

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ À L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À CHICOUTIMI

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN PSYCHOLOGIE

OFFERTE À

L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À CHICOUTIMI

EN VERTU D'UN PROTOCOLE D'ENTENTE

AVEC L'UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

PAR

JULIE BOUCHARD

VALIDATION DE LA VERSION FRANÇAISE DU *AGGRESSION*

*QUESTIONNAIRE* AUPRÈS DE DEUX ÉCHANTILLONS : ÉTUDIANTS

UNIVERSITAIRES (ÉTUDE 1) ET ADULTES NON-RECRUTÉS EN MILIEU

UNIVERSITAIRE (ÉTUDE 2)

MAI 2007



### **Mise en garde/Advice**

Afin de rendre accessible au plus grand nombre le résultat des travaux de recherche menés par ses étudiants gradués et dans l'esprit des règles qui régissent le dépôt et la diffusion des mémoires et thèses produits dans cette Institution, **l'Université du Québec à Chicoutimi (UQAC)** est fière de rendre accessible une version complète et gratuite de cette œuvre.

Motivated by a desire to make the results of its graduate students' research accessible to all, and in accordance with the rules governing the acceptance and diffusion of dissertations and theses in this Institution, the **Université du Québec à Chicoutimi (UQAC)** is proud to make a complete version of this work available at no cost to the reader.

L'auteur conserve néanmoins la propriété du droit d'auteur qui protège ce mémoire ou cette thèse. Ni le mémoire ou la thèse ni des extraits substantiels de ceux-ci ne peuvent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

The author retains ownership of the copyright of this dissertation or thesis. Neither the dissertation or thesis, nor substantial extracts from it, may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

## Sommaire

La présente étude avait pour but d'évaluer la validité de la version française du *Aggression Questionnaire* (AQ; Buss & Perry, 1992) réalisée par Côté et Lalumière (1999) auprès de deux échantillons : un échantillon d'étudiants universitaires (Étude 1) et un échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire (Étude 2). Aussi, la présente étude comporte deux études. L'étude 1 visait à vérifier la validité de la structure factorielle, la cohérence interne, la corrélation entre les échelles, la différence de moyenne entre les sexes, de même que la fidélité test-retest de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999) auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires. L'échantillon de l'Étude 1 est composé de 244 étudiants universitaires (69 hommes et 173 femmes) âgés de 19 à 67 ans ( $M = 24,30$ ;  $ET = 7,11$ ) inscrits à un cours de 1<sup>er</sup> cycle du Département des sciences de l'éducation et de psychologie de l'Université du Québec à Chicoutimi. Les participants ont répondu à la version française du AQ en groupe au début d'une période de cours à deux reprises à un intervalle de 6 semaines. Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance confirment la structure à quatre facteurs de la version originale de l'instrument auprès des étudiants universitaires. De même, les résultats indiquent une bonne cohérence interne de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999) ainsi que des corrélations significatives entre toutes les échelles de l'instrument. De plus, les résultats révèlent des différences significatives entre les hommes et les femmes aux facteurs Agression Physique, Agression Verbale et au Score total. En revanche, aucune différence significative entre les hommes et les

femmes étudiants universitaires n'a été retrouvée aux facteurs Colère et Hostilité. Enfin, les résultats des corrélations test-retest indiquent une bonne stabilité temporelle de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999) auprès des étudiants universitaires. L'Étude 2 visait à vérifier la validité de la structure factorielle, la cohérence interne, la corrélation entre les échelles, la différence de moyenne entre les sexes, de même que la validité de critère de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999) auprès d'un échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. L'échantillon se compose de 161 adultes (76 hommes et 85 femmes) âgés de 18 à 75 ans ( $M = 38,35$ ;  $ET = 14,22$ ) recrutés via le Mouvement Retrouvailles, des annonces dans les journaux, sur les ondes de stations de radio, et par le biais d'annonces affichées dans différents milieux de la province de Québec. Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance confirment la structure à quatre facteurs de la version originale du AQ auprès des adultes. De même, les résultats indiquent une bonne cohérence interne de la version française de l'instrument ainsi que des corrélations significatives entre toutes les échelles du AQ. Aussi, les résultats révèlent des différences significatives entre les hommes et les femmes de l'échantillon d'adultes aux facteurs Agression Physique, Agression Verbale et au Score total. Par ailleurs, aucune différence significative n'a été retrouvée aux facteurs Colère et Hostilité. Enfin, les résultats des corrélations entre les échelles et le score total du NEO-PI-R (Costa & McCrae, 1992), du *Childhood and Adolescence Psychopathy Scale* (CAP; Seto, Khattar, Lalumière, & Quinsey, 1997) et de l'adaptation papier-crayon du *Questionnaire sur la délinquance de*

*Leblanc* (Côté & Lalumière, 1999c) révèlent une bonne validité de critère de la version française de l'instrument auprès des adultes non-recrutés en milieu universitaire. La discussion présente quelques interprétations possibles des résultats obtenus ainsi que les perspectives de recherches ultérieures.

## *Tables des matières*

Sommaire.....	ii
Liste des Tableaux.....	viii
Liste des Figures.....	x
Remerciements.....	xi
Introduction.....	1
Contexte théorique.....	2
<i>Le Aggression Questionnaire</i> .....	2
Structure factorielle.....	3
Cohérence interne.....	10
Corrélations entre les échelles.....	11
Différences entre les hommes et les femmes.....	12
Normes de cotation.....	13
Fidélité.....	14
Validité de critère.....	15
Validité concomitante.....	16
Validité discriminante.....	18
La présente étude.....	19
Objectif et Hypothèses de recherche.....	20
Étude 1 : Étudiants universitaires.....	20
Étude 2 : Adultes non-recrutés en milieu universitaires.....	21
Étude 1 : Étudiants universitaires.....	24
Méthode.....	24

Déroulement.....	24
Participants.....	25
Instruments de mesure.....	26
Caractéristiques sociodémographiques.....	26
<i>Aggression Questionnaire</i> .....	26
Stratégies d'analyse.....	27
Résultats.....	28
Analyses descriptives.....	28
Analyses exploratoires.....	31
Analyse factorielle confirmatoire.....	32
Spécification du modèle théorique.....	33
Estimation du modèle théorique.....	33
Cohérence interne.....	38
Corrélations entre les échelles.....	42
Différences entre les hommes et les femmes.....	43
Fidélité test-retest.....	45
Discussion.....	46
Étude 2 : Adultes non-recrutés en milieu universitaire.....	51
Méthode.....	51
Déroulement.....	51
Participants.....	53
Instruments de mesure.....	53
Caractéristiques sociodémographiques.....	53

Instruments de mesure.....	53
Caractéristiques sociodémographiques.....	53
<i>Aggression Questionnaire</i> .....	54
<i>Childhood and Adolescence Psychopathy Scale</i> .....	54
Adaptation du <i>Questionnaire sur la délinquance</i> <i>de Leblanc</i> .....	54
<i>NÉO-PI-R</i> .....	55
Stratégies d'analyse.....	55
Résultats.....	56
Analyses descriptives.....	57
Analyses exploratoires.....	59
Analyse factorielle confirmatoire.....	60
Spécification du modèle théorique.....	61
Estimation du modèle théorique.....	61
Cohérence interne.....	65
Corrélations entre les échelles.....	68
Différences entre les hommes et les femmes.....	69
Validité de critère.....	71
Discussion.....	74
Conclusion.....	79
Références.....	81



*Liste des Tableaux*

Tableau 1 :	Poids factoriels des 29 items du AQ auprès des trois sous-échantillons de l'étude de Buss & Perry (1992).....	5
Tableau 2 :	Caractéristiques sociodémographiques des étudiants universitaires.....	30
Tableau 3 :	Indices d'ajustement du modèle factoriel de la version Française du AQ suite à l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance pour les étudiants universitaires.....	37
Tableau 4 :	Poids factoriels standardisés des 29 items de la version française du AQ pour les étudiants universitaires.....	39
Tableau 5 :	Coefficients alpha de Cronbach et coefficients de corrélations entre les échelles de la version française du AQ pour les étudiants universitaires.....	41
Tableau 6 :	Analyses de différences de moyenne pour les hommes et les femmes étudiants universitaires aux échelles et au score total de la version française du AQ.....	44
Tableau 7 :	Coefficients de corrélations test-retest pour les échelles et le score total de la version française du AQ pour les étudiants universitaires.....	47
Tableau 8 :	Caractéristiques sociodémographiques des adultes.....	58
Tableau 9 :	Indices d'ajustement du modèle factoriel de la version française du AQ suite à l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance pour les adultes.....	63

*Liste des Tableaux (suite)*

Tableau 10 :	Poids factoriels standardisés des 29 items de la version française du AQ pour les adultes.....	64
Tableau 11 :	Coefficients alpha de Cronbach et coefficients de corrélations entre les échelles de la version française du AQ pour les adultes.....	67
Tableau 12 :	Analyses de différences de moyenne pour les hommes et les femmes étudiants adultes aux échelles et au score total de la version française du AQ.....	70
Tableau 13 :	Coefficients de corrélation $r$ de Pearson entre les échelles et le score total du NEO-PI-R, CAP, de l'adaptation papier-crayon du Leblanc, et de la version française du AQ pour les adultes.....	72

*Liste des Figures*

Figure 1 :	Modèle théorique hypothétique de la version française du AQ pour les étudiants universitaires et les adultes.....	34
Figure 2 :	Modèle théorique multidimensionnel de la version française du AQ pour les étudiants universitaires.....	40
Figure 3 :	Modèle théorique multidimensionnel de la version française du AQ pour les adultes.....	66

### *Remerciements*

Je désire remercier toutes les personnes qui, par leur intérêt et leur aide, ont permis de mener à bien cette recherche. Ces remerciements s'adressent particulièrement à ma directrice de recherche, le Dre Karine Côté, pour sa grande disponibilité, sa rigueur et son support constant, sans qui la réalisation de ce mémoire n'aurait été possible.

Aussi, je désire remercier monsieur Maxime Tremblay, étudiant au doctorat en psychologie à l'Université d'Ottawa, pour sa disponibilité et ses conseils lors des analyses statistiques et la rédaction des résultats.

Des remerciements sont aussi adressés aux participants qui ont accepté de prendre part à cette étude. J'aimerais donc remercier les étudiants de l'Université du Québec à Chicoutimi de même que les participants adultes de l'EDPPAN qui ont généreusement accepté de participer à cette étude.

Je souhaite aussi remercier mesdames Lyne Simard, Nathalie Lavoie et Marie-Claude St-Gelais, professeurs et chargés de cours au département d'éducation et de psychologie de l'Université du Québec à Chicoutimi pour leur précieuse collaboration. De même, je remercie les membres de l'équipe de recherche de l'EDPPAN pour avoir permis d'utiliser les données recueillies pour les fins de la présente étude.

Enfin, je souhaite exprimer toute ma reconnaissance à mes parents, à mon frère, à mon conjoint, Jean-François, de même qu'à mes deux fils, Charles et Émile, pour leur patience, leur confiance et leur grand soutien tout au long de la réalisation de ce projet.

## *Introduction*

Depuis les dernières décennies, le construit de l'agression a suscité un grand intérêt chez les chercheurs et a fait l'objet de nombreuses études. Bien que le construit de l'agression ait été élaboré selon différents modèles théoriques, la plupart des auteurs s'entendent pour dire que l'agression constitue un concept multidimensionnel (Bandura, 1973; Buss & Durkee, 1957; Buss & Perry, 1992; Dollard, Doob, Miller, Mowrer, & Sears, 1939; Zillmann, 1979).

C'est à la définition de l'agression et à une façon de l'évaluer que Buss a consacré plusieurs de ses travaux (Buss, 1961; Buss, 1988; Buss & Durkee, 1957; Buss & Perry, 1992). Selon Buss (1988), l'agression impliquerait l'action de blesser ou de faire du tort à un autre individu ou de tenter de le faire. Par ailleurs, Buss (1988) conceptualise l'agression à travers plusieurs dimensions qui peuvent être rassemblées selon trois aspects: moteur, affectif et cognitif. L'aspect moteur de l'agression inclut différentes manières, physiques ou verbales, de blesser ou de faire du tort à une autre personne. La composante affective, qui consiste en la colère et qui est l'une des émotions fondamentales d'expression biologique et transculturelle, inclut deux aspects : l'expression corporelle (v.g., le visage et le corps manifestent une expression) et les changements physiologiques complexes préparant le corps au combat (v.g., l'augmentation du sang dans les muscles, l'élévation des battements de cœur, de la pression sanguine et de la respiration). La composante cognitive est l'hostilité qui consiste généralement à ne pas aimer ou à détester quelqu'un. Buss (1988) précise que l'hostilité se distingue de la colère dans la mesure où l'hostilité n'implique aucun aspect anatomique ou

expressif de la colère alors que la colère permet d'observer des manifestations faciales et corporelles. En effet, la colère serait un état d'excitation élevée et cette excitation ne pourrait être réduite que par l'exercice physique ou par l'agression. De plus, l'hostilité requiert des cognitions avancées et est donc présente uniquement chez les espèces ayant un type de cognition à la base d'un langage humain avancé, i.e., les enfants plus âgés et les adultes.

### *Contexte théorique*

#### *Le Aggression Questionnaire*

Jusqu'à récemment, le *Hostility Inventory* de Buss et Durkee (BDHI; 1957) était l'un des instruments les plus utilisés pour évaluer l'agression (Bushman, Cooper, & Lemke, 1991). En effet, dans une méta-analyse sur le sujet, Bushman et al. (1991) rapportent 242 citations dans le Social Science Citation Index entre 1960 et 1988. Le BDHI contient 75 items de format vrai ou faux qui évaluent 7 dimensions de l'agression: 1) Assaut; 2) Aggression Indirecte; 3) Irritabilité; 4) Négativisme; 5) Ressentiment; 6) Soupçon; et 7) Aggression Verbale. Ces échelles ont été établies a priori et ne reposent sur aucune analyse factorielle des items. L'analyse factorielle subséquente réalisée par Buss et Durkee (1957) a rapporté deux facteurs : 1) Agressivité Verbale et 2) Hostilité. Les quelques études qui se sont par la suite intéressées à la structure factorielle de l'instrument ont mené à des résultats similaires mais non identiques. En effet, ces études rapportent une structure à deux facteurs de l'instrument où les dimensions Physique et Verbale de l'agression sont combinées pour former un seul facteur alors que le second facteur Hostilité consiste en une combinaison des dimensions

Ressentiment, Soupçon, et Irritabilité (Bending, 1962; Edmunds & Kendrick, 1980). Étant donné ces différences de résultats, Buss et Perry (1992) ont vu la nécessité de mettre au point un nouvel instrument inspiré largement du BDHI : le *Aggression Questionnaire* (AQ). Le AQ permet d'évaluer l'agression humaine selon quatre dimensions (i.e., Agression Verbale, Agression Physique, Colère et Hostilité) et est largement utilisé dans la communauté scientifique de plusieurs pays (Bushman, 1995; Bushman et al., 1991; Harris, 1996; Lovas, & Trenkova, 1996; O'Connor, Archer, & Wu, 2001; Meesters, Muris, Bosma, Schouten, & Beuving, 1996; Williams, Boyd, Cascardi, & Poythress 1996). C'est donc dans le but de fournir un instrument de mesure rencontrant les standards psychométriques actuels que Buss et Perry (1992) ont élaboré le AQ. Les auteurs ont retenu la plupart des items du BDHI alors que certains ont été supprimés ou modifiés et d'autres ont été ajoutés afin de créer un ensemble initial de 52 items.

L'instrument a été administré à un échantillon total de 1 253 participants étudiants universitaires (612 hommes; 641 femmes) inscrits à un cours d'introduction en psychologie et âgés pour la plupart entre 18 et 20 ans.

L'échantillon a été divisé en trois sous-échantillons de 406, 448 et 399 participants. Les participants ont répondu à chaque item sur une échelle en 5 points de type Likert allant de 1 (me ressemble vraiment) à 5 (ne me ressemble pas du tout).

*Structure factorielle.* Buss et Perry (1992) ont d'abord soumis la matrice corrélationnelle des 52 items de l'agression pour le premier sous-échantillon ( $n = 406$ ) à une analyse factorielle exploratoire avec extraction de type « Principal

Axis Factoring » suivie d'une rotation oblique de type « Oblimin » puisque les auteurs assumaient que les quatre facteurs latents étaient liés entre eux. Deux critères dans la sélection des items ont été utilisés. D'abord, l'item sélectionné devait obtenir un seuil de saturation d'au moins 0,35 sur un facteur mais obtenir un seuil de saturation de moins de 0,35 sur tous les autres facteurs. Ensuite, ces spécifications avaient à être rencontrées pour les trois sous-échantillons. De l'ensemble des 52 items de départ, 29 items ont rencontré ces deux critères et ont ainsi constitué le AQ. Les résultats obtenus ont donné lieu à une solution finale à quatre facteurs comptant pour 45,5% de la variance totale : 1) Agression Physique (9 items); 2) Agression Verbale (5 items) ; 3) Colère (7 items) ; et 4) Hostilité (8 items). Le Tableau 1 présente les poids factoriels obtenus pour les trois sous-échantillons tels que rapportés par Buss et Perry (1992). Les données rapportées sont pour les deux sexes combinés. Les auteurs précisent à cet égard que lorsque l'échantillon total est divisé pour les hommes et pour les femmes (non-montré), les valeurs des saturations pour les hommes varient quelque peu de celles des femmes mais que la structure factorielle des hommes est reproduite pour les femmes.

Par la suite, les auteurs ont voulu vérifier si la structure factorielle du AQ pouvait être reproduite. Trois modèles théoriques de départ ont été proposés afin de justifier le modèle à 4 facteurs obtenu à l'analyse factorielle exploratoire. Le premier modèle suggère que les 29 items vont saturer sur un seul facteur général Agression. Le second modèle, suggéré par les résultats du premier sous-échantillon, propose 4 facteurs intercorrélés. Le troisième modèle suggère 4



**Tableau 1. Poids factoriels des 29 items du AQ auprès des trois sous-échantillons (N = 1 253)**

Facteurs	Poids factoriels		
	(n = 406)	(n = 448)	(n = 399)
<b>Aggression physique</b>			
1. Il m'arrive parfois d'être incapable de contrôler mon envie de frapper quelqu'un.	0,66	0,55	0,62
8. J'ai déjà été tellement furieux(se) que j'ai brisé des choses.	0,79	0,84	0,80
11. Si la provocation est suffisante, je peux frapper quelqu'un.	0,60	0,65	0,60
13. Si quelqu'un me frappe, je frappe à mon tour.	0,44	0,52	0,58
15 <sup>a</sup> . Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un.	0,63	0,68	0,58
17. Je me bagarre un peu plus souvent que la moyenne des gens.	0,60	0,62	0,65
20. Si je dois avoir recours à la violence pour protéger mes droits, je le ferai.	0,47	0,53	0,51
23. Il y a des gens qui m'ont tellement provoqué(e) qu'on en est venu bagarre.	0,45	0,48	0,65
25. J'ai déjà menacé des gens.	0,47	0,57	0,47
<b>Aggression verbale</b>			
3. Lorsque je suis en désaccord avec mes ami(e)s, je leur dis ouvertement.	0,41	0,41	0,48
7. Mes ami(e)s me disent que je suis argumentateur(trice).	0,38	0,49	0,35
9. Je suis souvent en désaccord avec les gens.	0,45	0,45	0,40
26. Lorsque les gens m'énervent, je peux leur dire ce que je pense d'eux.	0,38	0,41	0,36
28. Je ne peux résister à l'argumentation lorsque les gens sont en désaccord avec moi.	0,37	0,56	0,46
<b>Colère</b>			
4. Je m'emporte rapidement mais je me calme rapidement.	0,53	0,49	0,49
6. J'ai de la difficulté à contrôler mon tempérament.	0,47	0,45	0,37
12. Lorsque je suis frustrée, je montre mon irritation.	0,60	0,35	0,35
18. Je me sens parfois comme un bâton de dynamite prêt à exploser.	0,64	0,62	0,69
21 <sup>a</sup> . Je suis une personne d'humeur égale.	0,63	0,51	0,64
27. Certains de mes ami(e)s pensent que je suis impulsif(ve).	0,75	0,64	0,70
29. Il m'arrive quelques fois de perdre la tête sans bonne raison.	0,74	0,66	0,69
<b>Hostilité</b>			
2. Lorsque les gens sont particulièrement gentils, je doute de ce qu'ils veulent.	0,41	0,43	0,49
5. Je sens quelques fois que les gens rient de moi dans mon dos.	0,61	0,58	0,52
10. Je suis quelques fois envahi(e) par la jalousie.	0,65	0,65	0,63
14. Je sens quelques fois que la vie m'a traité(e) injustement.	0,48	0,45	0,59
16. Les autres personnes semblent toujours être les « chanceux ».	0,55	0,37	0,47
19. Je suspecte les étrangers qui sont très gentils.	0,42	0,35	0,43
22. Je me demande quelques fois pourquoi je suis si amer(ère) envers les choses.	0,66	0,64	0,70
24. Je sais que des « ami(e)s » parlent de moi dans mon dos.	0,55	0,50	0,47

*Note.* Tiré de « The Aggression Questionnaire, » de A.H. Buss, & M. Perry, 1992, *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, p.454.

facteurs de second ordre qui sont suffisamment reliés pour former un facteur général de premier ordre Aggression.

Buss et Perry (1992) ont conduit des analyses factorielles confirmatoires auprès du deuxième et du troisième sous-échantillon à l'aide du programme LISREL VI (Jöreskog & Sörbom, 1984). Ceux-ci ne précisent toutefois pas le type d'analyse factorielle confirmatoire effectuée. En mesurant l'indice d'ajustement, les auteurs ont suivi la procédure suggérée par Jöreskog et Sörbom (1979) qui est de diviser le chi-carré par le degré de liberté ( $\chi^2/df$ ) afin d'éliminer le problème potentiel d'une statistique chi-carré trompeuse avec de grands échantillons ( $n = 448$ ) (Loehlin, 1987). Utilisant cette méthode, ils proposent que les ratios avec une valeur supérieure à 2,00 indiquent un ajustement pauvre alors que les ratios avec une valeur en-dessous de 2,00 indiquent un ajustement adéquat. Les résultats de leurs analyses rapportent un ratio de 2,27 pour le premier modèle (i.e., tous les items saturant sur un facteur unique). Les ratios pour le second modèle et pour le troisième modèle sont respectivement de 1,94 et de 1,95. Bien qu'il n'y ait aucune base statistique pour choisir entre le second et le troisième modèle, Buss et Perry (1992) suggèrent que le troisième modèle a l'avantage d'être plus inclusif, i.e., quatre facteurs de l'agression liés par un facteur général de l'agression.

Suite à l'étude de Buss et Perry (1992), différents chercheurs se sont intéressés à la structure factorielle du AQ. Les premières études ont d'abord voulu vérifier la validité de la structure factorielle de la version originale du AQ auprès d'échantillons similaires à l'étude originale. Ainsi, des études ont été

menées auprès d'étudiants universitaires anglophones canadiens (Harris, 1995), britanniques (Archer, Kilpatrick, & Bramwell, 1995) et américains (Bernstein & Gesn, 1997). Par la suite, d'autres études ont été réalisées afin de vérifier la validité de la structure factorielle des versions linguistiques néerlandaise (Meesters et al., 1996), japonaise (Nakano, 2001), espagnole (Garcia-Leon et al., 2002), et italienne (Fossati, Maffei, Acquarini, & Di Ceglie, 2003). Ces études ont toutes été réalisées auprès d'étudiants universitaires. Les résultats de ces recherches révèlent l'existence d'une structure factorielle relativement constante à travers les cultures. En effet, les résultats obtenus aux analyses factorielles exploratoires (Bernstein & Gesn, 1997; Garcia-Leon et al., 2002; Nakano, 2001) de même qu'aux analyses factorielles confirmatoires (Archer et al., 1995; Fossati et al., 2003; Harris, 1995; Meesters et al., 1996) supportent le modèle à quatre facteurs de l'étude originale.

Dans une étude réalisée auprès d'étudiants universitaires, Garcia-Leon et al. (2002) rapportent une structure factorielle de la version espagnole du AQ similaire à la version originale. Les auteurs ont soumis la matrice corrélacionnelle des 29 items de la version espagnole du AQ à une analyse factorielle en composante principale suivie d'une rotation oblique. Le critère de sélection des items pour un facteur était le même que celui retenu par Buss et Perry (1992), i.e., un item devait saturer au moins à 0,35 sur un facteur mais à moins de 0,35 sur les autres facteurs. Les résultats des analyses ont donné lieu à une solution à quatre facteurs expliquant 42,1% de la variance totale.

Par ailleurs, certaines études tendent à démontrer un meilleur ajustement du modèle après l'abandon de certains items (Harris, 1995; Meesters et al., 1996; Nakano, 2001). À cet effet, Harris (1995) a mené une étude qui visait à vérifier la validité de la structure factorielle de la version originale du AQ auprès d'étudiants canadiens. Pour ce faire, une analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance a été conduite sur les données recueillies des 29 items du AQ. Les résultats obtenus indiquent un ajustement modérément acceptable du modèle original à quatre facteurs ( $\chi^2(371) = 901,26, p < 0,001$ ;  $\chi^2/dl = 2,43, p < 0,10$ ; GFI = 0,825; AGFI = 0,794; RMSR = 0,077). Aussi, l'étude des poids factoriels et des résidus standardisés suggère que l'item «Lorsque les gens sont particulièrement gentils, je doute de ce qu'ils veulent.» et l'item «Je suspecte les étrangers qui sont très gentils» appartenant tous deux au facteur Hostilité présentent des poids factoriels relativement faible comparativement à l'ensemble des items. L'auteur a donc opté pour une démarche de re-spécification du modèle qui a abouti à l'abandon de ces deux items. Ainsi, les résultats démontrent que le facteur révisé Hostilité ( $\alpha = 0,811$ ) est légèrement plus homogène que le facteur original ( $\alpha = 0,799$ ).

Dans le même sens, les résultats de l'étude de Meesters et al. (1996) portant sur la validation de la version néerlandaise du AQ rapporte un ajustement pauvre du modèle à quatre facteurs de l'étude originale ( $\chi^2(371) = 1,586, p < 0,001$ ; GFI = 0,87; AGFI = 0,84; RMSR = 0,064) alors que des analyses subséquentes indiquent un meilleur ajustement du modèle en omettant trois items : l'item «Lorsque je suis en désaccord avec mes ami(e)s, je leur dis

ouvertement» du facteur Aggression Verbale et les items «Je suspecte les gens qui sont très gentils» et «Lorsque les gens sont particulièrement gentils, je doute de ce qu'ils veulent» du facteurs Hostilité ( $\chi^2(293) = 1,053, p < 0,001$ ; GFI = 0,90; AGFI = 0,88; RMSR = 0,058).

Enfin, l'étude menée par Nakano (2001) visant à évaluer la structure factorielle de la version japonaise du AQ auprès d'étudiants universitaires rapportent que les résultats de l'analyse factorielle exploratoire de type «principal axis factoring» avec rotation oblique indiquent un meilleur ajustement de la solution finale à quatre facteurs si les deux items formulés négativement (i.e. l'item «Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un» du facteur Aggression Physique et l'item «Je suis une personne d'humeur égale» du facteur Colère) sont retirés puisqu'ils ont un poids factoriel relativement faible (item du facteur Aggression Physique  $\alpha = 0,30$  et item du facteur Colère  $\alpha = 0,19$ ). À cet effet, l'auteur suggère que ces résultats peuvent être attribuables aux différences interculturelles dans les questions formulées négativement et celles formulées positivement qui existent entre les cultures japonaises et nord-américaines.

Jusqu'à présent, il semble que la validation de la structure factorielle du AQ ait été limitée aux populations étudiantes à l'exception de l'étude de Williams et al. (1996), réalisée auprès d'adultes contrevenants et dont il est reconnu que ce type de population présente des caractéristiques qui sont théoriquement liées à l'agression. À cet égard, les résultats obtenus suggèrent un meilleur ajustement du modèle pour ce type d'échantillon avec une structure à deux facteurs, i.e, un

facteur composé de Agression Physique et de Colère expliquant 36,4% de la variance, et un facteur composé de Agression Verbale et Hostilité expliquant 4,0% de la variance.

*Cohérence interne.* Buss et Perry (1992) ont évalué la cohérence interne pour les quatre facteurs et pour le résultat à l'ensemble du AQ à l'aide de coefficients alpha de Cronbach auprès de l'échantillon total ( $N = 1\,253$ ). Les auteurs rapportent que les quatre facteurs sont factoriellement distincts avec des coefficients alpha de Cronbach de  $\alpha = 0,85$  pour Agression Physique; de  $\alpha = 0,72$  pour Agression Verbale; de  $\alpha = 0,83$  pour Colère; et de  $\alpha = 0,77$  pour Hostilité. L'alpha de Cronbach pour le score total ( $\alpha = 0,89$ ) indique une cohérence interne plutôt forte alors que les alphas de Cronbach obtenus aux différentes échelles sont plus faibles mais adéquats pour des échelles comportant moins de 10 items. En outre, les résultats de plusieurs études rapportent une cohérence interne adéquate du AQ avec des coefficients alpha allant de 0,72 à 0,92 pour les quatre facteurs (Archer et al., 1995; Harris, 1995; Harris, 1997; O'Connor et al., 2001).

Par ailleurs, les résultats obtenus aux études de validité des différentes versions linguistiques du AQ corroborent ceux de Buss et Perry (1992) et indiquent une bonne cohérence interne des facteurs avec des coefficients alpha de Cronbach allant de 0,75 à 0,77 pour la version japonaise (Nakano, 2001), de 0,57 à 0,77 pour la version espagnole (Garcia-Leon et al., 2002), de 0,61 à 0,81 pour la version slovaque (Lovas & Trenkova, 1996) et de 0,53 à 0,85 pour la version italienne (Fossati et al., 2003) du AQ. L'étude de la validation de la version

néerlandaise (Meesters et al., 1996) rapporte une bonne cohérence interne avec des coefficients de 0,70 à 0,76 pour les facteurs Aggression Physique, Colère et Hostilité (0,84 pour le total du test) bien que le alpha pour le facteur Aggression Verbale soit insuffisant (0,50).

*Corrélations entre les échelles.* Les résultats de l'étude de Buss et Perry (1992) rapportent des corrélations significatives entre tous les facteurs du AQ. Les facteurs Aggression Physique et Aggression Verbale sont modérément reliés ( $r = 0,45$ ) alors qu'ils sont corrélés de façon moins importante avec le facteur Hostilité (Aggression Physique,  $r = 0,28$ ; Aggression Verbale,  $r = 0,25$ ). Le facteur Colère est quant à lui modérément corrélé avec les trois autres facteurs (Aggression Physique,  $r = 0,48$ ; Aggression Verbale,  $r = 0,48$ ; Hostilité,  $r = 0,45$ ).

De même, bon nombre d'études rapportent des résultats similaires et révèlent des corrélations significatives entre les échelles du AQ. Archer et al. (1995) rapportent des corrélations significatives entre les quatre facteurs du AQ avec des coefficients allant de 0,31 à 0,48. Les auteurs suggèrent que les corrélations pour les facteurs Aggression Physique et Aggression Verbale avec Hostilité sont principalement dues aux connections avec le facteur Colère. Ainsi, lorsque le facteur Colère est partiellement retiré, cette relation est fortement atténuée (Aggression Physique et Hostilité,  $r = 0,15$ ,  $p < 0,05$ ; Aggression Verbale et Hostilité,  $r = 0,11$ ,  $ns$ ). De même, l'association entre les facteurs Aggression Physique et Aggression Verbale est aussi réduite mais demeure statistiquement significative ( $r = 0,30$ ;  $p < 0,001$ ). En outre, ce patron est aussi suggéré par les corrélations de Pearson obtenues à l'étude de Buss et Perry (1992) où le facteur

Hostilité est corrélé avec le facteur Colère mais est corrélé substantiellement avec les facteurs Agression Physique et Agression Verbale.

De surcroît, les études de validation des différentes versions linguistiques du AQ rapportent des corrélations significatives entre les facteurs allant de 0,30 à 0,46 pour la version japonaise (Nakano, 2001), de 0,29 à 0,43 pour la version néerlandaise (Meesters et al., 1996), espagnole (Garcia-Leon et al., 2002), et corroborent les résultats de l'étude originale de Buss et Perry (1992).

*Différences entre les hommes et les femmes.* Les résultats de l'étude de Buss & Perry (1992) démontrent des différences significatives entre les hommes et les femmes au AQ. En effet, les hommes obtiennent des scores significativement plus élevés sur les facteurs Agression Physique, Agression Verbale, et Hostilité mais non sur le facteur Colère. Les auteurs soulignent que les différences sexuelles sont beaucoup plus grande sur le facteur Agression Physique ( $d = 0,89$ ) que sur les trois autres facteurs (Agression Verbale  $d = 0,44$ ; Colère  $d = 0,19$ ; et Hostilité  $d = 0,19$ ).

De même, les résultats de l'étude de Archer et al. (1995) indiquent que les hommes obtiennent des scores significativement plus élevés sur les facteurs Agression Physique et Agression Verbale. Par ailleurs, les différences sexuelles sont plus importantes pour le facteur Agression Physique ( $d = 0,65$ ) que pour le facteur Agression Verbale ( $d = 0,35$ ). Aussi, les femmes obtiennent des scores similaires aux hommes sur le facteur Colère et le facteur Hostilité. Des résultats similaires sont rapportés dans l'étude japonaise de Nakano (2001) alors que les hommes obtiennent des scores significativement plus élevés que les femmes aux



échelles Agression Physique ( $t = 8,33, p < 0,001$ ) et Agression Verbale ( $t = 3,08, p < 0,005$ ) et que des différences non-significatives sont rapportées aux échelles Colère et Hostilité.

Par ailleurs, l'étude néerlandaise de Meesters et al. (1996) indiquent que les hommes ont des scores significativement plus élevés au facteur Agression Physique alors que les différences sont petites au facteur Agression Verbale. Les moyennes sur le facteur Hostilité ne discriminent pas entre les hommes et les femmes. De plus, les femmes ont des scores significativement plus élevés sur le facteur Colère que les hommes, ce qui est à l'opposé des résultats obtenus par Buss et Perry (1992). Des résultats similaires ont été obtenus à l'étude espagnole de Garcia-Leon et al. (2002) rapportent que les hommes ont des scores significativement plus élevés que les femmes au facteur Agression Physique ( $F(1, 370) = 16,61, p < 0,001$ ) et au facteur Agression Verbale ( $F(1, 359) = 17,64, p < 0,001$ ) alors que les femmes ont des scores significativement plus élevés aux échelles de Colère ( $F(1, 359) = 17,64, p < 0,001$ ). Ces résultats sont pratiquement les mêmes avec un échantillon composé du même nombre d'hommes et de femmes (90 hommes et 90 femmes).

*Normes de cotation.* Comme il a été mentionné précédemment, chaque item est coté sur une échelle en 5 points de type Likert allant de 1 («extremely uncharacteristic of me») à 5 («extremely characteristic of me»). Le score pour chaque facteur est le total de ces items. Pour les deux items inversés, les scores doivent être inversés, 1 devient 5, 2 devient 4, 4 devient 2, et 5 devient 1.

Comme les facteurs varient dans le nombre d'items, leur moyenne ne peut être directement comparée.

Par ailleurs, il semble que deux stratégies de cotations soient généralement utilisées auprès des chercheurs. La première stratégie suggère que tous les items du AQ reflètent un seul construit reflétant la prédisposition globale de la personne envers l'agression. Avec cette approche unidimensionnelle, les chercheurs additionnent simplement la somme des réponses aux 29 items du AQ afin d'établir un score total au AQ. La seconde stratégie suggère que l'agression consiste en quatre dimensions corrélées qui reflètent la prédisposition de la personne envers les domaines physique, verbal, émotionnel et cognitif de l'agression. Avec cette approche multidimensionnelle, les chercheurs établissent quatre scores distincts aux sous-échelles en calculant la somme ou la moyenne des réponses à l'ensemble des items du AQ.

*Fidélité.* Buss et Perry (1992) ont évalué la fidélité du AQ auprès d'un échantillon de 372 étudiants universitaires qui ont répondu au questionnaire à deux reprises sur un intervalle de neuf semaines. Les coefficients de corrélations test-retest sont les suivants : Agression Physique,  $r = 0,80$ ; Agression Verbale,  $r = 0,76$ ; Colère,  $r = 0,72$ ; et Hostilité,  $r = 0,72$  (Score total :  $r = 0,80$ ). Compte tenu que les facteurs comportent relativement peu d'items, ces résultats suggèrent une stabilité temporelle adéquate du AQ.

Aussi, les résultats de certaines études corroborent la fidélité de l'instrument (Garcia-Leon et al., 2002; Harris, 1997; Meesters et al., 1996). À cet égard, Harris (1997) rapporte une bonne fidélité test-retest de l'instrument sur une

période de plus de 7 mois auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires canadiens ( $N = 106$ ) avec des coefficients de corrélations allant de  $r = 0,67$  à  $r = 0,88$ .

De même, Meesters et al. (1996) ont administré la version néerlandaise du AQ à un échantillon de 71 étudiants universitaires à deux reprises sur un intervalle de six semaines. Les corrélations test-retest sont: Agression Physique,  $r = 0,76$ ; Agression Verbale,  $r = 0,78$ ; Colère,  $r = 0,79$ ; Hostilité,  $r = 0,77$ ; et au total du test  $r = 0,80$ . Ces résultats sont similaires à ceux de l'étude originale et indiquent que les scores de la version néerlandaise du AQ sont stables dans le temps.

Pour leur part, Garcia et al. (2002) ont évalué la fidélité de la version espagnole du AQ d'abord par le «split-half». Ils ont obtenu des coefficients de corrélations de Spearman-Brown allant de 0,48 à 0,76 pour les quatre échelles et de 0,85 pour le score total. Ils ont ensuite évalué la fidélité temporelle de la version espagnole du AQ auprès d'un échantillon de 154 participants qui ont répondu aux 29 items de l'instrument à deux reprises sur un intervalle de cinq semaines. Les coefficients de corrélations vont de 0,57 à 0,88 pour les échelles et de 0,81 pour le score total du test ce qui suggère que les scores de la version espagnole du AQ sont relativement stables dans le temps.

*Validité de critère.* Dans le but d'évaluer la validité de critère du AQ, Buss et Perry (1992) ont mis en relation les quatre facteurs du questionnaire avec des mesures du tempérament et des traits de la personnalité qui sont théoriquement liés à l'agression. Les résultats de ces analyses révèlent des

corrélations positives entre l'Émotivité et les échelles Colère (0,43) et Hostilité (0,52). Des corrélations positives sont aussi rapportées entre la Compétitivité et l'Agression Physique (0,36), l'Agression Verbale (0,49), la Colère (0,32) et l'Hostilité (0,46). De même, des corrélations positives sont retrouvées entre l'Impulsivité et les quatre échelles du AQ avec des valeurs allant de 0,28 pour l'Agression Physique à 0,42 pour l'échelle Colère. Enfin, des corrélations positives sont rapportées entre l'Affirmation de soi et les quatre échelles du AQ allant de 0,18 pour l'Hostilité à 0,49 pour l'Agression Verbale. Précisons que les auteurs ne spécifient cependant pas quels instruments de mesure reflétant ces construits ont été utilisés.

Aussi, bon nombre de travaux rapportent des résultats qui démontrent une bonne validité de critère du AQ avec d'autres mesures auto-administrées (Archer et al., 1995; Gallo & Smith, 1997; O'Connor et al., 2001; Williams et al., 1996). L'étude de Gallo et Smith (1997) indique que les traits de personnalité suivants sont associés significativement aux quatre facteurs du AQ : Ouverture aux nouvelles expériences, Instabilité émotionnelle, Conscience de soi et des autres, Affiliation, et Dominance. De même, l'étude de Morren et Meesters (2002) réalisée auprès d'adolescents contrevenants rapporte des corrélations significatives positives entre le facteur Hostilité du AQ et les échelles du *Symptom Checklist* (SCL-90; Arrindell et Ettema, 1986) avec des valeurs allant de 0,26 à 0,62.

*Validité concomitante.* Afin d'évaluer la validité concomitante du AQ, Buss et Perry (1992) ont administré la version «peer-report» du AQ (AQ-P; ) à 98

étudiants universitaires qui ont été invités à répondre aux différents items représentant les quatre facteurs du AQ. Les résultats obtenus indiquent des coefficients de corrélations significatifs de 0,45 pour les facteurs d'Agression Physique du AQ et d'Agression Physique du AQ-P, de 0,20 pour les facteurs Agression Verbale des deux instruments, de 0,29 pour les facteurs Colère, et de 0,24 pour les facteurs Hostilité (0,31 pour le score total). De leur côté, O'Connor et al. (2001) rapportent des corrélations relativement plus élevées entre les échelles de ces deux instruments, avec des coefficients de corrélation allant de 0,45 à 0,78.

Les résultats d'autres études mettent en lumière la validité concomitante du AQ. Dans une étude menée auprès de 106 étudiantes universitaires, Harris (1997) rapporte des corrélations significatives entre les facteurs du AQ et ceux du *Personality Assessment Inventory* (PAI; Morley, 1991), du *Lack of Frustration Scale* (Olweus, 1986), et du *Aggression Inventory* (AI; Gladue, 1991) qui mesurent des construits apparentés. De même, Archer et al. (1995) ont comparé le AQ et le AI auprès d'hommes et de femmes étudiants britanniques ( $N = 320$ ). Les résultats indiquent que les facteurs Agression Physique et Agression Verbale des deux questionnaires sont fortement corrélés avec des valeurs de 0,64 ( $p < 0,001$ ) pour les facteurs Agression Physique et de 0,51 ( $p < 0,001$ ) pour les facteurs Agression Verbale. Le facteur Colère du AQ est aussi fortement corrélé avec le facteur Impulsivité du AI ( $r = 0,62$ ,  $p < 0,001$ ). Des résultats similaires sont obtenus pour les hommes et les femmes séparément avec des corrélations significatives allant de 0,48 à 0,70.

Enfin, Garcia-Leon et al. (2002) ont évalué la relation entre la version espagnole du AQ et d'autres instruments évaluant les construits de la colère et de l'hostilité, i.e., le *Cook Medley Hostility Scale* (Ho; Cook & Medley, 1954), le *Buss-Durkee Hostility Inventory* (BDHI; Buss & Durkee, 1957), le *State-Trait Anger Expression Inventory* (STAXI; Spielberger, 1988), et le *Jenkins Activity Scale-Form H* (JASE-H; v.g. Krantz, Glass, & Snyder, 1974). Les résultats rapportent des corrélations significatives ( $p < 0,01$ ) avec le score total de ces instruments et le score total de la version espagnole du AQ allant de 0,51 à 0,79. Ces résultats suggèrent une validité concomitante adéquate de la version espagnole du AQ.

*Validité discriminante.* Différentes études ont fait état de la validité discriminante du AQ. Archer et Haigh (1997) rapportent des scores plus élevés au facteur Agression Physique chez des détenus incarcérés pour des offenses violentes que chez ceux pour des offenses non-violentes. De plus, dans une étude réalisée auprès de détenus et d'étudiants universitaires, Garcia-Leon et al. (2002) indiquent que les hommes incarcérés pour des crimes à connotation agressives (e.g. vol à main armée, vol, voie de fait, offense liée aux stupéfiants) obtiennent des scores significativement plus élevés à l'échelle Agression Physique de la version espagnole du AQ que les étudiants universitaires ( $F(1,145) = 24,01, p < 0,01$ ).

À l'opposé les résultats de l'étude de Williams et al. (1996) réalisée auprès d'un échantillon d'adultes contrevenants ( $N = 200$ ) révèlent que les contrevenants ayant des charges de crime agressif n'obtiennent pas de score

significativement plus élevés au AQ que les contrevenants avec des charges de crime non-agressif. Les auteurs soulignent que cette absence de différence significative peut refléter le fait qu'une charge criminelle peut ne pas représenter adéquatement l'histoire criminelle ou le patron de comportement agressif d'un individu et que les contrevenants qualifiés de non-agressif dans cette étude peuvent tout de même avoir un histoire criminelle de violence.

### *La présente étude*

Le AQ a été traduit et validé auprès de populations appartenant à différents groupes linguistiques tels que le néerlandais, le russe, le slovaque, l'espagnol, le japonais, et l'italien. Bien qu'une version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a) soit disponible, aucune étude n'a à ce jour évalué sa validité. De même, peu d'études ont vérifié la structure factorielle du AQ auprès de populations différentes de l'étude originale, hormis l'étude de Williams et al. (1996) réalisée auprès d'un échantillon qui présente des caractéristiques liées à l'agression et dont les résultats ne confirment pas la structure factorielle de la version originale. Il apparaît donc pertinent de vérifier si la structure factorielle du AQ peut être reproduite en premier lieu, auprès d'un échantillon d'étudiants universitaire francophones et similaire à l'étude originale de Buss et Perry (1992) et, en second lieu, si la structure factorielle de la version originale du AQ peut être reproduite auprès d'adultes francophones non-recrutés en milieu universitaire. L'utilisation de ce type d'échantillon s'avère fort pertinente puisqu'il diffère de celui de l'étude originale de Buss et Perry (1992) et qu'il

permet un champ de validation plus étendu de la version française de l'instrument.

### *Objectif et Hypothèses de recherche*

L'objectif de la présente étude est donc d'évaluer la validité de la version française du AQ de Côté et Lalumière (1999a) auprès de deux échantillons : un échantillon d'étudiants universitaires (Étude 1) et un échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire (Étude 2). Plus précisément, l'Étude 1 vise à évaluer la validité de la structure factorielle, la cohérence interne, la corrélation entre les échelles, la différence de moyenne entre les sexes, de même que la fidélité test-retest de la version française du AQ auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires. L'Étude 2 vise à vérifier la validité de la structure factorielle, la cohérence interne, la corrélation entre les échelles, la différence de moyenne entre les sexes, de même que la validité de critère de la version française du AQ auprès d'un échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

Compte tenu des éléments présentés précédemment, cette étude met à l'épreuve les hypothèses de recherche suivantes :

*Étude 1 : Étudiants universitaires.* (1) La structure factorielle de la version originale du AQ sera reproduite auprès des étudiants universitaires francophones de 1er cycle. Plus précisément, le AQ évalue 4 dimensions inter-reliées et factoriellement distinctes de l'agression : la première dimension, l'Aggression Physique, sera mesurée par les items 1, 8, 11, 13, 15, 17, 20, 23, et 25; la seconde dimension, l'Aggression Verbale, sera mesurée par les items 3, 7, 9,



26, et 28; la troisième dimension, la Colère, sera mesurée par les items 4, 6, 12, 18, 21, 27, et 29; et la quatrième dimension, l'Hostilité, sera mesurée par les items 2, 5, 10, 14, 16, 19, 22, et 24.

(2) Les hommes étudiants universitaires obtiendront des scores significativement plus élevés que les femmes au score total du AQ;

(3) Les hommes étudiants universitaires obtiendront des scores significativement plus élevés que les femmes étudiantes universitaires à l'échelle Agression Physique de la version française du AQ;

(4) Les hommes étudiants universitaires obtiendront des scores significativement plus élevés que les femmes étudiantes universitaires à l'échelle Agression Verbale de la version française du AQ.

(5) Les scores obtenus aux échelles et au score total de la version française du AQ au temps 1 seront corrélés positivement et de façon significative avec ceux obtenus à la deuxième passation pour les étudiants universitaires .

*Étude 2 : Adultes non-recrutés en milieu universitaire.* (6) La structure factorielle de la version originale du AQ sera reproduite auprès des adultes francophones non-recrutés en milieu universitaire. Plus précisément, le AQ évalue 4 dimensions inter-reliées de l'agression : la première dimension, l'Aggression Physique, sera mesurée par les items 1, 8, 11, 13, 15, 17, 20, 23, et 25; la seconde dimension, l'Aggression Verbale, sera mesurée par les items 3, 7, 9, 26, et 28; la troisième dimension, la Colère, sera mesurée par les items 4, 6, 12, 18, 21, 27, et 29; et la quatrième dimension, l'Hostilité, sera mesurée par les items 2, 5, 10, 14, 16, 19, 22, et 24.

(7) Les hommes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire obtiendront des scores significativement plus élevés que les femmes au score total du AQ;

(8) Les hommes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire obtiendront des scores significativement plus élevés que les femmes à l'échelle Agression Physique de la version française du AQ;

(9) Les hommes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire obtiendront des scores significativement plus élevés que les femmes à l'échelle Agression Verbale de la version française du AQ.

(10) Les échelles de l'agression de la version française du AQ seront corrélées significativement avec les échelles de la personnalité du NEO-PI-R (Costa & McCrae, 1992) pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire. Précisément, les quatre échelles de l'agression de la version française du AQ seront corrélées positivement avec l'échelle Instabilité émotionnelle du NEO-PI-R alors qu'elles seront corrélées négativement avec l'échelle Agréabilité du NEO-PI-R.

(11) Le score total de l'agression de la version française du AQ sera corrélé positivement et de manière significative avec le score total de la délinquance du *Childhood and Adolescence Psychopathy Scale* (CAP; Seto, Khattar, Lalumière, & Quinsey, 1997) pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

(12) Le score total de l'agression de la version française du AQ sera corrélé positivement et de manière significative avec le score total de la

délinquance de l'adaptation du *Questionnaire sur la délinquance de Leblanc* (Côté & Lalumière, 1999b) pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

## *ÉTUDE 1: ÉTUDIANTS UNIVERSITAIRES*

### *Méthode*

#### *Déroulement*

Les participants de l'échantillon des étudiants universitaires ont été recrutés au Département des sciences de l'éducation et de psychologie de l'Université du Québec à Chicoutimi. Les directeurs des programmes de 1<sup>er</sup> cycle en psychologie et en éducation ont d'abord été rencontrés afin de leur présenter la présente étude et d'obtenir leur autorisation à effectuer la cueillette de données auprès des étudiants inscrits à leurs programmes. Après autorisation, les directeurs ont fourni les noms des professeurs et des cours de 1<sup>er</sup> cycle en éducation et en psychologie comportant des nombres relativement importants d'étudiants. Ensuite, les professeurs ont été contactés afin de les renseigner sur la présente étude et d'obtenir leur autorisation à rencontrer les étudiants et à administrer le questionnaire durant la période de cours et ce, à deux reprises sur un interval de six semaines.

C'est ainsi qu'en début du trimestre d'hiver 2004, des groupes d'étudiants inscrits à des cours de 1<sup>er</sup> cycle en psychologie et en éducation ont été rencontrés pour une première fois au début de la période de cours. La présente étude leur a d'abord été présentée et des informations leur ont été données oralement et par écrit sur le déroulement et la confidentialité de l'étude. Les participants ont été invités à répondre à la version française du AQ à deux reprises sur un intervalle de six semaines. Les participants se sont vus attribuer un code confidentiel et un formulaire de consentement éclairé leur a été présenté. Un questionnaire

sociodémographique ainsi que la version française du AQ ont ensuite été distribués à l'ensemble des étudiants présents puisque la totalité des étudiants ont accepté de participer à l'étude. Le pairage des questionnaires a été effectué par le biais d'un code confidentiel alors que les participants avaient à inscrire leur code sur le questionnaire. Dans le cas de l'oubli du code, celui-ci pouvait être retrouvé à l'aide d'une liste de noms gardée confidentiellement par l'auteur de la présente étude. Par la suite, les participants ont été rencontrés en groupe, une seconde fois, durant la période de cours et ce, six semaines après la première administration de l'instrument. Les participants ont été invités à répondre à nouveau à la version française du AQ. La participation des étudiants universitaires pour chaque rencontre d'administration de l'instrument est d'environ 20 minutes.

### *Participants*

L'échantillon des étudiants universitaires est composé de 244 étudiants (75 hommes et 75 femmes) francophones universitaires inscrits à un cours de 1<sup>er</sup> cycle du département de psychologie et d'éducation de l'Université du Québec à Chicoutimi. Les participants sont âgés de 19 à 67 ans ( $M = 24,30$ ;  $ET = 7,11$ ). Le taux de participation pour la première séance d'administration de l'instrument est de 100% alors que 244 participants ont répondu à la version française du AQ. Le taux de participation pour la seconde séance est de 77,9% alors que 190 des 244 participants étudiants universitaires ont répondu à la version française du AQ. En effet, certains étudiants ayant participé à la première séance d'administration de l'instrument étaient absents lors de la seconde séance et de ce fait, n'ont pu participer à celle-ci.

### *Instruments de mesure*

Tout d'abord, des informations ont été recueillies sur les caractéristiques sociodémographiques des participants de l'échantillon d'étudiants universitaires. Ensuite, un instrument de mesure a été utilisé afin de vérifier les hypothèses de recherche mises à l'étude. Cet instrument, qui fait l'objet de la présente étude de validation, est la version française du AQ (Côté et Lalumière, 1999a).

*Caractéristiques sociodémographiques.* Pour l'échantillon des étudiants universitaires, un questionnaire a permis de recueillir des informations sur les caractéristiques sociodémographiques des participants. Ces informations concernent le sexe, l'âge au moment de la passation, le domaine d'étude, le nombre d'années de scolarité complétées dans le programme d'étude, l'occupation actuelle, le statut matrimonial, et l'origine ethnique.

*Aggression Questionnaire.* Le *Aggression Questionnaire* (AQ; Buss & Perry, 1992) est composé de 29 items qui évaluent quatre dimensions de l'agression: 1) Agression Physique (9 items); 2) Agression Verbale (5 items); 3) Colère (7 items); et 4) Hostilité (8 items). Chaque item est évalué sur une échelle en 5 points de type Likert allant de 1 (« extremely uncharacteristic of me ») à 5 (« extremely characteristic of me »). La cotation pour chaque échelle s'effectue en calculant la somme des scores obtenus au total des items pour chaque échelle. La cotation du score total du test consiste en la somme obtenue pour les quatre échelles.

La version originale du AQ a été traduite par une équipe de chercheurs bilingues de l'anglais au français puis du français à l'anglais selon la méthode de

traduction inversée parallèle (Vallerand, 1989). L'ordre de l'échelle en 5 points de type Likert a été inversée afin qu'il corresponde à l'ordre d'échelle des autres questionnaires présentés aux participants de l'échantillon d'adultes dans le cadre de l'EDPPAN (v.g., NEO-PI-R; CAP; adaptation du Leblanc). Cette procédure a été effectuée dans le but d'uniformiser l'ensemble des échelles de réponse afin d'éviter une confusion chez les participants. C'est ainsi que l'échelle de réponse en 5 points de type Likert pour la version française varie de 1 (me ressemble vraiment) à 5 (ne me ressemble pas du tout).

### *Stratégies d'analyse*

La majorité des analyses statistiques ont été réalisées à l'aide du logiciel *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS) version 12.01 alors que les analyses factorielles confirmatoires ont été effectuées à l'aide du logiciel *Statistical Analysis System* (SAS) version 8. Des analyses descriptives ont d'abord été effectuées afin d'obtenir des informations sur les variables sociodémographiques de l'échantillon.

La validité de la structure factorielle de la version française du AQ (Hypothèse 1) auprès des échantillons d'étudiants universitaires a été vérifiée à l'aide d'analyses factorielles confirmatoires de type maximum de vraisemblance. En outre, la cohérence interne de la version française du AQ a été évaluée à l'aide du coefficient alpha de Cronbach pour les quatre échelles et l'ensemble du questionnaire.

Les différences de résultats obtenus entre les hommes et les femmes aux différentes échelles et au total du AQ pour l'échantillon d'étudiants universitaires

(Hypothèses 2; 3; et 4) ont d'abord été évaluées selon une approche univariée (la statistique  $t$  de Student) puis de façon multivariée (la statistique  $T^2$  de Hotelling).

La fidélité temporelle de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires (Hypothèse 5) a été évaluée à l'aide de corrélations test-retest entre les résultats obtenus (pour chaque échelle et pour l'ensemble du test) aux deux périodes de cueillette de données.

Enfin, les postulats de base ont été vérifiés pour chacune des analyses statistiques effectuées.

### *Résultats*

Cette partie présente les résultats obtenus aux analyses effectuées auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires. D'abord, les résultats des analyses descriptives sur les variables sociodémographiques de l'échantillon de même qu'aux analyses exploratoires des données sont présentés. Ensuite, les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire de la version française du AQ sont exposés. Par la suite, les résultats des analyses aux différences de moyenne entre les hommes et les femmes aux échelles et au total du AQ sont présentés selon une approche univariée (la statistique  $t$  de Student) puis de façon multivariée (la statistique  $T^2$  de Hotelling). De même, les résultats obtenus à l'analyse de corrélation test-retest de la version française du AQ sont exposés.

#### *Analyses descriptives*

Pour l'échantillon des étudiants universitaires, des analyses ont été effectuées afin de préciser les caractéristiques de l'échantillon soit la répartition selon le sexe, l'âge au moment de la passation, le domaine d'étude, le nombre



d'années de scolarité complétées dans le programme d'étude, l'occupation actuelle, le statut matrimonial, et l'origine ethnique des participants. Afin de faciliter la lecture des résultats, les informations concernant l'âge ont été regroupées afin limiter le nombre de cellules. Cependant, ce regroupement n'affecte en rien les résultats des analyses statistiques effectuées. Le Tableau 2 présente les résultats obtenus aux analyses descriptives sur les variables sociodémographiques pour les étudiants universitaires. Comme l'indique le Tableau 2, l'échantillon est composé de 69 hommes et de 173 femmes ( $N = 244$ ) qui sont âgés de 19 à 67 ans ( $M = 24,30$ ;  $ET = 7,11$ ). La majorité des participants sont inscrits dans un programme de psychologie (47,13%) ou d'éducation (47,13%), alors que quelques participants sont inscrits dans un programme de sciences humaines (1,64%), d'administration (0,82%), ou de littérature (0,82%). Parmi l'ensemble des participants, un seul est inscrit en tant qu'étudiant libre (0,41%). Par ailleurs, 56,10% sont inscrits en première année de leur programme, alors que 20,10% sont en deuxième année, 21,30% sont en troisième année, et 0,85% sont en quatrième année. Concernant leur occupation principale au moment de la passation, la majorité des participants sont étudiants (81,97%), alors que 15,98% sont à l'emploi, et 0,41% à la retraite. En ce qui a trait au statut matrimonial, la majorité des participants sont célibataires (70,50%), alors que 19,30% sont conjoints de fait, 6,60% sont mariés, et 6,60% sont séparés ou divorcés. Enfin, la majorité des participants sont de race blanche (97,10%) alors que 1,20% sont autochtones, 0,40% de race noire, et 0,40% berbère.

*Tableau 2. Analyses descriptives sur les variables sociodémographiques pour les étudiants universitaires (N=244)*

Variables	<i>n</i>	%
Sexe		
Féminin	173	70,90
Masculin	69	28,30
Âge		
19 à 25 ans	191	78,70
26 à 35 ans	30	12,10
36 à 45 ans	17	6,80
46 à 55 ans	3	1,23
56 à 67 ans	2	0,82
Domaine d'étude		
Administration	2	0,82
Psychologie	115	47,13
Éducation	115	47,13
Art et Littérature	2	0,82
Sciences Humaines	4	1,64
Étudiant libre	1	0,41
Année du programme (1er cycle)		
1	137	56,10
2	49	20,10
3	52	21,30
4	2	0,80
Statut matrimonial		
Célibataire	172	70,50
Conjoint de fait	47	19,30
Marié	16	6,60
Séparé/Divorcé	8	3,20
Occupation actuelle		
Étudiant	200	81,97
Emploi	39	15,98
Retraite	1	0,41
Origine ethnique		
Blanc	237	97,10
Autochtone	3	1,20
Noire	1	0,40
Berbère	1	0,40

*Note:* En raison des données manquantes, la somme des participants ne totalisent pas toujours 244 individus.

*Analyses exploratoires des données*

Les analyses exploratoires effectuées sur les données recueillies auprès des étudiants universitaires sont la vérification des valeurs extrêmes et des valeurs manquantes. Aussi, la vérification des postulats de base pour les différentes analyses de données a été effectuée.

La vérification des valeurs extrêmes a été effectuée à l'aide de la distance de Mahalanobis (Tabachnick & Fidell, 2007) qui permet de repérer les valeurs aberrantes en considérant un ensemble de variables (analyse multivariée). Pour chaque participant de l'échantillon des étudiants universitaires, elle a été calculée en fonction des 29 items du AQ pour les deux temps de passation. Les résultats de l'analyse n'indiquent aucune valeur extrême sur les 29 items du AQ pour les étudiants universitaires.

Les valeurs manquantes ont été vérifiées à l'aide d'analyses de fréquences. Les analyses ont été effectuées sur les 29 items du AQ aux deux temps de passation pour les étudiants universitaires. Les résultats des analyses univariées indiquent que le pourcentage de valeurs manquantes pour chaque variable du AQ comporte moins de 5,00% de l'ensemble des données. Compte tenu des résultats obtenus et tel que suggéré par Tabachnick et Fidell (2007), le traitement des valeurs manquantes utilisé pour l'échantillon des étudiants universitaires est celui par effacement du cas ou « listwise ». Cette procédure consiste simplement à rejeter lors des analyses les participants ayant des valeurs manquantes. La technique de traitement des valeurs manquantes par effacement du cas est une bonne alternative lorsque le pourcentage de valeurs manquantes

pour chaque variable est de moins de 5,00% de l'ensemble des données (Tabachnick & Fidell, 2007).

Avant d'effectuer les différentes analyses permettant de mettre à l'épreuve les hypothèses de recherche, les postulats de base ont été vérifiés sur les données recueillies auprès des étudiants universitaires tel que recommandé par Tabachnick et Fidell (2007). Hormis le postulat de normalité, tous les postulats de base des différentes analyses sont rencontrés. En effet, les résultats révèlent que les items du AQ ne sont pas tous distribués normalement. Certains items ont une distribution asymétrique avec un ratio coefficient d'asymétrie/erreur standard supérieur à la valeur (+/-) 3,33. À cet égard, les méthodes d'estimation qui ne requièrent pas de normalité multivariée nécessitent de très grands échantillons (Bollen, 1989) dont la taille est supérieure à celle de l'échantillon des étudiants universitaires. Dans pareil cas, et tel que recommandé par Tabachnick et Fidell (2007), l'estimation avec un maximum de vraisemblance a été privilégiée.

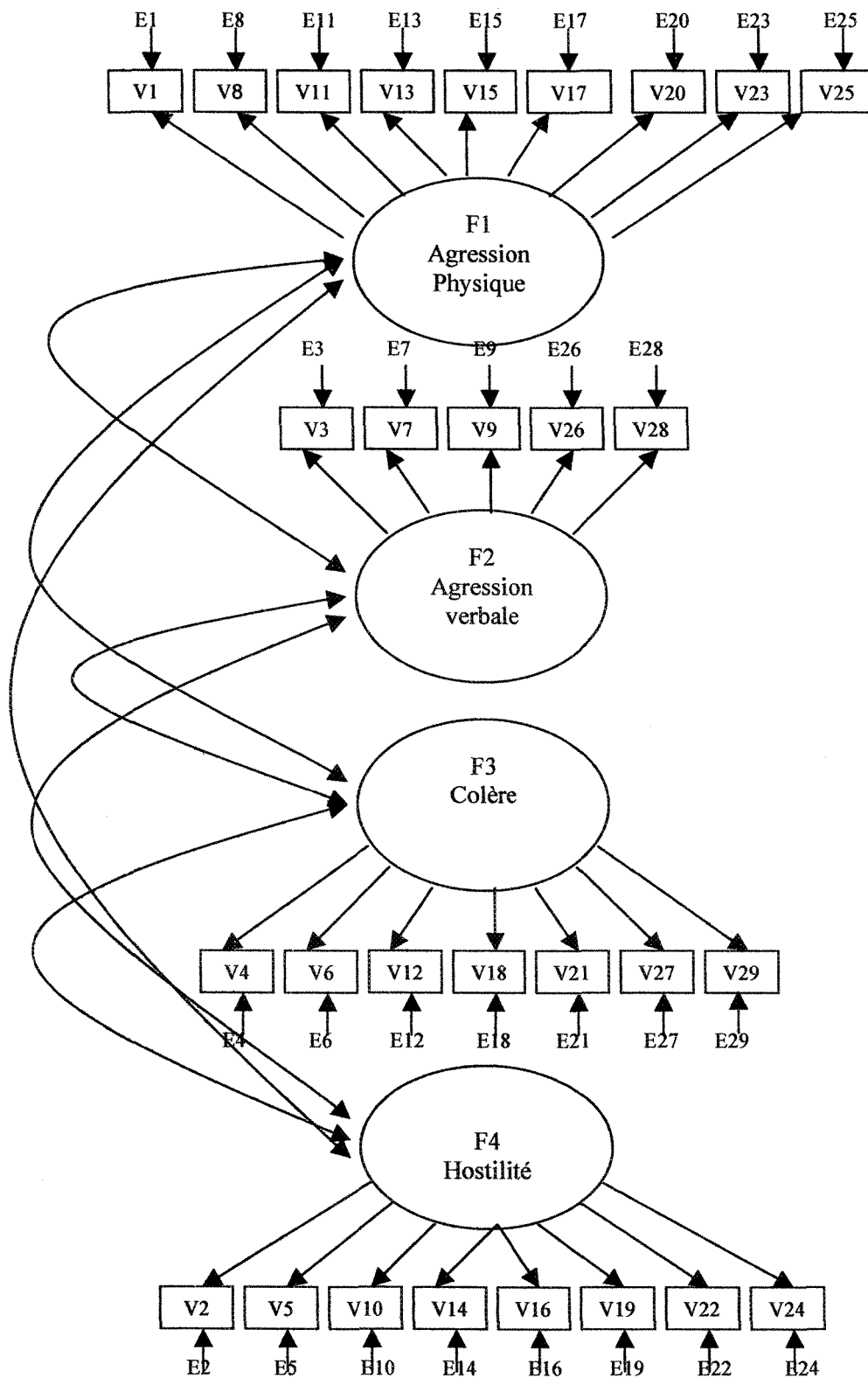
#### *Analyse factorielle confirmatoire*

Afin de mettre à l'épreuve la première hypothèse de recherche qui prédit que la structure factorielle de la version originale du AQ sera reproduite auprès des étudiants universitaires, une analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance a été effectuée sur les données recueillies aux 29 items de la version française du AQ. Cette méthode a été privilégiée puisque la distribution des données ne respectent pas le postulat de normalité et étant donnée la taille moyenne de l'échantillon (Tabachnick & Fidell, 2007). Les résultats de ces analyses sont présentés dans cette section.

*Spécification du modèle théorique.* Le modèle théorique hypothétique à 4 facteurs de la version française du AQ mis à l'épreuve auprès des échantillons d'étudiants universitaires est présenté à la Figure 1. Ce modèle multidimensionnel, basé sur les résultats de l'étude originale de Buss et Perry (1992), suppose quatre facteurs interreliés de premier ordre (Agression Physique, Agression Verbale, Colère, et Hostilité) pour expliquer la covariation parmi les 29 items du AQ. Les rectangles représentent les variables mesurées (ou les items du AQ), et les ovales représentent les construits latents (ou les facteurs du AQ). Les flèches se dirigeant des construits latents vers les variables mesurées représentent le poids factoriels des items ( $\lambda$ s). Les courbes qui lient les quatre facteurs latents représente la covariance entre les facteurs. La petite flèche en dessous de chaque variable mesurée représente la variance unique associée à l'erreur de mesure ( $\theta\delta$ ).

*Estimation du modèle théorique.* Afin d'estimer l'adéquation du modèle théorique de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires, différents indices d'ajustement absolus et relatifs ont été utilisés. La sélection des indices d'ajustements a été effectuée selon les recommandations de Tabachnick et Fidell (2007).

Les indices absolus d'ajustement du modèle sont le chi-carré ( $\chi^2$ , Bentler, 1995), le ratio chi-carré/degrés de liberté ( $\chi^2/dl$ ; Hoelter, 1983), l'indice de la qualité d'ajustement (« goodness-of-fit»; GFI; Jöreskog & Sorbom, 1996), l'indice de la qualité d'ajustement corrigé (« adjusted goodness-of-fit index»;



*Figure 1.* Modèle théorique hypothétique de la version française du AQ pour les étudiants universitaires et les adultes

AGFI; Jöreskog & Sorbom, 1996) et la racine carré moyen de l'estimation (« root-mean-square error»; RMSEA; Browne & Cudeck, 1993). L'indice du chi-carré est le plus connu et permet de tester l'hypothèse nulle voulant que le modèle rende compte parfaitement des données. Selon Bentler (1995), un chi-carré non significatif indique que le modèle fournit une représentation adéquate des données de l'échantillon. À l'inverse, un chi-carré significatif indique que le modèle n'est pas adéquat pour expliquer les données. Cependant, le chi-carré est très sensible à la taille de l'échantillon et il peut détecter des différences significatives alors que ces différences ne sont pas théoriquement de grande importance (Bentler & Bonett, 1980). Il est donc possible de conserver un modèle même en présence d'un chi-carré significatif. À cet égard, le ratio  $\chi^2/dl$  permet de remédier en partie à ce problème. Une valeur  $\chi^2/dl$  en-dessous de 2,00 indique que le modèle s'ajuste bien aux données alors qu'une valeur près de 2,00 est un ajustement considéré acceptable (Hoelter, 1983). L'indice de la qualité d'ajustement (GFI) reflète la proportion de variance-covariance reproduite par modèle théorique proposé. Bentler et Bonnett (1980) ont suggéré que la valeur de cet indice doit tendre vers 1,00 et que les valeurs de 0,90 et plus sont jugées adéquates. Le AGFI (« adjusted goodness-of-fit») représente l'indice de la qualité d'ajustement corrigé pour le nombre de degrés de liberté et s'interprète comme le GFI. Le AGFI donne un estimé plus conservateur puisqu'il est ajusté pour le nombre de paramètres estimés dans le modèle. La racine carrée moyen de l'estimation («root mean square of approximation», RMSEA) reflète l'importance de résidus qui résultent lorsque le modèle est utilisé pour prédire les données.

Browne et Cudeck (1993) suggèrent qu'une valeur inférieure à 0,05 laisse supposer un ajustement adéquat et qu'une valeur se situant entre 0,05 et 0,08 est acceptable.

Les indices subjectifs d'ajustement du modèle sont le «comparative fit index» (CFI; Bentler, 1990) et le «nonnormed fit index» (NNFI; Bentler & Bonett, 1980). Ces deux indices permettent de vérifier si un modèle théorique produit un meilleur ajustement qu'un modèle de comparaison, généralement le modèle nul. Pour ces deux indices relatifs d'ajustement, des valeurs de 0,90 et plus révèlent un ajustement acceptable du modèle. (Bentler & Bonett, 1980).

Le Tableau 3 présente les résultats des indices d'ajustement absolus et relatifs du modèle théorique de la version française du AQ pour les étudiants universitaires. Comme l'indique le Tableau 3, les résultats révèlent un chi-carré significatif ( $\chi^2(371) = 744,69, p < 0,0001$ ) et un ratio  $\chi^2/dl$  près de la valeur 2,00 ( $\chi^2/dl = 2,01$ ). Cependant, les valeurs du GFI (0,83), du AGFI (0,80), et du RMSEA (0,064) se situent en-dessous de la valeur 0,90 et ne rencontrent pas les normes d'acceptation de la qualité globale d'ajustement du modèle. Il en est de même pour les indices subjectifs du CFI (0,80) et du NNFI (0,79).

Par ailleurs, avant d'examiner les valeurs  $t$  des poids factoriels, il importe de vérifier qu'il n'y ait pas d'erreurs de mesure standards près de la valeur zéro. Les erreurs de mesure standards faibles peuvent indiquer un problème d'estimation. À cet effet, l'examen des erreurs de mesure standards pour les étudiants universitaires n'indiquent aucune valeur problématique (i.e. près de zéro) ce qui écarte la possibilité d'un problème d'estimation. En outre, l'examen



*Tableau 3.* Indices d'ajustement du modèle factoriel de la version française du AQ suite à l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance pour les étudiants universitaires. ( $N = 244$ )

Indices de la qualité globale d'ajustement du modèle	Normes d'acceptation	Valeurs des indices	
		Étudiants universitaires ( <i>N</i> = 244)	Buss & Perry (1992) ( <i>N</i> = 1253)
Indices absolus			
$\chi^2$		744,69	721,35
<i>dl</i>		371	371,00
<i>p</i>		< 0,0001	_____
$\chi^2/dl$	≤ 2,00	2,01	1,94
GFI	≥ 0,90	0,83	_____
AGFI	≥ 0,90	0,80	_____
RMSEA	≤ 0,05	0,06	_____
Indices subjectifs			
CFI	≥ 0,90	0,80	_____
NNFI	≥ 0,90	0,79	_____

des valeurs  $t$  (de 8,55 à 10,91) révèlent que tous les poids factoriels sont significatifs à  $p < 0,001$ .

Le Tableau 4 présente les valeurs des poids factoriels standardisés pour les 29 items de la version francophone du AQ pour les étudiants universitaires. Comme l'indique le Tableau 4, les poids factoriels des 29 items du AQ révèlent des valeurs allant de 0,28 pour l'item 15 («Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un») à 0,74 pour l'item 23 («Il y a des gens qui m'ont tellement provoqué(e) qu'on en est venu à la bagarre»). En outre, tous les items révèlent des valeurs supérieures à 0,30 à l'exception de l'item 15 (0,28) appartenant au facteur Agression Physique.

À la lumière des valeurs statistiques obtenues et présentées précédemment, les résultats suggèrent un ajustement modérément acceptable du modèle théorique de la version française du AQ pour l'échantillon d'étudiants universitaires. La Figure 2 présente le modèle théorique obtenu suite à l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance effectuée sur les données recueillies auprès des 244 étudiants universitaires.

#### *Cohérence interne*

La cohérence interne de la version française du AQ pour l'échantillon d'étudiants universitaires a été mesurée à l'aide du coefficient alpha de Cronbach. Les résultats sont présentés au Tableau 5.

Comme l'indique le Tableau 5, les résultats révèlent un coefficient alpha de  $\alpha = 0,87$  pour l'ensemble des items, de  $\alpha = 0,79$  à l'échelle Agression Physique, de  $\alpha = 0,68$  à l'échelle Agression Verbale, de  $\alpha = 0,78$  à l'échelle

**Tableau 4. Poids factoriels standardisés des 29 items de la version française AQ pour les étudiants universitaires (N = 244)**

Items factoriels	Poids factoriels standardisés
<b>Agression physique</b>	
1. Il m'arrive parfois d'être incapable de contrôler mon envie de frapper quelqu'un.	0,48
8. J'ai déjà été tellement furieux(se) que j'ai brisé des choses.	0,53
11. Si la provocation est suffisante, je peux frapper quelqu'un.	0,69
13. Si quelqu'un me frappe, je frappe à mon tour.	0,71
15 <sup>a</sup> . Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un.	0,28
17. Je me bagarre un peu plus souvent que la moyenne des gens.	0,55
20. Si je dois avoir recours à la violence pour protéger mes droits, je le ferai.	0,56
23. Il y a des gens qui m'ont tellement provoqué qu'on en est venu à la bagarre.	0,74
25. J'ai déjà menacé des gens.	0,66
<b>Agression verbale</b>	
3. Lorsque je suis en désaccord avec mes ami(e)s, je leur dis ouvertement.	0,49
7. Mes ami(e)s me disent que je suis argumentateur(trice).	0,60
9. Je suis souvent en désaccord avec les gens.	0,57
26. Lorsque les gens m'énervent, je peux leur dire ce que je pense d'eux.	0,55
28. Je ne peux résister à l'argumentation lorsque les gens sont en désaccord avec moi.	0,55
<b>Colère</b>	
4. Je m'emporte rapidement mais je me calme rapidement.	0,53
6. J'ai de la difficulté à contrôler mon tempérament.	0,73
12. Lorsque je suis frustrée, je montre mon irritation.	0,56
18. Je me sens parfois comme un bâton de dynamite prêt à exploser.	0,70
21 <sup>a</sup> . Je suis une personne d'humeur égale.	0,39
27. Certains de mes ami(e)s pensent que je suis impulsif(ve).	0,57
29. Il m'arrive quelques fois de perdre la tête sans bonne raison.	0,62
<b>Hostilité</b>	
2. Lorsque les gens sont particulièrement gentils, je doute de ce qu'ils veulent.	0,47
5. Je sens quelques fois que les gens rient de moi dans mon dos.	0,48
10. Je suis quelques fois envahi(e) par la jalousie.	0,50
14. Je sens quelques fois que la vie m'a traité(e) injustement.	0,64
16. Les autres personnes semblent toujours être les « chanceux ».	0,62
19. Je suspecte les étrangers qui sont très gentils.	0,46
22. Je me demande quelques fois pourquoi je suis si amer(ère) envers les choses.	0,57
24. Je sais que des « ami(e)s » parlent de moi dans mon dos.	0,42

*Note.* <sup>a</sup>Items dont le score est inversé.

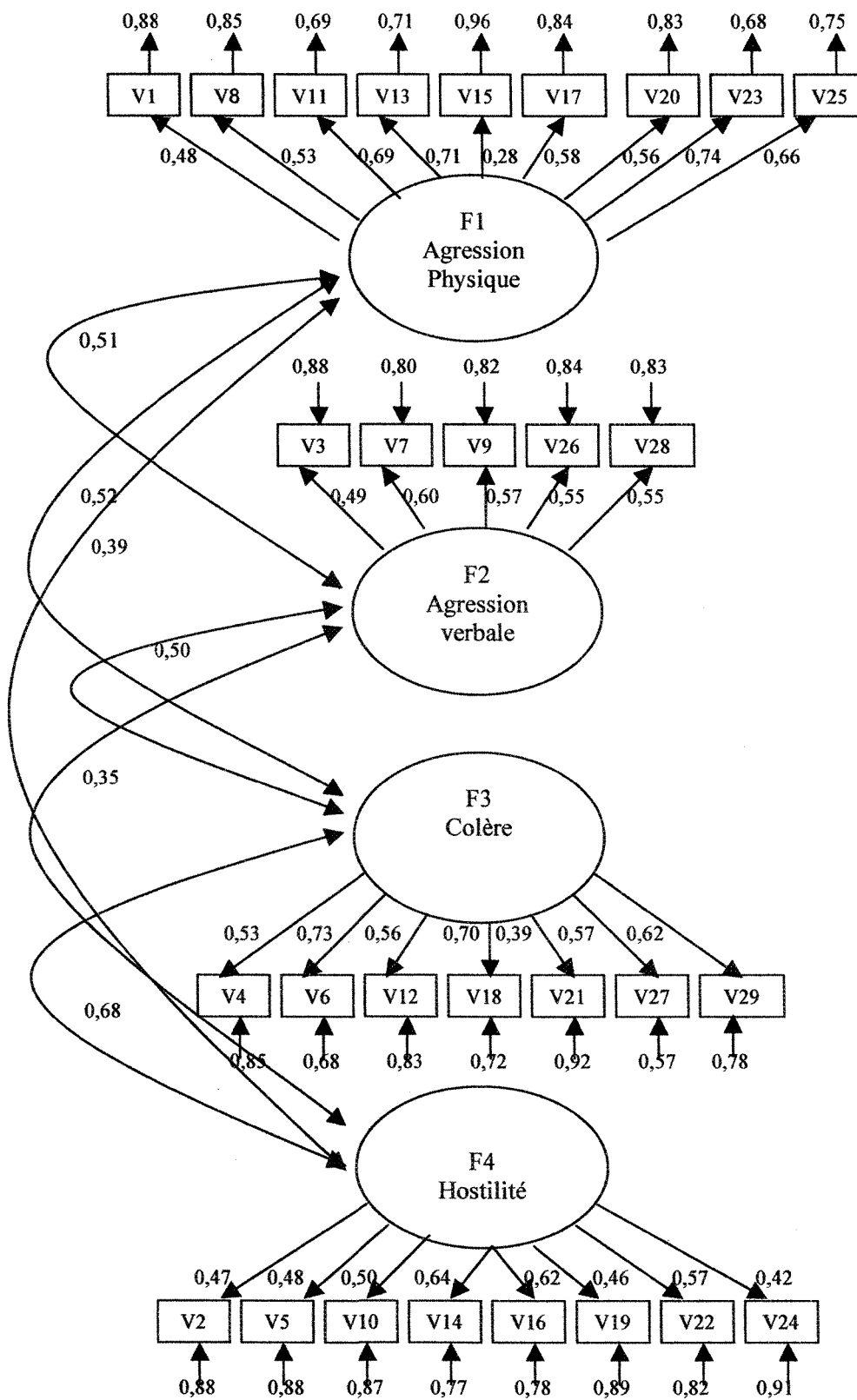


Figure 2. Modèle théorique multidimensionnel de la version française du AQ pour les étudiants universitaires

Tableau 5. Coefficients alpha de Cronbach et coefficients de corrélation  $r$  de Pearson des échelles de la version française du AQ pour les étudiants universitaires ( $N = 244$ )

	Étudiants universitaires ( $N = 244$ )					Étude de Buss & Perry (1992) ( $N = 1\ 253$ )			
	Alpha de Cronbach	Agression physique	Agression verbale	Colère	Hostilité	Alpha de Cronbach	Agression physique	Agression verbale	Colère
Agression physique	0,79**	_____				0,85	_____		
Agression verbale	0,68**	0,40**	_____			0,72	0,45	_____	
Colère	0,78**	0,32**	0,35**	_____		0,83	0,48	0,48	_____
Hostilité	0,75**	0,28**	0,25**	0,47 **	_____	0,77	0,28	0,25	0,45
Score total	0,87**	0,74**	0,65**	0,73**	0,71**	0,89			

\*\* $p < .001$

Colère, et de  $\alpha = 0,75$  à l'échelle Hostilité. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus à l'étude originale de Buss et Perry (1992) qui révèle des coefficients légèrement plus élevés avec un échantillon de taille supérieure ( $N = 1\,253$ ) à l'échantillon des étudiants universitaires ( $N = 244$ ).

Par ailleurs, le retrait de l'un ou de l'autre des items n'augmente relativement pas la cohérence interne de la version française de l'instrument. Aussi, les corrélations item-total de l'ensemble du test varient entre 0,21 (item 15) et 0,62 (item 18). Les items 3; 5; 15; 21; 24 et 28 présentent des corrélations item-total inférieures à 0,35.

#### *Corrélations entre les échelles*

Les corrélations entre les échelles de la version française du AQ, de même qu'entre les échelles et le score total pour l'échantillon d'étudiants universitaires ont été mesurées à l'aide de coefficient de corrélation  $r$  de Pearson.

Le Tableau 5 présente également les résultats des analyses corrélationnelles entre les échelles du AQ pour les étudiants universitaires. Comme l'indique le Tableau 5, les résultats révèlent que toutes les échelles du AQ sont corrélées positivement et de manière significative ( $p < 0,001$ ). Les coefficients de corrélations sont particulièrement élevés entre les échelles et le score total, avec des valeurs supérieures à 0,50. Par ailleurs, des corrélations positives sont retrouvées entre l'échelle Agression Physique et l'échelle Agression Verbale [ $r(173) = 0,40, p < 0,001$ ], Agression Physique et Colère [ $r(173) = 0,32, p < 0,001$ ], Agression Physique et Hostilité [ $r(173) = 0,28, p < 0,001$ ], Agression Verbale et Colère [ $r(173) = 0,35, p < 0,001$ ], Agression

Verbale et Hostilité [ $r(173) = 0,25, p < 0,001$ ], de même qu'entre l'échelle Colère et l'échelle Hostilité [ $r(173) = 0,47, p < 0,001$ ]. Enfin, les quatre échelles de la version francophone du AQ sont corrélées positivement avec le score total : Agression Physique [ $r(173) = 0,74, p < 0,001$ ], Agression Verbale [ $r(173) = 0,65, p < 0,001$ ], Colère [ $r(173) = 0,73, p < 0,001$ ], et Hostilité [ $r(173) = 0,71, p < 0,001$ ]. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par l'étude de Buss et Perry (1992) qui indiquent des corrélations positives significatives pour toutes les échelles du AQ.

#### *Différences entre les hommes et les femmes*

Cette section présente les résultats des analyses de différences de moyenne entre les hommes et les femmes aux échelles et au score total de la version française du AQ pour l'échantillon d'étudiants universitaires. Les hypothèses de recherche 2; 3; 4; et 5 ont été mises à l'épreuve à l'aide de deux analyses. D'abord, une analyse comparaison de moyenne Test  $t$  a été effectuée. Ensuite, un test  $T2$  de Hotelling a été réalisé.

Le Tableau 6 présente les résultats obtenus aux analyses de différences de moyenne pour les étudiants universitaires. Comme l'indique le Tableau 6, les résultats au Test  $t$  révèlent que, tel que prédit par l'hypothèse 2, les hommes sont globalement plus agressifs ( $M = 73,09$ ) que les femmes ( $M = 69,81$ ),  $t(230, 232) = 3,76, p < 0,0001$ . Spécifiquement et tel que prédit par l'hypothèse 3, les hommes obtiennent en moyenne un score plus élevé ( $M = 21,57$ ) à l'échelle Agression Physique que les femmes ( $M = 15,52$ ),  $t(230, 232) = 7,06, p < 0,0001$ . Aussi, tel que prédit par l'hypothèse 4, les hommes ( $M = 17,52$ ) ont en moyenne

Tableau 6. Analyses de différences de moyenne pour les hommes et les femmes étudiants universitaires aux échelles et au score total de la version française du AQ (N = 244)

Échelles	Hommes (n = 67)		Femmes (n = 165)		dl	t \ F	p
	M	ÉT	M	ÉT			
Test t							
Agression Physique	21,57	7,41	15,52	5,19	230	7,06	0,0001
Agression Verbale	17,52	3,92	15,04	3,70	230	4,56	0,0001
Colère	14,94	3,88	15,64	4,89	230	-1,05	0,296
Hostilité	17,10	5,24	16,59	5,31	230	0,67	0,501
Score total	73,09	15,65	69,81	15,04	230	3,76	0,0001
T2 de Hotelling							
Agression Physique	—	—	—	—	1	49,89	0,0001
Agression Verbale	—	—	—	—	1	20,75	0,0001
Colère	—	—	—	—	1	1,10	0,296
Hostilité	—	—	—	—	1	0,46	0,501
Score total	—	—	—	—	1	14,10	0,0001



un score plus élevé que les femmes ( $M = 15,04$ ) à l'échelle Agression Verbale  $t(230, 232) = 4,56, p < 0,0001$ . Par ailleurs, aucune différence significative n'a été observée à l'échelle Hostilité (Hypothèse 5) de même qu'à l'échelle Colère entre les hommes et les femmes étudiants universitaires.

De même, ces résultats sont corroborés au Test  $T^2$  de Hotelling. En effet, les résultats indiquent qu'au niveau multivarié (test d'ensemble), il y a une différence significative entre les hommes et les femmes [ $F(1, 232) = 20,59, p < 0,001$ ] et que cette différence (test univarié) se retrouve en effet sur trois des cinq variables [ $F(1, 232) = 49,89, p < 0,0001$  pour Agression Physique;  $F(1, 232) = 20,75, p < 0,0001$  pour Agression Verbale ; et  $F(1, 232) = 14,10, p < 0,0001$  pour le score total]. Aucune différence significative n'a été observée à l'échelle Hostilité de même qu'à l'échelle Colère entre les hommes et les femmes étudiants universitaires.

#### *Fidélité test-retest*

Cette section présente les résultats des analyses de corrélation entre les scores obtenus aux échelles et à l'ensemble du AQ pour les étudiants universitaires aux deux temps de passation sur un intervalle de six semaines. D'abord, il est à noter que des 244 participants ayant effectué la première passation, 54 participants étaient absents lors de la seconde rencontre de passation, ce qui porte le nombre de participants pour les analyses de corrélation test-retest à 190. Afin de vérifier la sixième hypothèse de recherche qui prédisait que les scores obtenus aux échelles et à l'ensemble du test à la première passation

seraient corrélés positivement et de manière significative avec ceux obtenus à la seconde passation, des analyses de corrélations  $r$  de Pearson ont été effectuées.

Le Tableau 7 présente les résultats des analyses de corrélations test-retest pour les étudiants universitaires. Comme l'indique le Tableau 7, les résultats démontrent qu'il existe de fortes corrélations positives significatives ( $p < 0,001$ ) entre les scores obtenus à la première et à la seconde passation pour toutes les échelles de même que pour l'ensemble du AQ. En effet, les résultats indiquent des coefficients de  $r = 0,82$  pour l'échelle Agression Physique, de  $r = 0,78$  pour l'échelle Agression Verbale, de  $r = 0,76$  pour l'échelle Colère, de  $r = 0,71$  pour l'échelle Hostilité, et de  $r = 0,89$  pour l'ensemble du AQ. Ces résultats suggèrent une bonne stabilité temporelle de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires.

### *Discussion*

L'Étude 1 visait à vérifier la validité de la structure factorielle, la cohérence interne, les corrélations inter-échelles, les différences de moyenne entre les sexes, de même que la fidélité test-retest de la version française du AQ auprès d'étudiants universitaires. L'Étude 1 visait ainsi à combler l'absence de validation de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a) auprès d'un échantillon similaire à la version originale du AQ (Buss & Perry, 1992)

De façon générale, les résultats des différentes analyses statistiques effectuées auprès de l'échantillon des étudiants universitaires révèlent que les qualités psychométriques de la version originale du AQ (Buss & Perry, 1992)

*Tableau 7. Coefficients de corrélation test-retest pour les échelles et le score total de la version française du AQ pour les étudiants universitaires*

Échelles	Coefficients corrélations	
	Étudiants universitaires ( <i>n</i> = 190)	Buss & Perry (1992) ( <i>n</i> = 372)
Agression Physique	0,82**	0,80
Agression Verbale	0,78**	0,76
Colère	0,76**	0,72
Hostilité	0,71**	0,72
Score total	0,89**	0,80

\*\*  $p < 0,001$

sont préservées dans la version française (Côté & Lalumière, 1999a) de l'instrument.

Pour l'échantillon des étudiants universitaires, les résultats obtenus confirment le modèle théorique à quatre facteurs de la version française du AQ. De même, les résultats rapportent une bonne cohérence interne aux échelles et au score total, de même que des corrélations entre toutes les échelles de la version française de l'instrument. En outre, des différences de moyenne entre les hommes et les femmes universitaires sont retrouvées pour les facteurs Agression Physique, Agression Verbale de même qu'au score total. Aucune différence significative n'a été révélée pour les facteurs Colère et Hostilité. Enfin, les résultats indiquent une bonne fidélité temporelle de la version française de l'instrument.

### *Structure factorielle*

La première hypothèse suggérait que le modèle théorique multidimensionnel à quatre facteurs interreliés et factoriellement distincts de la version originale du AQ serait reproduit auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires francophones.

Une analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance a été conduite sur les 29 items de la version française du AQ et a permis de confirmer, appuyant l'hypothèse 1, le modèle théorique à quatre facteurs de la version originale de l'instrument auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires francophones. De même, les analyses de coefficient alpha de Cronbach révèlent une bonne cohérence interne de la version française de l'instrument. En outre, les

analyses de corrélation  $r$  de Pearson entre les différentes échelles indiquent que les quatre dimensions de la version française du AQ sont interreliées.

Ces résultats sont comparables avec ceux obtenus par Buss et Perry (1992) et appuyés par ceux d'études ultérieures qui confirment la structure à quatre facteurs du AQ auprès d'échantillons d'étudiants canadiens-anglais (Harris, 1995); néerlandais (Meesters et al., 1996), et italiens (Fossati et al., 2003). De même, les résultats de la présente étude vont dans le même sens que ceux obtenus par Buss et Perry (1992) et appuyés par différentes études (Garcia-Leon et al., 2002; Harris, 1995; Nakano, 2001; Fossati et al., 2003) qui indiquent que les quatre facteurs du AQ sont interreliés et factoriellement distincts.

#### *Différences entre les hommes et les femmes*

La deuxième hypothèse suggérait que les hommes étudiants universitaires obtiendraient des scores significativement plus élevés que les femmes au score total de la version française du AQ. En outre, il était attendu, tel que prédit par les troisième et quatrième hypothèses, que les hommes étudiants universitaires obtiendraient des scores significativement plus élevés que les femmes sur les échelles Agression Physique et Agression Verbale.

Des analyses de variances univariées (test  $t$ ) et multivariées ( $T^2$  de Hotelling) effectuées sur les quatre échelles et le score total de la version française du AQ, selon le sexe, ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 2, que les hommes étudiants universitaires diffèrent significativement des femmes étudiantes universitaires au niveau de l'agression globale. En outre, les résultats obtenus ont permis de préciser, appuyant les hypothèses 3 et 4, que les hommes

étudiants universitaires sont significativement plus agressifs sur les dimensions physique et verbale comparativement aux femmes étudiantes universitaires.

Ces résultats diffèrent en partie de ceux obtenus par Buss et Perry (1992) qui, en plus de rapporter des scores significativement plus élevés aux échelles physique et verbale du AQ chez les hommes, indiquent que les hommes obtiennent des scores significativement plus élevés à l'échelle Hostilité de l'instrument. Par ailleurs, ces résultats sont comparables avec ceux obtenus par Archer et al. (1995) et par Nakano (2001) qui rapportent des scores significativement plus élevés aux échelles physique et verbale du AQ mais non aux échelles Colère et Hostilité du AQ.

#### *Fidélité test-retest*

La cinquième hypothèse suggérait que les scores aux échelles et au score total obtenus à la première passation seraient corrélés positivement et de façon significative avec ceux obtenus à la deuxième passation pour les étudiants universitaires.

Des analyses de corrélations  $r$  de Pearson effectuées sur les scores obtenus aux quatre échelles et à l'ensemble du test pour les deux passations ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 5, la fidélité temporelle de la version française du AQ auprès des étudiants universitaires. Ces résultats sont comparables avec ceux obtenus par Buss & Perry (1992) et appuyés par Garcia et al. (2002) et Meesters et al. (1996) alors que des corrélations positives significatives sont rapportées entre les échelles et l'ensemble du test des deux passations avec des intervalles variant de 5 à 9 semaines.

## *ÉTUDE 2 : ADULTES NON-RECRUTÉS EN MILIEU UNIVERSITAIRE*

### *Méthode*

#### *Déroulement*

Cette partie de la présente étude s'inscrit dans le cadre de l'Étude sur le développement et la personnalité des personnes adoptées à la naissance et des personnes non-adoptées (EDPPAN) réalisée à l'Université du Québec à Chicoutimi et au Centre for Addiction and Mental Health, Université de Toronto, et subventionnée par le Conseil de Recherche en Sciences Humaines du Canada (CRSH). L'EDPPAN s'intéresse à l'influence de la famille et de l'ordre de naissance sur le développement de même qu'aux caractéristiques des personnes qui ont été adoptées. Les participants de l'EDPPAN comprennent des personnes qui ont été adoptées et des personnes qui n'ont pas été adoptées. Dans le cadre de la présente étude, les participants qui n'ont pas été adoptés et qui ont grandi avec leur famille biologique sont ceux qui ont été retenus.

Les participants de l'EDPPAN ont été recrutés en majeure partie par le biais du Mouvement Retrouvailles, via des annonces dans les journaux et sur les ondes de stations de radio, sur des sites Internet, durant des cours pour adultes ou lors de rencontres sociales de différentes associations (v.g., Chevaliers de Colomb, Association Féminine d'Éducation et d'Action Sociale), de même que par le biais des Centres Jeunesse, d'annonces affichées dans différents milieux dont les Centre Locaux de Services Communautaires (CLSC) et les universités de la province de Québec.

L'EDPPAN comporte trois étapes. La première étape consiste en une entrevue téléphonique structurée qui a permis de présenter l'étude et les modalités de participation et de recueillir des informations sur la famille des participants. Les participants se sont vus attribuer un code confidentiel puisqu'aucun questionnaire ni document concernant l'étude autre que le formulaire de consentement ne faisait mention de l'identité des participants. Lors de la deuxième étape, les participants ont reçu par la poste le formulaire de consentement, un questionnaire sociodémographique et plusieurs questionnaires, dont ceux utilisés dans l'Étude 1. Les participants ont été invités à répondre aux questionnaires de façon individuelle et à les retourner par la poste dans une enveloppe pré-adressée et pré-affranchie. La troisième étape comporte une entrevue individuelle où quatre épreuves d'habiletés intellectuelles ont été administrées. Les participants ont reçu une compensation financière de 25 dollars à la troisième étape de l'étude.

Dans le cadre de la présente étude, les données concernant l'échantillon des adultes non-recrutés en milieu universitaire ont été recueillies lors de la deuxième étape de l'EDPPAN (i.e., les questionnaires à répondre individuellement à la maison). La participation des adultes non-recrutés en milieu universitaire à cette étape est d'environ 40 minutes. Précisons que les responsables de l'EDPPAN ont autorisé le présent auteur à participer à toutes les étapes du projet et à utiliser les données recueillies pour les fins de la présente étude.



### *Participants*

L'échantillon est composé de 161 adultes francophones (76 hommes et 85 femmes) âgés entre 18 et 75 ans ( $M = 38,35$ ;  $ET = 14,22$ ). Les participants de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire proviennent du sous-échantillon des adultes non-adoptés du projet EDPPAN et ont été recrutés par le biais de ce projet d'étude décrit précédemment.

### *Instruments de mesure*

Tout d'abord, des informations ont été recueillies sur les caractéristiques sociodémographiques des participants de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Ensuite, quatre instruments de mesure ont été utilisés afin de vérifier les hypothèses de recherche mises à l'étude. Le premier, qui fait l'objet de la présente étude de validation, est la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a). Les trois autres questionnaires, qui mesurent des construits théoriquement liés à l'agression (i.e., traits de la personnalité et délinquance), ont permis d'évaluer la validité de critère de la version française du AQ. Ces questionnaires sont la version française du *NEO-PI-R* (Costa & McCrae, 1992), le *Childhood and Adolescence Psychopathy Scale* (CAP; Seto, Khattar, Lalumière, & Quinsey, 1997), et l'adaptation papier-crayon du *Questionnaire sur la délinquance de Leblanc* (Côté & Lalumière, 1999b).

*Caractéristiques sociodémographiques.* Pour l'échantillon des adultes non-recrutés en milieu universitaire, différentes informations sur les caractéristiques sociodémographiques des participants ont été recueillies tout au long des trois étapes de l'EDPPAN. Ces informations concernent le sexe, l'âge au

moment de la passation, le dernier niveau de scolarité complété, la région de résidence, le statut matrimonial, et l'origine ethnique.

*Aggression Questionnaire.* La même version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a) utilisée auprès des étudiants universitaires a été utilisée auprès des adultes non-recrutés en milieu universitaire.

*Childhood and Adolescence Psychopathy Scale.* Le *Childhood and Adolescence Psychopathy Scale* (CAP; Seto, Khattar, Lalumière, & Quinsey, 1997) est composé de huit items qui évaluent certaines dimensions des comportements antisociaux et agressifs émis avant l'âge de 16 ans. Certains items (1, 2, 5, et 8) sont de type vrai ou faux, d'autres (3, 4, et 6) comportent une échelle en 7 points de type Likert allant de 1 (jamais ou pas de problème) à 7 (souvent ou problèmes sérieux) et un item (7) comporte une échelle en 3 points soit 1 (oui), 2 (non) et 3 (je ne le sais pas). Les qualités psychométriques de la version anglaise sont excellentes (Lalumière & Quinsey, 1996). La version française (Côté & Lalumière, 1999c) a été utilisée et possède de bonnes qualités psychométriques.

*Adaptation du Questionnaire sur la délinquance de Leblanc.* Plusieurs études démontrent que le nombre de comportements criminels auto-rapportés est supérieur au nombre de délits inscrits dans les sources officielles d'arrestation (Elliott, Huizinga, & Morse, 1986). Ainsi, l'adaptation papier-crayon de type vrai ou faux de l'entrevue semi-structurée du *Questionnaire sur la délinquance* de Leblanc réalisée par Côté et Lalumière (1999b) permet d'évaluer la présence ou

l'absence de comportements criminels. Les qualités psychométriques de l'instrument sont très bonnes.

*NÉO-PI-R*. Le *NÉO-PI-R* (Costa & McCrae, 1992) comporte 240 items qui mesurent cinq composantes de la personnalité : 1) Ouverture aux nouvelles expériences; 2) Conscience ; 3) Agréabilité; 4) Instabilité émotionnelle; et 5) Extraversion. Chaque item est évalué sur une échelle en 5 points de type Likert allant de 1 (fortement en désaccord) à 5 (fortement en accord). La version française de ce questionnaire possède de très bonnes qualités psychométriques (Rolland, & Petot, 1994; Rolland, Parker, & Stumpf, 1998).

#### *Stratégies d'analyse*

La majorité des analyses statistiques ont été réalisées à l'aide du progiciel *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS) version 12.01 alors que les analyses factorielles confirmatoires ont été effectuées à l'aide du progiciel *Statistical Analysis System* (SAS) version 8. Des analyses descriptives ont d'abord été effectuées afin d'obtenir des informations sur les variables sociodémographiques.

La validité de la structure factorielle de la version française du AQ (Hypothèses 6) auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire a été vérifiée à l'aide d'analyses factorielles confirmatoires de type maximum de vraisemblance. En outre, la cohérence interne de la version française du AQ a été évaluée à l'aide du coefficient alpha de Cronbach pour les quatre échelles et l'ensemble du questionnaire.

Les différences de résultats obtenus entre les hommes et les femmes aux différentes échelles et au total du AQ pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire (Hypothèses 7; 8; et 9) ont d'abord été évaluées selon une approche univariée (la statistique *t* de Student) puis de façon multivariée (la statistique *T*<sup>2</sup> de Hotelling).

Enfin, la validité de critère de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire (Hypothèses 10; 11; et 12) a été évaluée par le biais d'analyses de corrélation entre les échelles du AQ et les échelles de la personnalité du NEO-PI-R, de même qu'entre le score total du AQ et le score total des questionnaires sur la délinquance (CAP et l'adaptation papier-crayon du *Questionnaire sur la délinquance de Leblanc*).

Enfin, les postulats de base ont été vérifiés pour chacune des analyses statistiques effectuées.

### *Résultats*

Cette partie présente les résultats des analyses statistiques effectuées sur les données recueillies auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Les résultats des analyses descriptives sur les variables sociodémographiques de l'échantillon de même que les résultats des analyses exploratoires sont d'abord exposés. Ensuite, les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire sont présentés. De même, les résultats des analyses de différences de moyenne entre les hommes et les femmes adultes non-recrutés en milieu universitaire aux échelles et à l'ensemble du AQ sont présentés. Enfin, les résultats des analyses de corrélation pour les échelles et le score total de la

version française du AQ avec les échelles et scores totaux des questionnaires du NEO-PI-R, du CAP et de l'adaptation de Leblanc sont exposés.

### *Analyses descriptives*

Pour l'échantillon des adultes non-recrutés en milieu universitaire, des analyses descriptives ont été effectuées afin d'indiquer la répartition des participants selon le genre, l'âge au moment de la passation, le dernier niveau de scolarité complété, la région de résidence, le statut matrimonial, et l'origine ethnique des participants. Afin de faciliter la lecture des résultats, les informations concernant l'âge ont été regroupées afin limiter le nombre de cellules. Cependant, ce regroupement n'affecte en rien les résultats des analyses statistiques effectuées. Le Tableau 8 présente les résultats obtenus aux analyses descriptives des variables sociodémographiques pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Comme l'indique le Tableau 8, l'échantillon est composé de 76 hommes et de 85 femmes ( $N = 161$ ) qui sont âgés de 18 à 75 ans ( $M = 38,35$ ;  $ÉT = 14,22$ ). Concernant le niveau de scolarité des participants, 12,42% ont un secondaire IV et moins, 15,53% ont complété leur secondaire 5, 31,68% ont complété le niveau collégial, 9,94% ont un certificat universitaire, 22,98% ont un baccalauréat, 6,83% ont complété une maîtrise, et enfin un participant a un doctorat (0,62%). En ce qui concerne la région de résidence des participants, la plupart des participants proviennent de la région du Saguenay-Lac-St-Jean (47,00%) alors 14,01% proviennent de la région de Montréal et les environs, 13,38% de la région de Lanaudière, 9,55% proviennent des Canton de l'Est, 5,73% de la Montérégie, 4,46% de la région de Québec et les environs, 1,91% des

Tableau 8. Analyses descriptives sur les variables sociodémographiques pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire ( $N = 161$ )

Caractéristiques des adultes	<i>n</i>	%
Sexe		
Féminin	85	47,20
Masculin	76	52,80
Âge		
18 à 28 ans	52	32,30
29 à 38 ans	38	23,60
39 à 48 ans	28	17,39
49 à 58 ans	27	16,77
59 à 68 ans	12	7,45
69 à 75 ans	4	2,48
Scolarité complétée		
Secondaire 4 et moins	20	12,42
Secondaire 5	25	15,53
Cégep	51	31,68
Université-Certificat	16	9,94
Université-Baccalauréat	37	22,98
Université-Maîtrise	11	6,83
Université-Doctorat	1	0,62
Région de résidence		
Saguenay-Lac-St-Jean	74	47,00
Québec et environ	7	4,46
Montréal et environ	22	14,01
Chaudière-Appalaches	1	0,64
Montérégie	9	5,73
Lanaudière	21	13,38
Canton de l'Est	15	9,55
Centre du Québec	2	1,27
Outaouais-Ottawa	1	0,64
Laurentides	3	1,91
Ontario	2	1,27
Statut matrimonial		
Célibataire	40	24,80
Conjoint de fait	37	23,00
Marié	62	38,50
Séparé/Divorcé	18	9,20
Veuf	3	1,90
Origine ethnique		
Blanc	156	99,36
Autochtone	1	0,64

*Note.* En raison des données manquantes, la somme des participants ne totalisent pas toujours 161 individus.

Laurentides, 1,27% du Centre du Québec, 0,64% de la région de Chaudière-Appalaches, 0,64% de la région de l'Outaouais-Ottawa, et 1,27% de la province de l'Ontario. En ce qui a trait au statut matrimonial, 24,80% des participants sont célibataires, 23,00% sont conjoints de fait, 38,50% sont mariés, 9,20% sont séparés ou divorcés, et 1,90% sont veufs. Enfin, la majorité des participants sont de race blanche (99,36%) alors qu'un seul participant est autochtone (1,00%).

#### *Analyses exploratoires des données*

Les analyses exploratoires effectuées sur les données recueillies auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire sont la vérification des valeurs extrêmes et des valeurs manquantes. Aussi, la vérification des postulats de base pour les différentes analyses de données a été effectuée.

La vérification des valeurs extrêmes a été effectuée à l'aide de la distance de Mahalanobis (Tabachnick & Fidell, 2007) qui permet de repérer les valeurs aberrantes en considérant un ensemble de variables (analyse multivariée). Pour chaque participant de l'échantillon des adultes non-recrutés en milieu universitaire, elle a été calculée en fonction des 29 items du AQ, des 8 items du CAP, des 5 échelles du NEO-PI-R et des 83 items de l'adaptation du *Questionnaire sur la délinquance de Leblanc*. Les résultats de l'analyse n'indiquent aucune valeur extrême sur les items du AQ, du CAP, du NEO-PI-R, et de l'adaptation du Leblanc pour les étudiants universitaires.

Les valeurs manquantes ont été vérifiées à l'aide d'analyses de fréquence. Les analyses univariées ont été effectuées sur les 29 items du AQ, sur les 5 échelles du NEO-PI-R, sur les 8 items du CAP, et sur les 83 items de l'adaptation

du Questionnaire sur la délinquance de Leblanc. Les résultats des analyses indiquent que le pourcentage de valeurs manquantes pour chaque variable aux différents instruments de mesure est de moins de 5,00% de l'ensemble des données.

Compte tenu des résultats obtenus et tel que suggéré par Tabachnick et Fidell (2007), le traitement des valeurs manquantes utilisé pour l'échantillon est celui par effacement du cas ou « listwise ». Tel que mentionné précédemment, la technique de traitement des valeurs manquantes par effacement du cas est une bonne alternative lorsque le pourcentage de valeurs manquantes pour chaque variable est de moins de 5,00% de l'ensemble des données. (Tabachnick & Fidell, 2007).

Avant d'effectuer les différentes analyses permettant de mettre à l'épreuve les hypothèses de recherche, les postulats de base ont été vérifiés sur les données recueillies auprès des adultes tel que recommandé par Tabachnick et Fidell (2007). Sauf le postulat de normalité, tous les postulats de base des différentes analyses sont rencontrés. En effet, les résultats révèlent que les items du AQ ne sont pas tous distribués normalement. Certains items ont une distribution asymétrique avec un ratio coefficient d'asymétrie/erreur standard supérieur à la valeur (+/-) 3,33.

#### *Analyse factorielle confirmatoire*

Afin de mettre à l'épreuve la sixième hypothèse de recherche qui prédit que la structure factorielle de la version originale du AQ sera reproduite auprès des adultes non-recrutés en milieu universitaire, une analyse factorielle



confirmatoire de type maximum de vraisemblance a été effectuée sur les données recueillies aux 29 items de la version française du AQ. Cette méthode a été privilégiée puisque la distribution des données ne respectent pas le postulat de normalité et étant donnée la taille moyenne de l'échantillon (Tabachnick & Fidell, 2007). Les résultats de ces analyses sont présentés dans cette section.

*Spécification du modèle théorique.* Le modèle théorique hypothétique à quatre facteurs de la version française du AQ mis à l'épreuve auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire, basé sur les résultats de l'étude originale de Buss & Perry (1992), est le même que celui de l'échantillon des étudiants universitaires et est présenté à la Figure 1. Ce modèle suppose quatre facteurs interreliés de premier ordre (Agression Physique, Agression Verbale, Colère, et Hostilité) pour expliquer la covariation des 29 items de la version française du AQ.

*Estimation du modèle théorique.* Afin d'estimer l'adéquation du modèle théorique de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire, différents indices d'ajustement absolus et relatifs ont été utilisés. La sélection des indices d'ajustement a été effectuée selon les recommandations de Tabachnick et Fidell (2007).

Les indices absolus d'ajustement du modèle sont le chi-carré ( $\chi^2$ , Bentler, 1995), le ratio chi-carré/degrés de liberté ( $\chi^2/dl$ ; Hoelter, 1983), l'indice de la qualité d'ajustement («goodness-of-fit»; GFI; Jöreskog & Sorbom, 1996), l'indice de la qualité d'ajustement corrigé («adjusted goodness-of-fit index» (AGFI; Jöreskog & Sorbom, 1996) et la racine carré moyen de l'estimation

(«root-mean-square error»; RMSEA; Steiger, 1989). Alors que les indices subjectifs d'ajustement du modèle sont le «comparative fit index» (CFI; Bentler, 1990) et le «nonnormed fit index» (NNFI; Bentler & Bonett, 1980).

Le Tableau 9 présente les résultats des indices d'ajustement du modèle pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Comme l'indique le Tableau 9, les résultats révèlent un chi-carré significatif ( $\chi^2(371) = 733,50, p < 0,0001$ ) et un ratio  $\chi^2/dl$  en-dessous de la valeur 2,00 ( $\chi^2/dl = 1,98$ ). Cependant, les valeurs du GFI (0,75) et du AGFI (0,71) et du RMSEA (0,08) ne rencontrent pas les normes d'acceptation de la qualité globale d'ajustement du modèle. Il en est de même pour les indices subjectifs du CFI (0,80) et du NNFI (0,79). Les résultats suggèrent donc un ajustement modérément acceptable du modèle théorique proposé pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

Par ailleurs, l'examen des erreurs de mesure standardisées n'indiquent aucune valeur problématique (i.e., près de zéro) ce qui écarte la possibilité d'un problème d'estimation. De même, l'examen des valeurs  $t$  (de 2,01 à 8,85) révèlent que tous les poids factoriels sont significatifs ( $p < 0,05$  à  $p < 0,001$ ). Le Tableau 10 présente les valeurs des poids factoriels standardisés pour les 29 items de la version française du AQ pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

Comme l'indique le Tableau 10, les poids factoriels des 29 items du AQ révèlent des valeurs allant de 0,18 pour l'item 15 («Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un») à 0,71 pour l'item 9 («Je suis souvent en

*Tableau 9.* Indices d'ajustement du modèle factoriel de la version française du AQ suite à l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire ( $N = 161$ )

Indices de la qualité globale d'ajustement du modèle	Normes d'acceptation	Valeurs des indices	
		Adultes (N = 161)	Buss & Perry (1992) (N = 1253)
Indices absolus			
$\chi^2$		733,50	721,35
$dl$		371	371
$p$		< 0,0001	_____
$\chi^2/dl$	≤ 2,00	1,98	1,94
GFI	≥ 0,90	0,75	_____
AGFI	≥ 0,90	0,71	_____
RMSEA	≤ 0,05	0,08	_____
Indices subjectifs			
CFI	≥ 0,90	0,80	_____
NNFI	≥ 0,90	0,79	_____

*Tableau 10. Poids factoriels standardisés des 29 items de la version française AQ pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire (N = 161)*

Items factoriels	Poids factoriels standardisés
<b>Agression physique</b>	
1. Il m'arrive parfois d'être incapable de contrôler mon envie de frapper quelqu'un.	0,43
8. J'ai déjà été tellement furieux(se) que j'ai brisé des choses.	0,53
11. Si la provocation est suffisante, je peux frapper quelqu'un.	0,70
13. Si quelqu'un me frappe, je frappe à mon tour.	0,62
15 <sup>a</sup> . Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un.	0,18
17. Je me bagarre un peu plus souvent que la moyenne des gens.	0,41
20. Si je dois avoir recours à la violence pour protéger mes droits, je le ferai.	0,59
23. Il y a des gens qui m'ont tellement provoqué qu'on en est venu à la bagarre.	0,62
25. J'ai déjà menacé des gens.	0,59
<b>Agression verbale</b>	
3. Lorsque je suis en désaccord avec mes ami(e)s, je leur dis ouvertement.	0,33
7. Mes ami(e)s me disent que je suis argumentateur(trice).	0,62
9. Je suis souvent en désaccord avec les gens.	0,71
26. Lorsque les gens m'énervent, je peux leur dire ce que je pense d'eux.	0,52
28. Je ne peux résister à l'argumentation lorsque les gens sont en désaccord avec moi.	0,59
<b>Colère</b>	
4. Je m'emporte rapidement mais je me calme rapidement.	0,54
6. J'ai de la difficulté à contrôler mon tempérament.	0,68
12. Lorsque je suis frustrée, je montre mon irritation.	0,40
18. Je me sens parfois comme un bâton de dynamite prêt à exploser.	0,63
21 <sup>a</sup> . Je suis une personne d'humeur égale.	0,61
27. Certains de mes ami(e)s pensent que je suis impulsif(ve).	0,65
29. Il m'arrive quelques fois de perdre la tête sans bonne raison.	0,51
<b>Hostilité</b>	
2. Lorsque les gens sont particulièrement gentils, je doute de ce qu'ils veulent.	0,85
5. Je sens quelques fois que les gens rient de moi dans mon dos.	0,69
10. Je suis quelques fois envahi(e) par la jalousie.	0,54
14. Je sens quelques fois que la vie m'a traité(e) injustement.	0,59
16. Les autres personnes semblent toujours être les « chanceux ».	0,59
19. Je suspecte les étrangers qui sont très gentils.	0,55
22. Je me demande quelques fois pourquoi je suis si amer(ère) envers les choses.	0,63
24. Je sais que des « ami(e)s » parlent de moi dans mon dos.	0,50

*Note* <sup>a</sup>Items dont le score est inversé.

désaccord avec les gens»). En outre, tous les items révèlent des valeurs supérieures à 0,30 à l'exception de l'item 15 (0,18) appartenant au facteur Agression Physique.

Sur la base des valeurs statistiques obtenues et présentées précédemment, les résultats suggèrent un ajustement modérément acceptable du modèle théorique de la version française du AQ pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. La Figure 3 présente le modèle théorique de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire suite à l'analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance.

#### *Cohérence interne*

La cohérence interne de la version française du AQ auprès de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire a été vérifiée à l'aide des coefficients alpha de Cronbach. Le Tableau 11 présente les résultats des coefficients alpha de Cronbach pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Comme l'indique le Tableau 11, les résultats indiquent un coefficient alpha de  $\alpha = 0,88$  pour l'ensemble des 29 items, de  $\alpha = 0,71$  à l'échelle Agression Physique, de  $\alpha = 0,71$  à l'échelle Agression Verbale, de  $\alpha = 0,76$  à l'échelle Colère, et de  $\alpha = 0,77$  à l'échelle Hostilité. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus à l'étude originale de Buss et Perry (1992) qui révèle des coefficients légèrement plus élevés avec un échantillon de taille supérieure ( $N = 1\,253$ ) à celui des adultes non-recrutés en milieu universitaire ( $N = 161$ ).

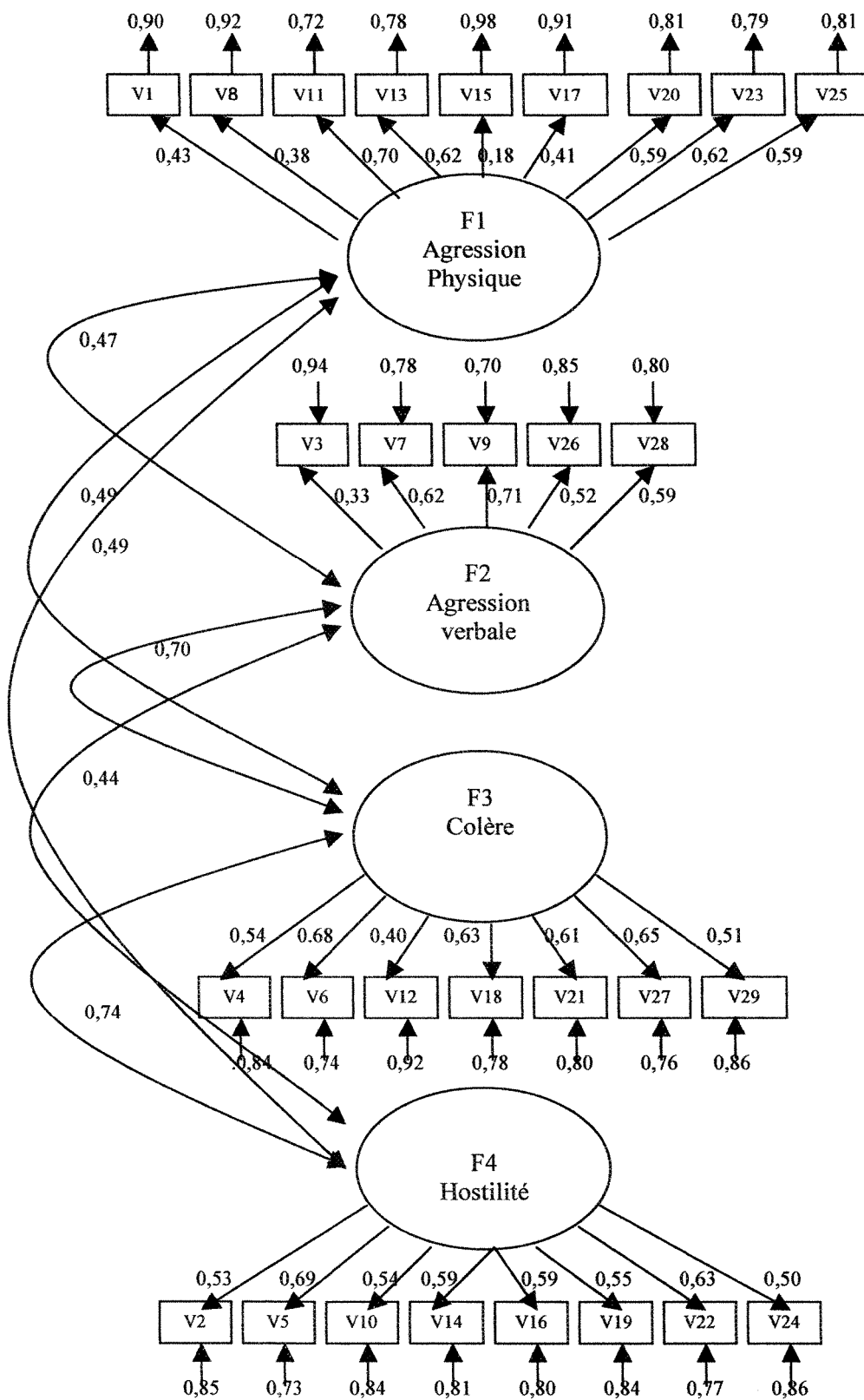


Figure 3. Modèle théorique multidimensionnel de la version française du AQ pour les adultes

Tableau 11. Coefficients alpha de Cronbach et coefficients de corrélation  $r$  de Pearson des échelles de la version française du AQ pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire ( $N = 161$ )

	Adultes ( $N = 161$ )				Étude de Buss & Perry (1992) ( $N = 1\ 253$ )			
	Alpha de Cronbach	Agression physique	Agression verbale	Colère	Alpha de Cronbach	Agression physique	Agression verbale	Colère
Agression Physique	0,71**	_____			0,85	_____		
Agression Verbale	0,71**	0,30**	_____		0,72	0,45	_____	
Colère	0,76**	0,36**	0,51**	_____	0,83	0,48	0,48	_____
Hostilité	0,77**	0,38**	0,28**	0,57 **	0,77	0,28	0,25	0,45
Score total	0,88**				0,89			

\*\* $p < 0,001$

Par ailleurs, le retrait de l'un ou de l'autre des items n'augmente relativement pas la cohérence interne de la version française de l'instrument. De même, les corrélations item-total de l'ensemble du test varient entre 0,12 (Item 15 «Je n'arrive pas à trouver une bonne raison pour frapper quelqu'un») et 0,65 (Item 25 «J'ai déjà menacé des gens»). À cet effet, les items 3 («Lorsque je suis en désaccord avec mes amis, je leur dis ouvertement»); 15; et 17 («Je me bagarre un peu plus souvent que la moyenne des gens») présentent des coefficients de corrélation item-total inférieurs à 0,35.

#### *Corrélations entre les échelles*

Le Tableau 11 présente également les résultats des analyses de corrélation entre les échelles de même qu'entre les échelles et le score total de la version française du AQ pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Comme l'indique le Tableau 11, les résultats indiquent que toutes les échelles de la version française du AQ sont corrélées positivement et de manière significative ( $p < 0,001$ ). Des corrélations positives sont retrouvées entre l'échelle Agression Physique et l'échelle Agression Verbale [ $r(152) = 0,30, p < 0,001$ ], Agression Physique et Colère [ $r(152) = 0,36, p < 0,001$ ], Agression Physique et Hostilité [ $r(152) = 0,38, p < 0,001$ ], Agression Verbale et Colère [ $r(152) = 0,51, p < 0,001$ ], Agression Verbale et Hostilité [ $r(152) = 0,28, p < 0,001$ ], de même qu'entre l'échelle Colère et l'échelle Hostilité [ $r(152) = 0,57, p < 0,001$ ]. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par l'étude de Buss et Perry (1992) qui ont rapporté des corrélations positives significatives pour toutes les échelles du AQ.



### *Différences entre les hommes et les femmes adultes*

Cette section présente les résultats des analyses de différences de moyenne entre les hommes et les femmes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire aux échelles et au score total de la version française du AQ. Les hypothèses de recherche 7, 8, et 9 ont été mises à l'épreuve à l'aide de deux analyses. D'abord, une analyse comparaison de moyenne Test  $t$  a été effectuée. Ensuite, un test  $T2$  de Hotelling a été réalisé.

Le Tableau 12 présente les résultats des analyses de différence de moyenne aux échelles et au score total de la version française du AQ pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire. Comme l'indique le Tableau 12, les résultats au test  $t$  révèlent que les hommes sont globalement plus agressifs ( $M = 72,22$ ) que les femmes ( $M = 63,35$ ),  $t(150, 152) = 3,50, p < 0,001$ . Spécifiquement, les hommes obtiennent un score moyen plus élevé ( $M = 17,00$ ) à l'échelle Agression Physique que les femmes ( $M = 13,37$ ),  $t(150, 152) = 4,51, p < 0,001$ . De même, les hommes ont un score moyen plus élevé ( $M = 16,59$ ) à l'échelle Agression Verbale que les femmes ( $M = 13,91$ ),  $t(150, 152) = 4,43, p < 0,001$ . Par ailleurs, aucune différence significative n'a été observée aux échelles Colère et Hostilité entre les hommes et les femmes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

De surcroît, ces résultats sont rapportés au Test  $T2$  de Hotelling. En effet, les résultats indiquent qu'au niveau multivarié (test d'ensemble), il y a une différence significative entre les hommes et les femmes [ $F(146, 152) = 8,02, p < 0,001$ ] et que cette différence (test univarié) se retrouve en effet sur trois des cinq

Tableau 12. Analyses de différences de moyenne pour les hommes et les femmes adultes non-recrutés en milieu universitaire aux échelles et au score total de la version française du AQ

Général et au score total de la version française du FRS							
Échelles	Hommes ( <i>n</i> = 67)		Femmes ( <i>n</i> = 165)		<i>dl</i>	<i>t \ F</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>ÉT</i>	<i>M</i>	<i>ÉT</i>			
Test <i>t</i>							
Agression Physique	21,57	7,41	15,52	5,19	230	7,06	0,0001
Agression Verbale	17,52	3,92	15,04	3,70	230	4,56	0,0001
Colère	14,94	3,88	15,64	4,89	230	-1,05	0,296
Hostilité	17,10	5,24	16,59	5,31	230	0,67	0,501
Score total	73,09	15,65	69,81	15,04	230	3,76	0,0001
T2 de Hotelling							
Agression Physique	—	—	—	—	1	49,89	0,0001
Agression Verbale	—	—	—	—	1	20,75	0,0001
Colère	—	—	—	—	1	1,10	0,296
Hostilité	—	—	—	—	1	0,46	0,501
Score total	—	—	—	—	1	14,10	0,0001

variables [ $F(1, 152) = 20,38$  pour Agression Physique;  $F(1, 152) = 19,58, p < 0,001$  pour Agression Verbale ; et  $F(1, 152) = 12,26, p < 0,005$  pour le score total]. Aucune différence significative n'a été observée aux échelles Colère et Hostilité entre les hommes et les femmes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

#### *Validité de critère*

Afin de mettre à l'épreuve les hypothèses de recherche 10, 11, et 12, des analyses de corrélation  $r$  de Pearson ont été effectuées entre les échelles de la version française du AQ et les échelles du NEO-PI-R, de même qu'entre le score total de la version française du AQ et celui du CAP et de l'adaptation du *Questionnaire sur la délinquance de Leblanc*. Le Tableau 13 présente les résultats des analyses de corrélation effectuées entre les échelles de la version française du AQ et les échelles du NEO-PI-R de même qu'entre le score total du AQ et les scores totaux du CAP et du Leblanc pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Comme l'indique le Tableau 13 et tel que prédit par la dixième hypothèse de recherche, les résultats révèlent des corrélations positives significatives ( $p < 0,01$ ) entre l'échelle Instabilité émotionnelle du NEO-PI-R et les quatre échelles de la version française du AQ. En effet, les résultats indiquent des corrélations positives modestes mais significative pour les facteurs Agression Physique ( $r = 0,28, p < 0,01$ ), et Agression Verbale ( $r = 0,15, p < 0,01$ ), et des corrélations positives plus importantes pour les facteurs Colère ( $r = 0,59, p < 0,01$ ) et Hostilité ( $r = 0,65, p < 0,01$ ).

Tableau 13. Coefficients de corrélation  $r$  de Pearson entre les échelles de la version française du AQ et du NEO-PI-R et entre le score total du AQ et le score total du CAP et de l'adaptation du Leblanc pour les adultes non-recrutés en milieu universitaires ( $N = 161$ )

Échelles du AQ	Échelle du NEO-PI-R					Score total CAP	Score total adaptation Leblanc
	Instabilité émotionnelle	Extraversion	Ouverture aux nouvelles expériences	Agréabilité	Conscience		
Agression Physique	0,29**	-0,16*	-0,16*	-0,49**	-0,22**	—	—
Agression Verbale	0,15**	0,13	0,15	-0,55**	-0,13	—	—
Colère	0,59**	0,11	0,08	-0,47**	-0,26**	—	—
Hostilité	0,65**	-0,45**	-0,18*	-0,48**	-0,21**	—	—
Score Total	—	—	—	—	—	0,42**	0,41**

\*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$

De même, tel que prédit par la dixième hypothèse, l'échelle Agréabilité du NEO-PI-R est corrélée négativement et de façon significative ( $p < 0,01$ ) avec les quatre échelles de la version française du AQ avec des valeurs de  $r = -0,45$ , pour Agression Physique, de  $r = -0,55$  pour Agression Verbale, de  $r = -0,47$  pour l'échelle Colère, et de  $r = -0,48$  pour l'échelle Hostilité.

Bien qu'aucune hypothèse n'ait été émise à cet égard, des corrélations négatives significatives sont retrouvées entre l'échelle Extraversion du NEO-PI-R et les échelles Agression Physique ( $r = -0,16$ ,  $p < 0,05$ ) et Hostilité ( $r = -0,44$ ,  $p < 0,01$ ), entre l'échelle Ouverture aux nouvelles expériences et les échelles Agression Physique ( $r = -0,16$ ,  $p < 0,05$ ), et Hostilité ( $r = -0,20$ ,  $p < 0,05$ ), de même qu'entre l'échelle Conscience et les échelles Agression Physique ( $r = -0,22$ ,  $p < 0,01$ ), Colère ( $r = -0,26$ ,  $p < 0,01$ ), et Hostilité ( $r = -0,21$ ,  $p < 0,01$ ).

Comme l'indique le Tableau 13 et tel que prédit par l'hypothèse 11, les résultats révèlent que le score total de la version française du AQ est corrélé positivement et de manière significative avec le score total du CAP ( $r = 0,42$ ,  $p < 0,01$ ) pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

De même, comme l'indique le Tableau 13 et tel que prédit par l'hypothèse 12, le score total de la version française du AQ est corrélé positivement et de façon significative avec le score total de l'adaptation du Leblanc ( $r = 0,41$ ,  $p < 0,01$ ) pour l'échantillon des adultes non-recrutés en milieu universitaire.

### *Discussion*

L'étude 2 visait à vérifier la validité de la structure factorielle, la cohérence interne, les corrélations inter-échelles, les différences de moyenne entre les sexes, de même que la validité de critère de la version française du AQ auprès d'un échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Ainsi, l'Étude 2 visait à étendre le champ de validation de la version française de l'instrument à une population plus générale et différente de l'échantillon original de Buss et Perry (1992) en l'occurrence des adultes non-recrutés en milieu universitaire.

De façon générale, les résultats des différentes analyses statistiques effectuées révèlent de nouveau que les qualités psychométriques de la version originale du AQ (Buss & Perry, 1992) sont préservées dans la version française (Côté & Lalumière, 1999a) de l'instrument.

Pour l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire, des résultats similaires à ceux obtenus auprès de l'échantillon d'étudiants universitaires sont rapportés confirmant ainsi le modèle théorique à quatre facteurs du AQ auprès d'un échantillon différent de celui de l'étude originale en l'occurrence des adultes non-recrutés en milieu universitaire. En outre, les résultats indiquent une bonne cohérence interne de la version française du AQ de même que des corrélations entre toutes les échelles. De surcroît, les résultats obtenus indiquent une bonne validité de critère de la version française de l'instrument auprès de cet échantillon.

### *Structure factorielle*

La sixième hypothèse suggérait que le modèle théorique à quatre facteurs interreliés et factoriellement distincts de la version originale du AQ serait reproduit auprès de l'échantillon d'adultes francophones non-recrutés en milieu universitaire. Une analyse factorielle confirmatoire de type maximum de vraisemblance a été conduite sur les données recueillies aux 29 items de la version française du AQ et a permis de confirmer, appuyant l'hypothèse 6, le modèle théorique à quatre facteurs de la version originale du AQ auprès de l'échantillon d'adultes francophones non-recrutés en milieu universitaire. De même, les analyses de coefficient alpha de Cronbach révèlent une bonne cohérence interne de la version française de l'instrument. De plus, les analyses de corrélations  $r$  de Pearson entre les différentes échelles indiquent que les quatre dimensions de la version française du AQ sont interreliées.

Ces résultats sont comparables avec ceux obtenus pour l'échantillon d'étudiants universitaires et corroborent les résultats d'études antérieures (Buss & Perry, 1992; Harris, 1995; Fossati et al., 2003) selon lesquels le modèle théorique du AQ est constitué de quatre facteurs interreliés et factoriellement distincts.

### *Différences entre les hommes et les femmes*

La septième hypothèse suggérait que les hommes de l'échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire obtiendraient des scores significativement plus élevés que les femmes au score total de la version française du AQ. De même, il était attendu, selon les hypothèses 8 et 9, que les hommes adultes obtiendraient des scores significativement plus élevés que les femmes

adultes aux échelles Aggression Physique et Aggression Verbale de la version française du AQ.

Des analyses de variance univariées (test *t*) et multivariées (T2 de Hotelling) effectuées sur les quatre échelles et le score total de la version française du AQ, selon le sexe, ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 7, que les hommes diffèrent significativement des femmes au niveau de l'agression global. En outre, les résultats obtenus ont permis de préciser, appuyant les hypothèses 8 et 9, que les hommes sont significativement plus agressifs que les femmes sur les dimensions physique et verbale.

Ces résultats sont similaires avec ceux obtenus pour l'échantillon d'étudiants universitaires et corroborent ceux obtenus aux études antérieures (Archer et al., 1995; Nakano, 2001) qui rapportent des scores significativement plus élevés aux échelles physique et verbale du AQ chez les hommes et non aux échelles Colère et Hostilité. Par ailleurs, ces résultats diffèrent de ceux obtenus par l'étude originale de Buss & Perry (1992) où des scores significativement plus élevés ont été rapportés aux échelles physique, verbale, et hostilité pour les hommes.

#### *Validité de critère*

La dixième hypothèse suggérait que les échelles de l'agression de la version française du AQ seraient corrélées significativement avec échelles de la personnalité du NEO-PI-R. Précisément, il était attendu que les quatre échelles de l'agression de la version française du AQ soient corrélées positivement et de manière significative avec l'échelle Instabilité émotionnelle du NEO-PI-R. De



plus, il était attendu que les quatre échelles de l'agression de la version française du AQ soient corrélées négativement et de manière significative avec l'échelle Agréabilité du NEO-PI-R.

Des analyses de corrélation  $r$  de Pearson effectuées sur les scores obtenus aux échelles de la version française du AQ et aux échelles du NEO-PI-R pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 10, que les quatre dimensions de l'agression de la version française du AQ sont corrélées significativement avec les cinq dimensions de la personnalité mesurées par le NEO-PI-R. De même, les résultats obtenus ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 10, que les quatre dimensions de la version française du AQ sont corrélées positivement et de manière significative avec la dimension Instabilité émotionnelle du NEO-PI-R. En outre, des corrélations positives plus importantes sont retrouvées pour les dimensions Colère et Hostilité de la version française du AQ avec la dimension Instabilité émotionnelle du NEO-PI-R. De plus, les résultats ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 10, que les quatre dimensions de la version française du AQ sont corrélées négativement et de façon significative avec la dimension Agréabilité du NEO-PI-R.

La onzième hypothèse suggérait que le score total de l'agression de la version française du AQ serait corrélé positivement et de manière significative avec le score total de la délinquance du CAP.

Des analyses de corrélation  $r$  de Pearson effectuées sur les scores obtenus à l'ensemble du AQ et à l'ensemble du CAP pour les adultes non-recrutés en

milieu universitaire ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 11, que le score total de l'agression du AQ est corrélé positivement et de manière significative avec le score total de la délinquance du CAP.

La douzième hypothèse suggérait que le score total de l'agression de la version française du AQ serait corrélé positivement et de manière significative avec le score total de la délinquance de l'adaptation du Leblanc.

Des analyses de corrélation  $r$  de Pearson effectuées sur les scores obtenus à l'ensemble du AQ et à l'ensemble du Leblanc pour les adultes non-recrutés en milieu universitaire ont permis de préciser, appuyant l'hypothèse 12, que le score total de l'agression du AQ est corrélé positivement et de manière significative avec le score total de la délinquance de l'adaptation du Leblanc.

Ces résultats sont comparables avec ceux obtenus Buss et Perry (1992) et appuyés par Gallo et Smith (1997) qui rapportent des corrélations significatives entre les échelles du AQ et des construits apparentés tels que l'émotivité et l'impulsivité (Buss & Perry, 1992), l'instabilité émotionnelle et l'ouverture aux nouvelles expériences (Gallo & Smith, 1997).

### *Conclusion*

La présente étude est la première à avoir effectué la validation de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a) auprès d'étudiants universitaires. Elle est aussi la première à avoir effectué la validation de la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a) auprès d'un échantillon d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Les résultats obtenus de l'Étude 1 et de l'Étude 2 ont permis d'appuyer l'ensemble des hypothèses de recherche qui ont été émises auprès des deux échantillons. Les résultats ont démontré que dans l'ensemble, la version française du AQ reproduit la structure factorielle, la cohérence interne, la corrélation inter-échelles, la fidélité temporelle et la validité de critère de la version originale de l'instrument auprès des étudiants universitaires et, de manière plus vaste, auprès d'adultes non-recrutés en milieu universitaire.

Ainsi, les résultats de la présente étude confirment les résultats de recherches précédentes portant sur la validité des différentes versions linguistiques du AQ et contribuent à la validation de l'instrument. De même, les résultats de la présente étude démontrent que la version française du AQ (Côté & Lalumière, 1999a) constitue un instrument valide et fidèle pour évaluer l'agression chez les étudiants universitaires et les adultes non-recrutés en milieu universitaires. Étant donné ses propriétés psychométriques, le peu de temps requis pour son administration, le AQ s'avère donc un instrument de choix pour les chercheurs qui veulent évaluer l'agression chez les étudiants universitaires

francophones et chez les adultes francophones non-recrutés en milieu universitaire.

Malgré ses apports, la présente étude comporte certaines limites méthodologiques et statistiques. D'une part, la présente étude a été réalisée auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires et d'adultes non-recrutés en milieu universitaire. Cette limitation ne permet donc pas une généralisation de la validité de la version française de l'instrument à des populations autres que celles de la présente étude. À cet effet, l'étude de Williams et al. (1996) qui a évalué la structure factorielle du AQ auprès d'adultes contrevenants rapportent un meilleur ajustement du modèle théorique pour ce type de population avec une structure à deux facteurs. D'autre part, il importe de souligner le fait que la distribution des données des deux échantillons ne respectent pas le postulat de normalité ce qui a pu affecter les résultats obtenus aux indices d'ajustement du modèle théorique. En effet, il est mentionné que lorsque le postulat de normalité de la distribution n'est pas respecté, les valeurs du  $\chi^2$  et des erreurs standards tendent à être plus élevées (Bollen, 1989).

Enfin, des études ultérieures s'avèrent nécessaires afin d'examiner l'invariance de la structure factorielle de la version française du AQ de façon à vérifier si la structure factorielle de la version française du AQ varie d'une population à une autre et aussi si les 29 items du AQ varient d'une population à une autre.

### *Références*

- Archer, J., & Haigh, A. M. (1997). Beliefs about aggression among male and female prisoners. *Aggressive Behavior*, 23, 405-415.
- Archer, J., Kilpatrick, G., & Bramwell, R. (1995). Comparison of two aggression inventories. *Aggressive Behavior*, 21, 371-380.
- Arrindell, W.A., Ettema, J.H.M. (1986). *Klachtenlijst (SCL-90) (symptom checklist)*. Lisse : Swets & Zeitlinger.
- Bandura, A. (1973). *Aggression: A social learning analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Bending, A. W. (1962). Factor analytic scales of covert and overt hostility. *Journal of Consulting Psychology*, 26, 200.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS: Structural equations program manual*. CA: Encino, Multivariate Software.
- Bentler, P.M., & Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bernstein, I.H., & Gesn, P.R. (1997). On the dimensionality of the Buss-Perry Aggression Questionnaire. *Behav. Res. Thera.*, 35, 563-568.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.

- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing Structural Models*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Bushman, B. J. (1995). Moderating role of trait aggressiveness in the effects of violent media on aggression. *Journal Pers Soc Psychol*, 69, 950-960.
- Bushman, B. J., Cooper, H. M., & Lemke, K. M. (1991). Meta-analysis of factor analyses : An illustration using the Buss-Durkee Hostility Inventory. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 17, 344-349.
- Buss, A.H. (1961). *The psychology of aggression*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Buss, A. H. (1988). *Personality: Evolutionary heritage and human distinctiveness*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Buss, A. H., & Durkee, A. (1957). An inventory for assessing different kinds of hostility. *Journal of Consulting Psychology*, 21, 343-349.
- Buss, A. H., & Perry, M. (1992). The Aggression Questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 452-459.
- Cook, W., & Medley, D. (1954). Proposed hostility for pharisaicvirtue skills of the MMPI. *Journal of Applied Psychology*, 38, 414-418.
- Côté, K., & Lalumière, M. L. (1999a). *Questionnaire Buss-Perry*. Document inédit, Centre for Addiction and Mental Health, Université de Toronto, Canada.

- Côté, K., & Lalumière, M. L. (1999b). *Questionnaire sur les conduites marginales*. Document inédit, Centre for Addiction and Mental Health, Université de Toronto, Canada.
- Côté, K., & Lalumière, M. L. (1999c). *Questionnaire sur les comportements à l'enfance et à l'adolescence*. Document inédit, Centre for Addiction and Mental Health, Université de Toronto, Canada.
- Costa, P. T. Jr., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Dollard, J., Doob, L. W., Miller, N.E., Mowrer, O.H., & Sears, R.R. (1939). *Frustration and aggression*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Edmunds, G., & Kendrick, D. C. (1980). *The measurement of human aggressiveness*. New York: Wiley.
- Elliott, D.S., Huizinga, D., & Morse, B. (1986). Self-reported violent offending: A descriptive analysis of juvenile violent offenders and their offending careers. *Journal of Interpersonal Violence*, 1, 472-514.
- Fossati, A., Maffei, C., Acquarini, E., Di Ceglie, A. (2003). Multigroup confirmatory component and factor analyses of the Italian version of the Aggression Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 19, 54-65.
- Gallo, L, C, & Smith, T. W. (1997). Construct validation of health-relevant personality traits: Interpersonal circumplex and five factor model analyses

- of the Aggression Questionnaire. *International Journal of Behavioral Medicine*, 5, 129-147.
- Garcia-Leon, A., Reyes, G. A., Vila, J., Pérez, V., Robles, H., & Ramos, M. M. (2002). The aggression questionnaire : A validation study in student samples. *The Spanish Journal of Psychology*, 5, 45-53.
- Harris, J. A. (1995). Confirmatory factor analysis of the Aggression Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 991-993.
- Harris, J. A. (1997). A further evaluation of the Aggression Questionnaire: Issues of validity and reliability. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 1047-1053.
- Harris, M.B. (1996). Aggressive experiences and aggressiveness: relationship to ethnicity, gender, and age. *Journal of Appl Soc Psychol*, 26, 843-870.
- Hoelter, J.W. (1983). The analysis of covariance structure. *Sociological Methods and Research*, 11, 325-344.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1979). *Advances in factor analysis and structural equation models*. Cambridge, MA: Abt Books.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1984). *LISREL VI: User's guide* (3<sup>e</sup> éd.). Mooreseville, IN : Scientific Software International, Inc.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL VIII: User's Reference Guide*. Chicago: Scientific Software International, Inc.
- Krantz, D.S., Glass, D.C., & Snyder, M.L. (1974). Helplessness, stress level, and the coronary-prone behavior pattern. *Journal of Experimental Social Psychology*, 10, 284-300.



- Lalumière, M. L., & Quinsey, V. L. (1996). Sexual deviance, antisociability, mating effort, and the use of sexually coercive behaviors. *Personality and Individual Differences, 21*, 33-48.
- Loehlin, J.C. (1987). *Latent variables models : An introduction to factor, path, and structural analysis*. Hillsdale, NJ : Erlbaum.
- Lovas, L., & Trenkova, S. (1996). Aggression and perception of an incident. *Studia Psychologia, 38*, 265-270.
- Meesters, C., Muris, P., Bosma, H., Schouten, E., & Beuving, S. (1996). Psychometric evaluation of the Dutch version of Aggression Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy, 34*, 839-843.
- Morren, M., & Meesters, C. (2002). Validation of the Dutch Version of the Aggression Questionnaire in Adolescent Male Offenders. *Aggressive Behavior, 28*, 87-96.
- Morley, L.C. (1991). *Personality research form manual (3rd ed.)*. Port Huron, MI : Sigma Assessment Systems.
- Nakano, K. (2001). Psychometric evaluation on the Japanese adaptation of the Aggression Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy, 39*, 853-858.
- O'Connor, D. B., Archer, J., & Wu, F. W. C. (2001). Measuring aggression: Self-reports, partner reports, and responses to provoking scenarios. *Aggressive Behavior, 27*, 79-101.
- Olweus, D. (1986). Aggression and hormones: Behavioral relationships with testosterone and adrenaline. In D. Olweus, J. Block & M. Radke-Yarrow

- (Eds.), *Development of antisocial and prosocial behavior: Research, theories, and issues* (pp.51-71). Orlando, FL: Academic Press.
- Rolland, J. P., Parker, W. D., & Stumpf, H. (1998). A psychometric examination of the French translations of the NEO-PI-R and NEO-FFI. *Journal of Personality Assessment*, 71, 269-291.
- Rolland, J. P., & Petot, J. M. (1994). *Questionnaire de Personnalité NEO-PI-R (traduction française provisoire)*. Manuscrit non publié, Université de Paris X-Nanterre.
- Seto, M. C., Khattar, N. A., Lalumière, M. L., & Quinsey, V. L. (1997). Deception and sexual strategy in psychopathy. *Personality and Individual Differences*, 22, 301-307.
- Spielberger, C.D. (1988). *State-Trait Anger Expression Inventory*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Steiger, J.H. (1989). Structructural Model Evaluation and Modification: An Interval Estimation Approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173-180.
- Tabachnick, B.G., Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics*. 5e édition. Boston: Pearson Education.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: Implications pour la recherché en langue française. *Psychologie Canadienne*, 30, 662-680.

Williams, T. Y., Boyd, J. C., Cascardi, M. A., & Poythress, N. (1996). Factor structure and convergent validity of the Aggression Questionnaire in an offender population. *Psychological Assessment*, 8, 398-403.

Zillmann, D. (1979). *Hostility and aggression*. Hillsdale, NJ: Earlbaum.

