'un ni l'autre	désavantageux	très désavantageux	

DÉSIRABLE						INDÉSIRABLE
	très désirable	désirable	ni l'un ni l'autre	indésirable	très indésirable	

UTILE						INUTILE
	très utile	utile	ni l'un ni l'autre	inutile	très inutile	

PLAISANT						DÉPLAISANT
	très plaisant	plaisant	ni l'un ni l'autre	déplaisant	très déplaisant	

SÉCURITAIRE						DANGEREUX
	très sécuritaire	sécuritaire	ni l'un ni l'autre	dangereux	très dangereux	

INTÉRESSANT						ENNUYANT
	très intéressant	intéressant	ni l'un ni l'autre	ennuyant	très ennuyant	

GÉNANT						AMUSANT
	très gênant	gênant	ni l'un ni l'autre	amusant	très amusant	

## **Appendice B**

### **Questionnaire d'attitude à l'égard de la pratique de l'activité physique**

**Échelle de type multiplicatif :**  
**pratique de l'activité physique**

**De façon générale, jusqu'à quel point te sens-tu personnellement préoccupé(e) par chacun des facteurs suivants:**

(Si tu y penses souvent, C'est que ça te préoccupe...)

**B1: ton apparence physique...**

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)

**B2: l'opinion que tu as de toi-même...**

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)

**B3: ton avenir...**

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)

**B4: ta forme physique...**

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)



B5: ta réussite scolaire...

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)

B6: ce que les autres pensent de toi...

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)

B7: ta santé...

/nullement préoccupé(e)  
/peu préoccupé(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez préoccupé(e)  
/extrêmement préoccupé(e)

**Jusqu'à quel point es-tu convaincu(e) que si tu t'y impliquais de façon régulière dans tes moments de loisirs, tu pourrais:**

B1: améliorer ton apparence physique...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

B2: avoir une meilleure opinion de toi-même...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

B3: avoir les idées plus claires quant à ton avenir...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

B4: être en meilleure forme physique...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

B5: améliorer tes notes scolaires...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

B6: être davantage respecté(e) et admiré(e) pas les autres...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

B7: être en meilleure santé...

/nullement convaincu(e)  
/peu convaincu(e)  
/je ne sais pas trop  
/assez convaincu(e)  
/extrêmement convaincu(e)

**Échelle de type différenciateur sémantique :**  
**pratique de l'activité physique**

**Si, dans mes moments de loisirs au cours de la prochaine année scolaire, j'étais actif(ve) physiquement, ce serait pour moi:**

E1:                    /extrêmement utile  
                          /assez utile  
                          /je ne sais pas trop  
                          /assez inutile  
                          /extrêmement inutile

E2:                    /extrêmement agréable  
                          /assez agréable  
                          /je ne sais pas trop  
                          /assez ennuyant  
                          /extrêmement ennuyant

E3:                    /extrêmement avantageux  
                          /assez avantageux  
                          /je ne sais pas trop  
                          /assez nuisible  
                          /extrêmement nuisible

## **Appendice C**

**Questionnaire sur l'attitude à  
l'égard de l'usage de la cigarette**

### Échelle de type multiplicatif : usage de la cigarette

**Si, au cours des 6 prochains mois, vous ne fumez pas la cigarette, croyez-vous personnellement qu'au terme de cette période, vous aurez :**

a) Diminué votre risque d'une maladie du coeur

PROBABLE	extrêmement probable	très probable	assez probable	ni l'un ni l'autre	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable	IMPROBABLE

b) Assaini l'air ambiant

IMPROBABLE	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable	ni l'un ni l'autre	extrêmement probable	très probable	assez probable	PROBABLE

c) Amélioré votre santé

PROBABLE	extrêmement probable	très probable	assez probable	ni l'un ni l'autre	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable	IMPROBABLE

d) Retiré un sentiment de satisfaction personnelle

PROBABLE	extrêmement probable	très probable	assez probable	ni l'un ni l'autre	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable	IMPROBABLE

e) Diminué le risque pour le feu

PROBABLE	extrêmement probable	très probable	assez probable	ni l'un ni l'autre	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable	IMPROBABLE

f) Sacrifié un moyen de relaxation

IMPROBABLE							PROBABLE
	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable	ni l'un ni l'autre	extrêmement probable	très probable	assez probable

g) Diminué votre risque d'un cancer

PROBABLE							IMPROBABLE
	extrêmement probable	très probable	assez probable	ni l'un ni l'autre	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable

h) Économisé de l'argent

PROBABLE							IMPROBABLE
	extrêmement probable	très probable	assez probable	ni l'un ni l'autre	assez improbable	très improbable	extrêmement improbable

**Personnellement, quelle valeur accordez-vous aux dimensions suivantes :**

a) Diminuer votre risque d'une maladie du coeur

BON							MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais

b) Assainir l'air ambiant

MAUVAIS							BON
	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais	ni l'un ni l'autre	extrêmement bon	très bon	assez bon

c) Améliorer votre santé

BON							MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais

d) Retirer un sentiment de satisfaction personnelle

BON							MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais

e) Diminuer le risque pour le feu

BON							MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais



f) Sacrifier un moyen de relaxation

MAUVAIS							BON
	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais	ni l'un ni l'autre	extrêmement bon	très bon	

g) Diminuer votre risque d'un cancer

BON							MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	

h) Économiser de l'argent

BON							MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	

## Échelle de type différenciateur sémantique : usage de la cigarette

Ne pas fumer la cigarette au cours des 6 prochains mois, serait pour vous :

AGRÉABLE								DÉSAGRÉABLE
	extrêmement agréable	très agréable	assez agréable	ni l'un ni l'autre	assez désagréable	très désagréable	extrêmement désagréable	
INTÉRESSANT								ENNUYANT
	extrêmement intéressant	très intéressant	assez intéressant	ni l'un ni l'autre	assez ennuyant	très ennuyant	extrêmement ennuyant	
ABRUTISSANT								STIMULANT
	extrêmement abrutissant	très abrutissant	assez abrutissant	ni l'un ni l'autre	assez stimulant	très stimulant	extrêmement stimulant	
PLAISANT								DÉPLAISANT
	extrêmement plaisant	très plaisant	assez plaisant	ni l'un ni l'autre	assez déplaisant	très déplaisant	extrêmement déplaisant	
BON								MAUVAIS
	extrêmement bon	très bon	assez bon	ni l'un ni l'autre	assez mauvais	très mauvais	extrêmement mauvais	
INUTILE								UTILE
	extrêmement inutile	très inutile	assez inutile	ni l'un ni l'autre	assez utile	très utile	extrêmement utile	
AVANTAGEUX								DÉSAVANTAGEUX
	extrêmement avantageux	très avantageux	assez avantageux	ni l'un ni l'autre	assez désavantageux	très désavantageux	extrêmement désavantageux	
MALSAIN								SAIN
	extrêmement malsain	très malsain	assez malsain	ni l'un ni l'autre	assez sain	très sain	extrêmement sain	