

Randolph Stephenson¹, André Marchand^{1,2}

Marie-Christine Lavallée¹

¹Laboratoire d'Étude du Trauma, Université du Québec à Montréal

²Centre de recherche Fernand-Seguin, Hôpital Louis-H. Lafontaine

Validation de l'Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie auprès de la population québécoise francophone

Résumé

Le premier objectif de cette étude consiste à présenter divers aspects de fidélité et de validité d'un questionnaire auto-administré évaluant une composante du Trouble de panique avec Agoraphobie (TPA), soit l'évitement agoraphobique et ce, auprès de la population francophone du Québec. Le Mobility Inventory for Agoraphobia (Chambless, Caputo, Jasin, Gracey, & Williams, 1985), traduit sous le nom d'Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie (IMA), permet d'évaluer la sévérité de l'évitement agoraphobique d'un individu lorsqu'il est accompagné ou seul. Le second objectif consiste à établir la validité factorielle de l'IMA et à explorer la nature dimensionnelle du construit évalué par le questionnaire. Le troisième objectif vise à établir des données de référence pour la population clinique agoraphobe et non-clinique d'étudiants de premier cycle universitaire afin d'avoir un aperçu du profil de ces deux populations. Les résultats indiquent une similarité au niveau de la consistance interne, de la fidélité test-retest, de la validité intrajour et de la validité discriminative entre les versions anglophone et francophone. En outre, la solution factorielle identifie un modèle tridimensionnel (évitement des endroits publics, évitement des espaces restreints et évitement des transports publics) qui s'avèrent similaires pour les deux échelles, Accompagné et Seul. L'on conclut que l'IMA semble être un bon instrument d'évaluation pour évaluer la sévérité de l'évitement agoraphobique et cibler les interventions thérapeutiques du TPA.

Mots-clés : Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie, validation, questionnaire auto-administré, analyse en composante principale, validité de construit

Validation of the adaptation for the Quebec francophones of the Mobility Inventory for Agoraphobia

Abstract

The first objective of this study is to present the aspects of reliability and validity of a self-reported questionnaire that evaluates a specific facet of Panic Disorder with Agoraphobia (PDA), mainly agoraphobic avoidance. The Mobility Inventory for Agoraphobia (Chambless, Caputo, Jasin, Gracey, & Williams, 1985), translated for the francophone population of Quebec as the Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie (IMA), allows to assess the severity of the agoraphobic avoidance when one is accompanied or alone. A second objective is to determine

La réalisation de cet article a été possible en partie grâce à une bourse du Fonds pour la formation de chercheurs et l'aide à la recherche (FCAR) décernée au premier auteur. Une partie des données ayant servi à cette validation proviennent d'une recherche subventionnée conjointement par le Fonds de la Recherche en santé du Québec et le Conseil québécois de la recherche sociale (FRSQ-CQRS 920763-104) octroyé au deuxième auteur. Les auteurs remercient Dianne L. Chambless pour la permission de traduire et de valider le Mobility Inventory for Agoraphobia pour la population francophone du Québec. Ils tiennent aussi à souligner l'apport de Robert Langlois, Jacqueline Lalonde et Danielle Gareau lors de l'étape de la traduction et à remercier Jean Bélanger pour ses commentaires pertinents et enrichissants. Les demandes de tirés-à-part doivent être adressées à André Marchand, Ph.D., Université du Québec à Montréal, Dép. de psychologie, C.P. 8888, succ. Centre-Ville, Montréal, QC H3P 3C8. Courriel électronique: marchand.andre@uqam.ca

the factorial validity of the IMA and to investigate the dimensionality of the agoraphobic avoidance construct as assessed by the questionnaire. The third objective is to establish a reference database for both agoraphobics and nonclinical undergraduate students population. Results suggest that both questionnaires have similar internal consistency, temporal stability, construct validity, and discriminative validity. Moreover, the factorial solution uncovers a three-factor model (public places avoidance, confined spaces avoidance, and public transportation avoidance), which is similar across both scales, Accompanied and Alone. Finally, it can be concluded that the French-Canadian version of the MI is a good and useful instrument that enables both practitioners and researcher-practitioners to assess agoraphobic avoidance severity and to specify target areas for PDA interventions.

Keywords: Mobility Inventory for Agoraphobia, Validation, Self-Reported Questionnaire, Principal Component Analysis, Construct Validity

Le nombre limité de questionnaires auto-administrés de langue française, liés à l'évaluation de la composante comportementale de l'agoraphobie, soit l'évitement et adaptés à la population francophone adulte vivant au Québec, représente un handicap majeur autant pour les chercheurs-cliniciens que pour les cliniciens. Pourtant, les données épidémiologiques les plus récentes, basées sur les critères diagnostiques du DSM-III-R (American Psychiatric Association, 1987), portant sur la prévalence à vie du Trouble panique avec agoraphobie ou d'Agoraphobie sans attaques de panique indiquent que ces troubles anxieux affectent 4,1% des hommes et 9,0% des femmes, soit 6,7% de la population générale (Magee, Eaton, Wittchen, McGonagle, & Kessler, 1996). En outre, la prévalence à 30 jours de ce trouble anxieux est de 1,4% pour les hommes, 3,1% pour les femmes et de 2,3% pour les deux sexes confondus (Magee et al., 1996). De plus, chez 55,4% des individus souffrant de Trouble panique avec agoraphobie ou d'Agoraphobie sans attaques de panique, on retrouve diverses comorbidités secondaires, tels qu'un trouble de l'humeur, un autre trouble anxieux, un trouble lié à l'utilisation d'une substance (alcool ou drogues) ou un trouble du contrôle des impulsions (Magee et al., 1996). Par ailleurs, on retrouve aussi chez les personnes agoraphobes une baisse de la qualité de vie découlant des symptômes anxieux et des comportements d'évitement (Telch, Schmidt, LaNae Jaimez, Jacquin, & Harrington, 1995). Ainsi, l'on peut constater que le nombre élevé d'individus souffrant d'agoraphobie, la comorbidité secondaire ainsi que la baisse de la qualité de vie justifient d'évaluer adéquatement ce trouble anxieux.

Suite à une recension des écrits effectuée sur les bases de données PsycLIT (American Psychology Association, 1996) et Medline (National Library of Medicine, 1996), il n'existe que seulement quatre questionnaires évaluant la composante d'évitement de l'agoraphobie : (a) le Fear Questionnaire (FQ; Marks & Mathews, 1979), (b) le Fear and Avoidance Scales (FAS; Margraf, Ehlers, Taylor, Arnow, & Roth (1990)), (c) l'Agoraphobia Scale (AS; Ost, 1990), et (d) le Mobility Inventory for Agoraphobia (MI; Chambless, Caputo, Jasin, Gracely, & Williams, 1985). Le FQ évalue l'agoraphobie à l'aide d'une de ses sous-échelles, composée de 5 items, qui mesure le degré d'évitement lors de cinq situations phobogènes. Le FAS est un questionnaire composé de 11 items évaluant l'évitement agoraphobique (six items) et l'évitement lié à la peur des espaces restreints (cinq items). L'AS est constitué de 20 items et décrit diverses situations, typiquement phobogènes pour un individu

agoraphobe, qui sont évaluées selon le niveau d'anxiété et d'évitement qu'elles procurent. Quant au MI, il offre la possibilité d'évaluer la sévérité de divers comportements d'évitement agoraphobique lorsque l'individu est accompagné (25 items) ou seul (26 items).

D'une part, seuls les instruments AS et MI permettent à la fois de planifier les interventions thérapeutiques et de mesurer les changements après l'intervention avec une certaine précision en raison de la variété de situations liées à l'évitement agoraphobique et de leurs excellentes qualités psychométriques (Chambless et al., 1985; Ost, 1995). D'autre part, le nombre très limité de situations liées à l'évitement agoraphobique de la sous-échelle Agoraphobie du FQ et du FAS restreint considérablement la pertinence clinique de ce questionnaire pour la planification du traitement. Des quatre instruments, seul le MI permet de distinguer l'évitement ou l'inconfort dans les situations anxieuses lorsque la personne est seule ou accompagnée. Conséquemment, le MI semble être l'instrument le plus adéquat, tant au niveau clinique qu'au niveau de la recherche appliquée, pour mesurer la composante comportementale de l'agoraphobie.

Selon Chambless et al. (1985), les échelles du MI ont été construites afin d'évaluer l'évitement, dans les conditions seule ou accompagnée, en raison de l'importance que prend le ou les compagnons de l'individu agoraphobe. Ce processus de construction du MI tient compte du construit théorique de l'évitement comportemental dans l'agoraphobie (Marks, 1970, 1987) et de la nosographie qui définissait les critères diagnostiques de l'agoraphobie en vigueur à l'époque de la construction du test, soit le DSM-III (American Psychiatric Association, 1980).

En ce qui a trait aux propriétés psychométriques, Chambless et al. (1985) rapportent une consistance interne, calculée à l'aide du coefficient de fidélité alpha de Cronbach, variant de ,91 à ,97 pour l'échelle MI accompagné et de ,94 à ,96 pour l'échelle MI seul. Des résultats similaires quant à la consistance interne pour les deux échelles du MI sont obtenus par Craske, Rachman et Tallman (1986) à l'aide du coefficient de bisection de Spearman-Brown. La fidélité test-retest après 31 jours, évaluée auprès des échantillons d'agoraphobes, varie de ,89 à ,90 pour l'échelle MI seul et de ,75 à ,86 pour l'échelle MI accompagné. En ce qui a trait à la validité de construit, Chambless et al. (1985) soutiennent que les corrélations obtenues entre l'échelle MI seul et d'autres questionnaires de psychopathologie, c.-à-d., $r = ,44$, avec le Beck Depression Inventory (Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961), $r = ,38$, avec la sous-échelle Trait du State/Trait Anxiety Inventory (Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970), $r = ,68$, avec l'échelle Agoraphobie du Fear Questionnaire (Marks & Mathews, 1979), et $r = -,14$, avec l'échelle Psychoïsme du Eysenck Personality Questionnaire (Eysenck & Eysenck, 1975), sont de bons indicateurs de la validité du construit de l'évitement agoraphobique. En outre, Craske et al. (1986) montrent à l'aide d'analyses post-hoc, test de Scheffé, que les individus agoraphobes rapportent plus de comportements d'évitement tels que quantifiés par l'échelle MI seul que les individus phobiques sociaux, les étudiants et leurs proches ainsi que les personnes âgées soulignant ainsi une bonne validité discriminative du MI.

Quant à l'aspect dimensionnel du MI, trois études l'évaluent en faisant appel à l'analyse en composante principale avec rotation Varimax. Une seule de ces études (Kwon, Evans, & Oei, 1990) identifie un modèle bidimensionnel, l'évitement des endroits publics et de la foule (Facteur I) et l'évitement des espaces restreints et des moyens de transport (Facteur II). Les deux autres études rapportent l'obtention d'un modèle tridimensionnel : l'évitement des endroits publics (Facteur I), l'évitement des espaces restreints (Facteur II) et l'évitement des espaces ouverts (Facteur III) (Arrindell, Cox, van der Ende, & Kwee, 1995; Cox, Swinson, Kuch, & Reichman, 1993) et ce, pour chacune des échelles du MI. Toutefois, dans ces trois études, les items identifiant les facteurs ne sont pas rapportés comme étant exactement les mêmes pour le MI accompagné et le MI seul. Il est à noter que Arrindell et al. (1995), qui ont fait appel à la version hollandaise du MI, affirment que la solution factorielle obtenue est très similaire à celle identifiée par Cox et al. (1993) en raison des niveaux élevés des coefficients de congruence entre chacun des trois mêmes facteurs des deux études.

Le MI semble donc posséder une bonne consistance interne, une bonne stabilité temporelle, une bonne validité de construit et une bonne validité discriminative. En outre, le construit évalué par le MI, soit l'évitement agoraphobique, aurait une nature multidimensionnelle. Ainsi, le MI posséderait de bonnes propriétés psychométriques qui en ferait un instrument adéquat pour identifier les comportements d'évitement agoraphobique. Cette composante est, par ailleurs, un des critères permettant d'établir un diagnostic de Trouble de panique avec Agoraphobie (TPA) ou d'Agoraphobie sans Trouble panique (American Psychiatric Association, 1994). De fait, pour pallier en partie au manque d'instruments francophones fiables et valides ainsi que pour répondre au besoin des cliniciens et des chercheurs-cliniciens concernant l'accès à un instrument d'évaluation de l'évitement agoraphobique, la présente étude vise à établir divers aspects touchant la fidélité et la validité d'une version francophone du MI.

Le premier objectif de cette étude consiste à vérifier si la version francophone du MI, adaptée pour le Québec, possède une consistance interne, une stabilité temporelle, une validité de construit ainsi qu'une validité discriminative similaires à celles rapportées par les diverses études portant sur la version originelle de langue anglaise. Le second objectif consiste à établir la validité factorielle de la version francophone et à explorer la nature dimensionnelle du construit mesuré. Le troisième objectif vise l'établissement de données de référence pour la population clinique composée d'individus avec un diagnostic de TPA ainsi que pour la population étudiante de premier cycle universitaire afin d'avoir un aperçu du profil de ces deux populations.

Méthodologie

Participants

Les données de deux échantillons de personnes volontaires ayant un diagnostic de Trouble panique avec Agoraphobie (TPA) proviennent de deux recherches distinctes effectuées au Module de thérapie comportementale de l'hôpital Louis-H. Lafontaine portant sur l'efficacité de diverses thérapies comportementales, cognitivo-comportementales et pharmacologiques. Lors de l'évaluation prétraitement, les données du premier échantillon d'agoraphobes (AGO1), composé de 58 participants (45 femmes et 13

Tableau 1
Comparaison entre les données socio-démographiques des participants de la présente étude et de celles des participants agoraphobes de l'étude de Chambless et al. (1985).

	Présente étude			Chambless et al. (1985)
	AGO1	AGO2	NCLI	
Âge				
<i>M</i>	36,70	36,42	23,55	34,65
<i>ÉT</i>	9,28	5,25	7,94	9,45
<i>N</i>	58	141	88	159
AA				
<i>M</i>	9,21	9,79		9,28
<i>ÉT</i>	7,95	9,36		8,68
<i>Méd</i>	7,00	7,00		

Notes. *M* = moyenne; *ÉT* = écart-type; *Méd* = médiane; *N* = nombre de participants; AGO1 et AGO2 = échantillons d'individus avec un Trouble panique avec Agoraphobie; NCLI = groupe d'étudiants; AA = années d'agoraphobie.

hommes), ont été recueillies entre les périodes allant de 1987 à 1992 et les données du deuxième échantillon d'agoraphobes (AGO2), composé de 141 personnes (92 femmes et 49 hommes), ont été recueillies entre les périodes allant de 1992 à 1994. La moyenne d'âge des individus de l'échantillon AGO1 est de 36,7 ans (*ÉT* = 9,3) et celle de l'échantillon AGO2 est de 36,4 ans (*ÉT* = 5,3). Les individus du groupe AGO1 ont tous reçu un diagnostic de TPA à la suite d'une évaluation psychiatrique basée sur les critères diagnostiques du DSM-III-R (American Psychiatric Association, 1987). Les individus du groupe AGO2 ont tous reçu un diagnostic de TPA après un accord inter-juges entre une évaluation psychiatrique, faite selon les critères diagnostiques du DSM-III-R (American Psychiatric Association, 1987), et une entrevue structurée effectuée à l'aide de la version française de l'*Anxiety Disorders Interview Schedule-Revised* (DiNardo & Barlow, 1988). De plus, un troisième échantillon de 88 étudiants (78 femmes et 10 hommes) de premier cycle universitaire, inscrits à un cours d'introduction à la psychologie à l'Université du Québec à Montréal, recrutés sur une base volontaire et non rémunérée, choisis pour une raison de disponibilité, constitue le groupe de comparaison non clinique (NCLI). L'âge moyen des individus de NCLI est de 23,6 ans (*ÉT* = 7,9). Le tableau 1 permet de comparer les données sociodémographiques des participants de cette présente étude et les données rapportées par Chambless et al. (1985). Enfin, un quatrième échantillon de 24 étudiants (19 femmes et 5 hommes), de premier cycle universitaire, provenant de la même université et suivant un cours d'introduction à la psychologie, constitue le groupe pour évaluer la fidélité test-retest (RETE). L'âge moyen des participants de cet échantillon est de 26,3 ans (*ÉT* = 7,8).

Processus de validation du MI

Le processus de traduction du questionnaire de langue anglaise privilégié est celui du comité d'experts bilingues (voir Vallerand, 1989). Dans une première étape, trois psychologues francophones, familiers avec les termes anglais en rapport avec le

construit de l'évitement comportemental de l'agoraphobie, ont traduit le MI de façon indépendante. Ces personnes se sont rencontrées par la suite pour en arriver à un consensus avec l'aide d'un stagiaire bilingue de niveau doctoral en psychologie. En outre, le questionnaire traduit a fait l'objet d'une révision indépendante ultérieurement par une psychologue bilingue, familière avec le construit de l'agoraphobie, qui s'est assurée de la formulation française des items. Suite à cette révision, un consensus sur la justesse de cette dernière traduction a été obtenu entre les membres du comité et cette psychologue. En français, le MI ainsi que les échelles *Accompanied* (MI-AAC) et *Alone* (MI-AAL) ont été traduites respectivement sous les noms de *Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie* (IMA), *Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie accompagné* (IMA-A) et *Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie seul* (IMA-S) (voir en Appendice 1 pour les items traduits).

Instruments

L'*Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie* (IMA; version française du *Mobility Inventory for Agoraphobia*, Chambless, Caputo, Jasin, Gracely, & Williams, 1985), qui mesure l'évitement agoraphobique chez des agoraphobes, se compose de deux échelles. La première, l'IMA-A comprend 25 items et la seconde, l'IMA-S comprend 26 items, en plus d'un item ouvert, surtout utilisé en clinique. Le répondant doit évaluer la sévérité des comportements d'évitement agoraphobique pour chacune des situations indiquées dans les items à partir d'une échelle de type Likert allant de 1 (je n'évite jamais) à 5 (j'évite toujours). En outre, l'IMA compréhensible le nombre d'attaques de panique survenues durant les sept jours précédant l'administration du questionnaire.

Le *Questionnaire des pensées phobiques* (QPP; version française du *Agoraphobic Cognitions Questionnaire*, Chambless, Caputo, Bright, & Gallagher, 1984) qui comporte 14 items, en plus d'un item ouvert, surtout utilisé en clinique, sert à mesurer l'aspect cognitif de la peur d'avoir peur chez des agoraphobes, et se compose de deux sous-échelles. Une des sous-échelles évalue les inquiétudes sociales et comportementales alors que l'autre évalue les inquiétudes physiques (Chambless et al., 1984; Chambless & Gracely, 1989). Les participants doivent évaluer la fréquence d'apparition des idées négatives en situation anxiogène pour chacun des items à partir d'une échelle de type Likert allant de 1 (cette idée n'apparaît jamais) à 5 (cette idée apparaît toujours). L'instrument présente une consistance interne, mesurée à l'aide de la statistique alpha de Cronbach, qui varie de ,75 à ,88 (Stephenson, Marchand, & Lavallée, 1997a). Ce questionnaire est employé comme mesure de la validité discriminante.

Le *Questionnaire des sensations physiques* (QSP; version traduite en français du *Body Sensation Questionnaire*, Chambless et al., 1984) comporte 17 items, en plus d'un item ouvert, surtout utilisé en clinique, portant sur diverses sensations physiques associées à la peur d'avoir peur, i.e., à la peur des réactions physiologiques déclenchées par des indices de la réponse anxieuse. Le répondant doit préciser, à l'aide d'une échelle de type Likert allant de 1 (cette sensation ne m'effraie pas) à 5 (cette sensation m'effraie énormément), le degré d'anxiété ressentie face aux diverses sensations physiques énumérées qui ont déjà été vécues par le participants. L'instrument présente une consistance interne, mesurée à l'aide de la statistique alpha de Cronbach, qui varie de

,89 à ,94 (Stephenson, Marchand, & Lavallée, 1997b). Ce questionnaire est employé comme mesure de la validité discriminante.

L'*Inventaire de dépression de Beck* (IDB; validé par Bourque & Beaudette, 1982; version française du *Beck Depression Inventory*, Beck, 1978) comporte 21 items, décrivant des symptômes et des attitudes, auxquels le répondant doit préciser, à l'aide d'une échelle de type Likert, l'intensité de la dépression, allant de 0 à 3. Le IDB est utilisé pour évaluer l'intensité de la dépression autant chez les populations cliniques que non cliniques (Steer & Beck, 1988). L'instrument présente un coefficient de fidélité de ,92 et une fidélité test-retest de ,62 après quatre mois. Ce questionnaire est employé comme mesure de la validité discriminante.

L'*Inventaire des objets et sentiments générateurs de peur* (IOSGP; traduit par Roberge et Marchand, voir Marchand, 1976; version française du *Fear Survey Schedule-II*, Geer, 1965) comporte 51 items décrivant des objets, des situations et des sensations qui peuvent être phobogènes. Le répondant doit préciser à l'aide d'une échelle de type Likert allant de 1 (pas du tout peur) à 7 (terrorisé), le degré de peur de différents objets et situations. La version anglaise présente un coefficient de fidélité de ,94. Deux études (Goupil, Trudel, & Proulx, 1990; Proulx, Goupil, & Trudel, 1989) rapportent les aspects liés aux validités factorielle, discriminante et de convergence de la version francophone. Ce questionnaire est employé comme mesure de la validité convergente.

Le *Questionnaire d'évaluation de la peur* (QEP; version française du *Fear Questionnaire*: Marks & Mathews, 1979) est un instrument dont les items mesurent les situations phobogènes évaluées par le répondant sur une échelle de type Likert de 0 (aucun évitement) à 9 (évitement total). La fidélité test-retest de la version anglaise pour une semaine est de ,82. La consistance interne de la version française pour les divers sous-échelles varie de ,75 à ,85 et est de ,88 pour l'échelle totale (Stephenson, Marchand, & Lavallée, 1997c). Les sous-échelles *Phobie Sociale* (QEP-S) et *Agoraphobie* (QEP-A) sont employées respectivement comme mesures des validités discriminante et de convergence.

Résultats

Comparaison des échantillons des deux études

Les comparaisons entre les divers groupes de la présente étude et de ceux de Chambless et al. (1985) sont réalisées à l'aide de la formule du test *t* bilatéral pour échantillons indépendants (Shavelson, 1988; Shott, 1990). Au niveau de l'âge, suite à une correction de Bonferroni effectuée pour ajuster le seuil de signification statistique (Games, 1971; Huberty & Morris, 1989; Shott, 1990), aucune différence significative ne distingue le groupe AGO1 du groupe AGO2 ainsi que l'agglomérat des groupes AGO1 et AGO2 du groupe d'agoraphobes (AGORA) de l'étude de Chambless et al. (1985). Cependant, les groupes AGO1 et AGO2 diffèrent significativement du groupe NCLI, $t(1, 144) = 9,15, p < ,001$, et, $t(1, 227) = 14,77, p < ,001$, respectivement. Les groupes NCLI et RETE ne se distinguent pas quant à l'âge, le niveau de scolarité et le nombre d'enfants. Au niveau du nombre d'années déclarées d'agoraphobie, aucune différence statistiquement significative ne distingue les groupes d'agoraphobes de la

Tableau 2

Moyenne des scores des sujets et consistances internes au IMA-A et IMA-S de la présente étude en comparaison de celles de l'étude de Chambless et al (1985) au MI-AAC et MIAAL.

	Étude présente			Chambless et al. (1985)	
	AGO1	AGO2	NCLI	Agora 1	Agora 2
IMA-A					
M	2,66	2,53	1,20	2,64	2,41
ÉT	0,85	0,74	0,42	0,90	0,70
N	58	141	88	93	83
α	,85	,86	,85	,97	,91
IMA-S					
M	3,87	3,37	1,58	3,35	3,30
ÉT	0,75	0,89	0,61	1,06	0,99
N	58	141	88	94	83
α	,87	,90	,82	,96	,94
NAP					
M	3,16	2,74	0,45	2,72	3,21
ÉT	4,07	3,24	0,97	2,77	3,98

Notes. M = moyenne ; ÉT = écart-type ; N = nombre de participants ; α = alpha de Cronbach ; AGO1 et AGO2 = groupes d'agoraphobes ; NCLI = groupe d'étudiants ; NAP = nombre d'attaques de panique ; Agora 1 et Agora 2 = groupes d'agoraphobes de l'étude de Chambless et al. (1985).

présente étude entre eux et en comparaison de l'échantillon global d'agoraphobes de Chambless. Quant au nombre d'attaques de panique dans les sept derniers jours, d'une part, aucune différence statistiquement significative ne distingue les groupes d'agoraphobes de la présente étude entre eux et en comparaison de ceux de Chambless. D'autre part, le nombre d'attaques de panique différencie de façon statistiquement significative le groupe NCLI du groupe AGO1, $t(1, 144) = 6,00, p < ,001$ et du groupe AGO2, $t(1, 227) = 6,45, p < ,001$.

Consistance interne

La consistance interne a été établie pour chacun des groupes à l'aide du coefficient alpha de Cronbach (Carmines & Zeller, 1979; DeVellis, 1991; Vallerand, 1989). Pour l'IMA-A, les coefficients alpha de Cronbach calculés sur les données provenant de AGO1 ($\alpha = ,85$) et de AGO2 ($\alpha = ,86$) ont des valeurs satisfaisantes. Pour l'IMA-S, les coefficients alpha de Cronbach calculés sur les données provenant de AGO1 ($\alpha = ,87$) et de AGO2 ($\alpha = ,90$) ont aussi des valeurs considérées comme satisfaisantes. Le Tableau 2 permet une comparaison des résultats des groupes de la présente étude à ceux présentés par Chambless et al. (1985).

Tableau 3

Matrice de corrélations des divers instruments évaluant les individus du groupe AGO2

	IMA-A	IMA-S	QEP-A	QEP-S	QPP	QSP	IOSGP
IMA-S	,49 ^d						
QEP-A	,48 ^d	,82 ^d					
QEP-S	,14	,28 ^c	,37 ^d				
QPP	,21 ^a	,28 ^c	,32 ^c	,21 ^a			
QSP	,15	,24 ^b	,21 ^a	,19 ^a	,62 ^d		
IOSGP	,20 ^a	,42 ^d	,40 ^d	,41 ^d	,43 ^d	,50 ^d	
IDB	,27 ^b	,31 ^c	,29 ^c	,36 ^d	,41 ^d	,31 ^c	,42 ^c

Notes. Les données des 141 individus du groupe AGO2 ont servi à établir cette matrice de corrélations ; IMA-A = Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie accompagné ; IMA-S = Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie seul ; QEP-A = Questionnaire de l'évaluation de la peur, sous-échelle agoraphobie ; QEP-S = Questionnaire de l'évaluation de la peur, sous-échelle phobie sociale ; QPP = Questionnaire des pensées phobiques ; QSP = Questionnaire des sensations physiques ; IOSGP = Inventaire des objets et sentiments générateurs de peur ; IDB = Inventaire de dépression de Beck ; a = $p < ,05$; b = $p < ,01$; c = $p < ,001$; d = $p < ,0001$.

Validité de construit

La validité de construit est approximée à l'aide des validités de convergence et discriminante (Vallerand, 1989). Ces dernières s'évaluent à l'aide d'une matrice de corrélations de divers questionnaires mesurant des construits similaires ou différents de celui de l'événement agoraphobique. Cette matrice de corrélations s'établit à partir des données des 141 individus de AGO2 qui ont répondu à toutes les questions des instruments employés. Elle est le produit des corrélations entre l'IMA-S, l'IMA-A, le QEP-A, le QEP-S, le QPP, l'IOSGP et l>IDB. Tels qu'attendus, au niveau de la validité de convergence, les résultats présentés dans le Tableau 3 démontrent une corrélation très élevée entre l'IMA-S et le QEP-A, $r = ,82, p < ,0001$, en raison de la similitude des construits sous-jacents à ces deux échelles. Les corrélations élevées d'une part, entre l'IMA-A et l'IMA-S, $r = ,48, p < ,0001$, et d'autre part, l'IMA-A et le QEP-A, $r = ,48, p < ,0001$, reflètent la variabilité du comportement d'évitement agoraphobique, soit la réaction de l'individu placé dans des situations phobogènes. Lorsqu'il est seul ou accompagné. La corrélation entre l'IMA-S et l'IOSGP, $r = ,42, p < ,0001$, est du niveau attendu en raison d'une certaine similitude des construits, soit la réaction d'un individu confronté à des objets ou situations phobogènes. En outre, au niveau de la validité discriminante, les corrélations plus faibles ($< ,30$) entre les deux échelles de l'IMA et les questionnaires QEP-S et IDB correspondent bien aux divergences attendues en raison des différents construits mesurés par ces instruments.

Tableau 4
Analyse en composante principale avec rotation Varimax de l'IMA-A

Item	Facteur I	Facteur II	Facteur III
Q5	,800	,074	,058
Q4	,747	,180	,065
Q2	,739	,113	,014
Q21	,735	,243	,046
Q1	,719	,064	,259
Q3	,713	,046	,143
Q23	,651	,177	,096
Q6	,622	,227	,253
Q13	,590	,418	,048
Q8	,533	,253	,308
Q24	,418	,396	,266
Q20	,055	,729	,069
Q11	,121	,673	,167
Q22	,104	,638	,082
Q19	,237	,593	-,036
Q12	,289	,555	,104
Q25	,334	,506	,146
Q9	,188	,501	,376
Q10	,116	,482	,201
Q16	,209	,105	,779
Q15	,271	,048	,725
Q14	,429	-,024	,688
Q18	-,021	,432	,552
Q17	-,066	,318	,515
Q7	,032	,430	,458
Valeurs propres	5,56	3,87	2,98
% de variance expliquée	22,25%	15,49%	11,91%

Notes. Facteur I = Évitement des endroits publics; Facteur II = Évitement des espaces restreints; Facteur III = Évitement des transports publics.

Validité discriminative

La validité discriminative s'évalue en comparant les scores, à partir d'un même instrument, de deux groupes dont l'un est présumé différer de l'autre sur le construit qu'évalue l'instrument (Foster & Cone, 1995). Dans la présente étude, deux analyses statistiques permettent d'estimer la capacité de l'IMA à discriminer les individus rapportant des comportements d'évitement et ayant un diagnostic de TPA d'individus provenant d'une population non clinique. Premièrement, un test *t* de Student, une procédure statistique univariée, permet de comparer les scores, à l'IMA, des individus agoraphobes de ceux des individus de l'échantillon non clinique et de vérifier si ceux-ci se différencient d'une façon statistiquement significative. Deuxièmement, l'analyse discriminante séquentielle, une procédure statistique multivariée, permet de combiner les variables les plus discriminantes, soit la fonction linéaire discriminante. Cette fonction permet de maximiser la séparation entre le groupe d'individus diagnostiqués

Tableau 5
Analyse en composante principale avec rotation Varimax de l'IMA-S

Item	Facteur I	Facteur II	Facteur III
Q5	,819	,142	,173
Q21	,801	,170	-,122
Q2	,786	,284	-,052
Q4	,767	,240	-,018
Q6	,695	,212	,268
Q1	,661	,115	,294
Q3	,658	,115	,175
Q13	,621	,454	,093
Q23	,621	,262	,132
Q24	,532	,442	,115
Q8	,509	,252	,356
Q22	,096	,755	,011
Q11	,127	,719	,188
Q20	,194	,707	,119
Q19	,422	,648	,039
Q7	,007	,646	,213
Q12	,332	,616	,143
Q9	,278	,608	,175
Q10	,194	,537	,157
Q26	,364	,452	,192
Q25	,146	,406	,090
Q15	,331	,096	,707
Q17	-,088	,205	,670
Q18	-,049	,385	,660
Q16	,347	,202	,599
Q14	,536	,021	,546
Valeurs propres	6,33	4,86	2,66
% de variance expliquée	24,35%	18,71%	10,24%

Notes. Facteur I = Évitement des endroits publics; Facteur II = Évitement des espaces restreints; Facteur III = Évitement des transports publics.

avec un TPA, composé du congruement de deux échantillons AGO1 et AGO2, et le groupe d'individus non clinique. Les variables discriminantes sont choisies en fonction de la distance entre les deux groupes telle que mesurée par la minimisation du lambda de Wilks (Norusis & SPSS, 1994; Stevens, 1995; Tabachnick & Fidell, 1996).

Les tests *t* de Student indiquent que le groupe clinique composé d'individus ayant un diagnostic de TPA se différencie de façon statistiquement significative du groupe non clinique sur les scores de l'IMA-A, $t(1, 285) = 16,31, p < .0001$, et de l'IMA-S, $t(1, 285) = 21,15, p < .0001$. L'analyse discriminante séquentielle parvient à discriminer les individus avec un diagnostic de TPA de ceux qui proviennent d'une population non clinique. La fonction discriminante obtenue, qui est une combinaison linéaire des scores de l'IMA-A et de l'IMA-S, permet de discriminer avec succès, ($Z, N = 287$) = 291,6; $p < .00001$, les individus agoraphobes des non agoraphobes et à les

classer correctement dans 93,0% des cas (92,0% des individus agoraphobes et 95,5% des NCLD).

Validité factorielle

La structure factorielle de l'IMA, un autre aspect de la validité de construit, s'estime par une analyse en composante principale (ACP) avec rotation orthogonale (Carmines & Zeller, 1979; Floyd & Widaman, 1995). L'ACP, une procédure d'estimation dimensionnelle du construit tel que mesuré par un instrument, permet d'expliquer sous une forme plus synthétique les mêmes informations véhiculées par les 25 items de l'IMA-A et les 26 items de l'IMA-S (Dunteman, 1989; Jacoby, 1991; McIver, & Carmine, 1981). En outre, l'utilisation du coefficient de congruence (voir Harman, 1976, p. 344; Taylor, 1967), mesure d'association qui varie de -1 (similitude parfaite inverse) à 1 (similitude parfaite) avec la valeur 0 indiquant aucune similitude, permet de vérifier la correspondance entre les patrons de saturation de deux facteurs provenant d'analyses factorielles différentes (Paunonen, 1997; Korth & Tucker, 1975, 1976, 1979; Taylor, 1967).

Dans le but de déterminer la validité factorielle de l'IMA, les données de 199 participants provenant des données agglomérées du groupe AGO1 et AGO2 sont soumises à une analyse en composante principale avec rotation orthogonale (Varimax) (Norusis & SPSS, 1990, 1994) et ce, pour chacune des échelles. Le ratio du nombre de participants sur le nombre d'items des échelles IMA-A et IMA-S (6,84 et 6,58 respectivement) rencontre les conditions minimales requises pour effectuer l'analyse (Floyd & Widaman, 1995; Stevens, 1996; Tabachnick & Fidell, 1996). Suite à la création d'une matrice de corrélations pour vérifier la factoriabilité, i.e., la mise en facteurs des items, on note, à la fois pour l'IMA-A et l'IMA-S, le respect de trois postulats de base qui justifient de procéder à une ACP (Norusis & SPSS, 1990). Premièrement, plus de 50% des coefficients de la matrice de corrélations ont une valeur absolue plus grande que ,30 indiquant ainsi que les items partagent des facteurs communs. Deuxièmement, le résultat significatif ($p < .00001$) au test de Bartlett indique que la matrice de corrélations n'est pas une matrice d'identité. Finalement, la valeur de l'index de simplicité factorielle (ou valeur de Kaiser-Meyer-Olkin = ,91) signale que les données sont méritoires d'une analyse factorielle (Kaiser, 1974).

Suite à l'extraction des composantes principales, les résultats montrent l'existence d'un modèle comprenant six (IMA-A) et cinq (IMA-S) composantes principales ayant des valeurs propres de plus d'une unité. Toutefois, certains auteurs (Zwick & Velicer, 1986) rapportent que l'utilisation des valeurs propres de plus d'une unité pour déterminer le nombre de composantes peut entraîner une surestimation de celles-ci, tandis que d'autres (e.g., Cliff, 1988) soutiennent qu'une telle utilisation peut amener des conclusions inappropriées. Par ailleurs, le test des éboulis diffère des résultats précédents quant au nombre de facteurs à retenir puisque graphiquement, trois facteurs ressortent clairement et ce, pour l'IMA-A et l'IMA-S. Or, l'utilisation par inspection visuelle du test des éboulis est rapportée comme satisfaisante (Floyd & Widaman, 1995) sinon supérieure à celle de la valeur propre de plus d'une unité (Bernstein & Teng, 1989) dans la détermination du nombre de facteurs. En outre, les résultats de la technique des simulations (Horn, 1965), l'un provenant d'un calcul d'estimation des

valeurs propres (générées par l'algorithme de Thompson & Daniel, 1996) et l'autre de l'interpolation d'une table de valeurs propres (Cota, Longman, Fekken, & Xinaris, 1993), apportent un support quantitatif à l'extraction de trois composantes principales et ce, pour l'IMA-A et l'IMA-S.

Conséquemment, le nombre de facteurs à extraire a été fixé à trois et ce, pour l'IMA-A et l'IMA-S. Par ailleurs, dans la matrice de corrélations reproduites, moins de la moitié (44% pour l'IMA-A et 36% pour l'IMA-S) des résidus ont une valeur absolue plus grande que 0,05. Ces résultats tendent à indiquer un bon ajustement du modèle en relation avec les valeurs des items de chacune des échelles (Norusis & SPSS, 1990, 1994). On note, suite à une rotation orthogonale (pour plus de détails, se référer aux Tableaux 4 et 5), que tous les items saignent fortement ($> ,40$) sur un des trois facteurs. On constate que les trois composantes principales expliquent 49,7% (IMA-A) et 53,3% (IMA-S) de la variance totale des items.

La solution factorielle propose des dimensions qui seraient liées à l'évitement des endroits publics (Facteur I), des espaces restreints (Facteur II) et des transports publics (Facteur III). En outre, on constate que les mêmes items pour l'IMA-A et l'IMA-S saignent fortement sur les mêmes facteurs, à l'exception de l'item 25 (rester seul à la maison) qui ne se retrouve pas à l'IMA-A. Incidemment, les coefficients de congruence obtenus lors de la comparaison des facteurs I (= ,99), des facteurs II (= ,98) et des facteurs III (= ,95) des échelles IMA-A et IMA-S indiquent que ces facteurs sont virtuellement semblables (Koschat & Swayne, 1991; Paunonen, 1997). Il faut cependant noter que l'item 25 de l'IMA-S n'a pas été inclus dans la comparaison du facteur II des deux échelles.

Fidélité test-retest

La fidélité test-retest, un indicateur de la stabilité temporelle d'un instrument, est évaluée à l'aide du coefficient de corrélation de Pearson qui donne un aperçu de la relation globale qui existe entre les scores à deux moments de passation (Carmine & Zeller, 1979). L'intervalle de temps est fixé à 42 jours. Les corrélations sont effectuées sur les données des 24 participants du groupe RETE en faisant appel aux scores moyens de l'IMA-A et de l'IMA-S aux deux moments de passation du questionnaire. Les indices de stabilité temporelle obtenus sont satisfaisants; IMA-A, $r = ,76$, $p < ,0001$, $IC = ,51 - ,89$, et IMA-S, $r = ,75$, $p < ,0001$, $IC = ,50 - ,89$.

Données de référence

Finalement, les moyennes des items de l'IMA-A et de l'IMA-S, ainsi que leurs écartypes, sont colligés sous la forme d'un tableau permettant à la fois de comparer les données de la présente étude avec celles de l'étude originale et de servir de point de comparaison aux cliniciens ou aux chercheurs-cliniciens (voir le Tableau 2). Afin de comparer les moyennes des scores des items des échelles de l'IMA de la présente étude avec celles des échelles du MI de l'étude de Chambless et al. (1985) (voir respectivement les Tableaux 6 et 7).

Tableau 6
 Comparaison entre les moyennes et écarts-types du IMA-A de la présente étude et de ceux du MI-AAC de l'étude de Chambliss et al. (1985).

Item	AGOI		AGO2		NCLI		Agora	
	M	ÉT	M	ÉT	M	ÉT	M	ÉT
1	2,74	1,53	2,69	1,34	1,18	0,69	2,17	1,06
2	2,09	1,12	1,92	1,04	1,13	0,64	2,08	1,04
3	2,57	1,44	2,41	1,44	1,05	0,35	2,22	1,28
4	2,28	1,19	2,29	1,29	1,14	0,65	2,27	1,04
5	2,64	1,39	2,16	1,19	1,19	0,65	2,39	1,23
6	2,92	1,50	2,56	1,45	1,21	0,71	2,18	1,33
7	2,63	1,63	2,35	1,32	1,11	0,41	1,89	1,31
8	3,72	1,31	3,21	1,41	1,16	0,72	2,66	1,32
9	2,76	1,67	2,17	1,25	1,48	1,14	1,55	0,86
10	3,21	1,56	3,03	1,37	1,20	0,54	3,06	1,49
11	2,83	1,58	2,49	1,19	1,35	0,81	2,52	1,40
12	2,13	1,20	1,77	0,97	1,06	0,33	1,77	1,08
13	2,14	1,11	1,94	0,98	1,10	0,44	1,98	1,01
14	2,66	1,48	3,11	1,56	1,18	0,59	2,85	1,50
15	3,34	1,53	3,39	1,54	1,05	0,28	2,85	1,52
16	3,74	1,39	3,56	1,45	1,12	0,48	3,20	1,47
17	3,88	1,52	3,63	1,61	1,18	0,72	3,41	1,64
18	3,95	1,36	3,55	1,53	1,22	0,64	3,29	1,60
19	1,86	0,91	1,80	0,86	1,20	0,65	1,97	1,08
20	2,35	1,28	2,17	1,16	1,27	0,71	2,46	1,32
21	2,70	1,37	2,58	1,26	1,24	0,66	2,46	1,18
22	2,25	1,40	2,14	1,25	1,16	0,53	2,15	1,35
23	2,23	1,18	2,37	1,20	1,43	0,90	2,25	1,21
24	2,06	1,18	1,85	1,07	1,08	0,42	1,90	1,02
25	2,19	1,16	2,32	1,28	1,24	0,66	2,78	1,22

Notes: M = moyenne; ÉT = écart-type; AGOI = groupe d'agoraphobes; AGO2 = groupe d'agoraphobes; NCLI = groupe d'étudiants; Agora = groupe d'agoraphobes de l'étude de Chambliss et al. (1985).

Discussion

Il appert dans l'ensemble que l'IMA possède de bonnes qualités psychométriques. Ainsi, les coefficients alpha de Cronbach de cette présente étude suggèrent une consistance interne relativement élevée aux échelles de l'IMA. Toutefois, il faut garder à l'esprit que le niveau de coefficient alpha dépend à la fois des corrélations inter-items et du nombre d'items que contient le questionnaire (Green, Lissitz, & Mulaik, 1977; McDonald, 1981) et qu'une consistance interne élevée n'est pas un indicateur d'homogénéité (Schmitt, 1996; Smith & McCarthy, 1995). Par ailleurs, les valeurs des coefficients alpha de Cronbach de cette étude sont très satisfaisantes puisqu'elles

Tableau 7
 Comparaison entre les moyennes et écarts-types du IMA-S de la présente étude et de ceux du MI-AAL de l'étude de Chambliss et al. (1985).

Item	AGOI		AGO2		NCLI		Agora	
	M	ÉT	M	ÉT	M	ÉT	M	ÉT
1	4,43	1,17	3,93	1,45	1,82	1,30	3,89	1,49
2	3,38	1,54	2,82	1,49	1,11	0,49	3,00	1,42
3	3,48	1,55	3,11	1,62	1,16	0,40	2,68	1,56
4	3,50	1,40	3,19	1,45	1,31	0,83	3,30	1,38
5	4,17	1,36	3,43	1,52	1,85	1,25	3,52	1,48
6	4,22	1,35	3,56	1,52	1,66	1,21	3,75	1,66
7	3,74	1,53	2,97	1,52	1,21	0,56	2,65	1,67
8	4,73	0,68	4,20	1,11	1,88	1,33	3,67	1,44
9	3,98	1,55	3,28	1,59	2,46	1,56	2,27	1,46
10	4,32	1,17	3,64	1,45	1,47	0,91	3,61	1,52
11	4,40	1,08	3,76	1,40	1,88	1,22	3,29	1,52
12	3,21	1,56	2,64	1,51	1,21	0,54	2,38	1,51
13	3,44	1,36	2,71	1,40	1,15	0,52	2,87	1,50
14	4,00	1,34	3,86	1,39	1,24	0,72	3,82	1,44
15	4,34	1,20	4,11	1,31	1,13	0,50	3,79	1,43
16	4,75	0,64	4,27	1,13	1,29	0,65	3,95	1,33
17	4,59	1,00	4,24	1,36	1,45	1,05	4,14	1,46
18	4,63	0,91	4,16	1,36	1,87	1,26	3,91	1,56
19	3,30	1,59	2,74	1,45	1,39	0,87	2,87	1,51
20	3,94	1,36	3,35	1,52	1,47	0,93	3,59	1,56
21	3,78	1,30	3,45	1,44	1,52	0,90	3,24	1,31
22	3,67	1,58	3,31	1,56	1,37	0,82	3,00	1,69
23	3,50	1,44	3,18	1,47	2,61	1,37	3,03	1,48
24	3,25	1,33	2,64	1,37	1,40	0,68	2,62	1,45
25	2,05	1,46	1,95	1,29	1,36	0,70	2,14	1,28
26	3,50	1,46	3,28	1,44	1,55	0,93	3,98	1,33

Notes: M = moyenne; ÉT = écart-type; AGOI = groupe d'agoraphobes; AGO2 = groupe d'agoraphobes; NCLI = groupe d'étudiants; Agora = groupe d'agoraphobes de l'étude de Chambliss et al. (1985).

s'approchent des valeurs obtenues par Chambliss et al. (1985) qui sont les valeurs maximales que peuvent atteindre celles d'une version traduite (Vallerand, 1989).

Incidentement, l'obtention de coefficients beaucoup plus faibles que ceux des instruments d'origine auraient mis en doute soit la justesse de la traduction effectuée, soit la pertinence des items dans le contexte culturel de la population cible, soit la validité des construits mesurés ou encore, soit une combinaison de ces dernières. En outre, il demeure important de préciser que l'obtention d'une bonne consistance interne n'implique pas pour autant une équivalence entre les versions anglaise et française des

instruments en cause. Incidemment, en plus d'être définie comme le meilleur estimé de la fidélité d'un instrument (Carrines & Zeller, 1979; DeVellis, 1991), une bonne consistance interne est un apport supplémentaire dans la démonstration de la validité de construit (Aiken, 1996).

Dans la présente recherche, la validité de construit est évaluée par le biais d'une matrice de corrélations. On constate, en général, que l'IMA-A et l'IMA-S présentent des corrélations qui vont de niveaux élevés à des niveaux très élevés avec les instruments (QEP-A, IOSGP) qui mesurent des aspects de l'évitement, un indice de validité de convergence. On observe des corrélations qui vont de niveaux plus faibles à modérés avec les instruments (QEP-S, QSP, QPP, IDB) qui mesurent des manifestations symptomatiques autres que l'évitement, un indice de validité discriminante (Aiken, 1996; Valleraud, 1989). Ces résultats, analogues à ceux obtenus par Chambliss et al. (1985) et par Kwon et al. (1990), suggèrent que l'IMA est un questionnaire mesurant beaucoup plus la composante évitement du TPA et nettement moins les autres composantes du TPA (cognitive, affect, physiologique).

La validité discriminative (Foster & Cone, 1995), un apport supplémentaire à la validité de construit, provient à la fois de la différenciation entre l'échantillon clinique d'individus avec un TPA et l'échantillon non clinique. Cette validité s'obtient à l'aide d'un test *t* et lors d'une analyse discriminante. Les résultats obtenus indiquent que l'évitement serait la composante responsable de cette différenciation. En outre, les résultats de la présente étude concourent avec ceux obtenus par Chambliss et al. (1985) et par Craske et al. (1986) pour indiquer que les deux questionnaires, l'IMA et le MI, possèdent une bonne validité discriminative.

L'analyse en composante principale révèle un modèle tridimensionnel et ce, pour chacune des échelles de l'IMA. L'extraction des trois composantes principales, en plus d'avoir un appui empirique dans la littérature (Arrindel et al., 1995; Cox et al., 1993), se justifie par la concordance obtenue entre les résultats provenant de trois méthodes différentes, le test de éboullis et les deux variantes de la technique des simulations (Thomson & Daniel, 1996; Zwick & Velicer, 1986). La solution multifactorielle obtenue suggère une nature multidimensionnelle du construit mesuré autant par l'IMA-A que par l'IMA-S. En outre, les trois dimensions retrouvées (évitement des endroits publics, évitement des espaces restreints et évitement des transports publics) présentent de fortes similarités avec celles observées par Arrindel et al. (1995) et par Cox et al. (1993). De plus, l'analyse de la congruence entre les Facteurs I, les Facteurs II et les Facteurs III suggère que l'IMA-A et l'IMA-S évaluent un construit similaire. Par ailleurs, les dimensions d'évitement agoraphobique obtenues s'apparentent à celles retrouvées pour diverses situations agoraphobiques par Johnston, Johnston, Wilkes, Burns et Thorpe (1984) et par Hamann et Mavissakalian (1988). Conséquemment, les solutions qui découlent de l'analyse factorielle exploratoire de cette étude appuient la notion d'un construit multidimensionnel de l'évitement agoraphobique.

La fidélité test-retest, obtenue à l'aide du coefficient de corrélation de Pearson, indique une stabilité temporelle, de l'IMA-A et de l'IMA-S, adéquate. En outre, bien que l'intervalle de temps entre les deux passations s'avère plus grand que celui de l'étude de Chambliss et al. (1985), les coefficients de fidélité obtenus par cette étude

indiquent que les deux échelles de l'IMA mesurent un construit qui est relativement stable après 42 jours. Cependant, l'utilisation d'un échantillon restreint (groupe RETE) limite l'examen des données test-retest à la relation pouvant exister entre les scores moyens des échelles. En effet, le nombre peu élevé de participants ne permet pas l'examen de la stabilité de chacun des items d'une passation à l'autre.

Par ailleurs, la similitude des scores moyens obtenus à l'IMA-A et à l'IMA-S par les groupes d'agoraphobes de cette étude, en comparaison de ceux obtenus par les groupes de l'étude de Chambliss et al. (1985), suggère que les échantillons des deux études sont relativement comparables. Ainsi, les scores obtenus dans la présente étude peuvent servir de balise aux chercheurs-cliniciens et aux cliniciens, qui font appel à l'IMA, pour mesurer le changement clinique ou pour détecter la présence ou non d'un TPA. En effet, on suggère d'utiliser les scores moyens des agoraphobes aux deux échelles de l'IMA (voir le Tableau 2) comme indices de césure et d'établir l'intervalle de confiance à l'aide de l'écart-type afin de distinguer les individus ayant ou pas un TPA. Cependant, il faut malgré tout garder à l'esprit que cette étude présente des normes locales. C'est pourquoi, il serait important d'établir des normes pour la population francophone non-clinique en général et la population d'agoraphobes francophones.

La comparaison de l'âge des individus agoraphobes, du nombre d'années où ils ont vécu avec le TPA et le nombre d'attaques de panique dans les sept derniers jours indique qu'il y a peu de différences entre les échantillons d'individus agoraphobes de la présente étude et ceux de Chambliss et al. (1985). En outre, une nette différence, quant à l'âge et le nombre d'attaques de panique rapportés, distingue les groupes d'agoraphobes de cette étude du groupe d'étudiants de premier cycle universitaire.

En ce qui a trait à la procédure utilisée pour traduire le questionnaire, le fait d'avoir utilisé à la fois des traducteurs bilingues et d'autres qui ne l'étaient pas a permis d'éviter un biais important. En effet, lorsque les traducteurs sont essentiellement bilingues, les traductions risquent de ne pas refléter le niveau de compétence linguistique de la population cible (Hambleton & Bollwark, 1991; Verdier & Lepège, 1995). Cette procédure, lorsqu'elle est employée dans la traduction des tests, offrirait d'une part, certaines garanties contre les biais du chercheur seul (Geisinger, 1994; Valleraud, 1989) et d'autre part, permet d'ajuster le contenu linguistique des items en fonction des caractéristiques culturelles de la population, contrairement à ce que permet la technique de traduction inversée (Geisinger, 1994).

En fait, le processus de validation de l'IMA n'est pas terminé puisque l'évaluation de la validité de construit d'un instrument, qui est l'aspect le plus crucial lors de la construction d'un questionnaire, est un processus perpétuel qui, en théorie, ne s'achève jamais (Carrines & Zeller, 1979; DeVellis, 1991; Nunnally, 1978; Nunnally & Bernstein, 1994). Ainsi, selon Valleraud (1989), il ne sera possible de démontrer la validité transculturelle de ce questionnaire pour la population francophone du Québec qu'après avoir fait appel à des individus bilingues qui, pour une raison de commodité, seront choisis, par exemple, parmi les étudiants inscrits à un programme de traduction de niveau universitaire en utilisant le plan de recherche avec groupe unique par corrélations croisées mis de l'avant par Hacoun (1987). Il est d'autant plus important que, lors du processus de validation transculturelle, il doit y avoir démonstration que le

construit prétendument mesuré par la version originelle est le même que celui mesuré par l'instrument traduit (Geisinger, 1994; Vallerand, 1989).

Comme le processus de validation de l'IMA n'est pas terminé, nous envisageons de poursuivre cette validation en faisant appel à certains plans de recherche et analyses statistiques particulières. Une façon d'établir la validité transculturelle consiste à comparer les résultats au traitement d'individus agoraphobes francophones et anglophones comparables au niveau de certaines données sociodémographiques dont l'âge, le sexe et le nombre d'années d'agoraphobie. Les résultats au prétest et au posttest à l'IMA et à un test d'évitement comportemental standardisé (TEC-S; Marchand, Stephenson, Fournier, & Trudel, 1994; Stephenson, Marchand, & Brillion, 1994) permettraient de vérifier s'il y a des différences entre les deux groupes. Ainsi, il serait facile d'observer si l'IMA mesure non seulement la perception de changement mais également de s'assurer si cette perception correspond à des changements comportementaux objectivables. De plus, la comparaison entre des individus francophones et anglophones permettrait de vérifier si les changements sont similaires ou différents d'une culture à une autre et le degré de variations entre les deux cultures (Verhulst & Achenbach, 1995). Un apport supplémentaire concernant la validité transculturelle proviendrait d'un échantillon de grande taille permettant la comparaison des résultats selon le sexe des individus.

Par ailleurs, l'utilisation d'échantillons provenant de la population d'agoraphobes francophones et anglophones de taille suffisante pour faire une analyse factorielle de type confirmatoire, permettra de vérifier et ce, pour les deux types de population, si le modèle tridimensionnel obtenu par la présente étude représente la meilleure solution factorielle pour expliquer les scores aux divers items de l'IMA-A et de l'IMA-S. La confirmation d'un modèle multidimensionnel de l'IMA-A et de l'IMA-S exigerait l'examen de la consistance interne des diverses dimensions retrouvées. La confirmation du modèle tridimensionnel de concert avec la démonstration de consistances internes satisfaisantes pourrait rendre caduque la façon de calculer actuellement les scores de l'IMA-A et de l'IMA-S. Elle inciterait plutôt les chercheurs et les chercheurs-cliniciens à utiliser les scores moyens des items liés à chacune des trois dimensions de l'IMA-A et de l'IMA-S au lieu de faire appel au score moyen de l'ensemble des items. Par ailleurs, un nombre plus grand de participants pourrait permettre l'utilisation du T^2 de Hotelling (Stevens, 1996), une procédure statistique multivariée, pour vérifier si les réponses à chacun des items, considérés globalement, diffèrent en raison du passage du temps (une telle approche est employée par Bouthillier, Tremblay, Hamelin, Julien, & Scherzer, 1996).

Dans l'ensemble, nous obtenons des résultats similaires à l'étude de Chambless et al. (1985). Ces résultats indiquent une similarité au niveau de la consistance interne, de la fidélité test-retest, de la validité de construit et de la validité discriminative entre les versions anglophone et francophone. En outre, l'analyse factorielle exploratoire met à jour un modèle tridimensionnel (évitement des endroits publics, évitement des espaces restreints et évitement des transports publics) qui s'avère très similaire pour les deux échelles, IMA-A et IMA-S. De plus, les dimensions retrouvées s'apparentent à celles

obtenues par d'autres études faisant appel aux versions anglophone et hollandaise de l'IMA.

Conséquemment, on peut affirmer que l'*Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie* semble un instrument intéressant pour mesurer l'évitement agoraphobique chez les individus ayant un diagnostic de Trouble panique avec Agoraphobie selon le DSM-IV (American Psychiatric Association, 1994) et prometteur pour distinguer les individus agoraphobes de la population non clinique. En outre, ce questionnaire d'auto-évaluation semble être un bon instrument pour évaluer la sévérité de l'évitement agoraphobique et cibler les interventions thérapeutiques.

Références

- Aiken, L. R. (1996). *Rating scales and checklists: Evaluating behavior, personality, and attitudes*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3e éd.). Washington, DC: Auteur.
- American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3e éd. rev.). Washington, DC: Auteur.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4e éd.). Washington, DC: Auteur.
- American Psychology Association. (1996). *PsycLIT: Abstracts of journal articles 1974-1996 [CD-ROM]*. Washington, DC: American Psychology Association et SilverPlatter International.
- Arrindell, W. A., Cox, B. J., van der Ende, J., & Kwee, M. G. T. (1995). Phobic Dimensions II. Cross-national confirmation of the multidimensional structure underlying the mobility Inventory (MI). *Behaviour Research and Therapy*, 33, 711-724.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bernstein, I. H., & Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin*, 105, 467-477.
- Bourque, P., & Beaudette, D. (1982). Étude psychométrique du questionnaire de dépression de Beck, auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires francophones. *Canadian Journal of Behavioral Sciences/Journal Canadien des Sciences du Comportement*, 14, 211-218.
- Bouthillier, D., Tremblay, N., Hamelin, F., Julien, D., & Scherzer, P. (1996). Traduction et validation canadienne-française d'un questionnaire évaluant les styles d'attachement adulte. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 28, 74-77.
- Carmine, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Newbury Park, CA: Sage.
- Chambless, D. L., Caputo, G. C., Bright, P., & Gallagher, R. (1984). Assessment of fear of fear in Agoraphobics: The Body Sensations Questionnaire and the Agoraphobic Cognitions Questionnaire. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52, 1090-1097.
- Chambless, D. L., Caputo, G. C., Jasin, S. E., Gracely, E. J., & Williams, C. (1985). The Mobility Inventory for Agoraphobia. *Behavior Research and Therapy*, 23, 35-44.
- Cliff, N. (1988). The eigen values-greater-than-one rule and the reliability of components. *Psychological Bulletin*, 103, 276-279.

- Craske, M. G., Rachman, S. J., & Tallman, K. (1986). Mobility, cognitions, and panic. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 8, 199-210.
- Cota, A. A., Longman, R. S., Holden, R. R., Fekken, G. C., & Xinaris, S. (1993). Interpolating 95th percentile eigenvalues from random data: An empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, 53, 585-596.
- Cox, B. J., Swinsson, R. P., Kuch, K., & Reichman, J. T. (1993). Dimensions of agoraphobia assessed by the Mobility Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 31, 427-431.
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Newbury Park, CA: Sage.
- DiNardo, P. A., & Barlow, D. H. (1988). *Anxiety Disorders Interview Schedule Revised*. Albany, NY: Phobia and Anxiety Disorder Clinic.
- Dunteman, G. H. (1989). *Principal components analysis*. Newbury Park, CA: Sage.
- Eysenck, H. J., & Eysenck, S. B. G. (1975). *Eysenck Personality Questionnaire*. San Diego, CA: EDITS.
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7, 286-299.
- Foster, S. L., & Cone, J. D. (1995). Validity issues in clinical assessment. *Psychological Assessment*, 7, 248-260.
- Games, P. A. (1971). *Multiple comparisons of means*. American Educational Research Journal, 8, 531-565.
- Geer, J. H. (1965). The development of a scale to measure fear. *Behaviour Research and Therapy*, 3, 45-53.
- Geisinger, K. F. (1994). Cross-cultural normative assessment: Translation and adaptation issues influencing the normative interpretation of assessment instruments. *Psychological Assessment*, 6, 304-312.
- Goupil, G., Trudel, G., & Proulx, R. (1990). Étude corrélationnelle sur l'inventaire des objets générateurs de peur dans une population québécoise. *Science et Comportement*, 20, 505-6.
- Green, S. B., Lissitz, R. W., & Mulaik, S. (1977). Limitations of coefficient alpha as an index of test unidimensionality. *Educational and Psychological Measurement*, 37, 827-839.
- Haman, M. S., & Mavissakalian, M. (1988). Discrete dimensions in agoraphobia: A factor analytic study. *British Journal of Clinical Psychology*, 27, 137-144.
- Harman, H. H. (1976). *Modern factor analysis* (3e ed. rev.). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Haccoun, R. R. (1987). Une nouvelle technique de vérification de l'équivalence des mesures psychologiques traduites. *Revue québécoise de psychologie*, 8(3), 30-39.
- Hambleton, R. K., & Bollwark, J. (1991). Adapting tests for use in different cultures: technical issues and methods. *International Test Bulletin*, 32-33, 3-32.
- Huberty, C. J., & Morris, J. D. (1989). Multivariate analysis versus multiple univariate analyses. *Psychological Bulletin*, 105, 302-308.
- Jacoby, W. G. (1991). *Data theory and dimensional analysis*. Newbury Park, CA: Sage.
- Johnston, M., Johnston, D. W., Wilkes, H., Burns, L. E., & Thorpe, G. L. (1984). Cumulative scales for the measurement of agoraphobia. *British Journal of Clinical Psychology*, 23, 133-143.
- Korth, B., & Tucker, L. R. (1975). The distribution of chance congruence coefficients from simulated data. *Psychometrika*, 40, 361-372.
- Korth, B., & Tucker, L. R. (1976). Procrustes matching by congruence coefficients. *Psychometrika*, 41, 531-535.
- Korth, B., & Tucker, L. R. (1979). Erratum for the distribution of chance congruence coefficients from simulated data. *Psychometrika*, 44, 365.
- Koshat, M. A., & Swayne, D. F. (1991). A weighted procrustes criterion. *Psychometrika*, 56, 229-239.
- Kwon, S.-M., Evans, L., & Oei, T. P. S. (1990). Factor structure of the Mobility Inventory for Agoraphobia: A validation study with Australian samples of agoraphobics patients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 12, 365-374.
- Magee, W. J., Eaton, W. W., Wittchen, H. U., McGonagle, K. A., & Kessler, R. C. (1996). Agoraphobia, simple phobia, and social phobia in the national comorbidity survey. *Archives of General Psychiatry*, 53, 159-168.
- Marchand, A. (1976). Effets du niveau de peur, de la nature des consignes et des mesures répétées sur un comportement d'évitement chez des sujets volontaires. Mémoire de maîtrise inédit, Université du Québec à Montréal, Montréal.
- Marchand, A., Stephenson, R., Fournier, S., & Trudel, G. (1994, Août). *Cognition Evaluation During a Standardized Behavioral Avoidance Test*. Communication présentée à la séance d'affichage du 24e congrès de l'European Congress for the Advancement of Behavioral Therapy (ECABT), Corfu, Grèce.
- Margraf, J., Ehlers, A., Taylor, C. B., Arnow, B., & Roth, W. T. (1990). Guttman scaling in agoraphobia: Cross-cultural replication and prediction of treatment response patterns. *British Journal of Clinical Psychology*, 29, 37-41.
- Marks, I. M. (1987). Behavioral aspects of panic disorder. *American Journal of Psychiatry*, 144, 1160-1165.
- Marks, I. M., & Mathews, A. M. (1979). Brief standard self-rating for phobic patients. *Behaviour Research and Therapy*, 17, 263-267.
- McDonald, R. P. (1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34, 100-117.
- Melver, J. P., & Carmines, E. G. (1991). *Unidimensional scaling*. Newbury Park, CA: Sage.
- National Library of Medicine. (1996). *Medline express: Abstracts of journal articles 1983-1997 [CD-ROM]*. Washington, DC: National Library of Medicine et SilverPlatter International.
- Norusis, M. J., & SPSS. (1994). *SPSS professional statistics 6.1*. Chicago, IL: SPSS.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2e éd.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Ost, L. G. (1990). The Agoraphobia Scale: An evaluation of its reliability and validity. *Behaviour Research and Therapy*, 28, 323-329.
- Pauonen, S. V. (1997). On chance and factor congruence following orthogonal procrustes rotation. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 35-59.
- Proulx, R., Goupil, G., & Trudel, G. (1989). Étude descriptive sur l'inventaire des objets générateurs de peur dans une population québécoise. *Science et Comportement*, 19, 186-200.
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8, 350-353.
- Smith, G. T., & McCarthy, D. M. (1995). Methodological considerations in the refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7, 300-308.
- Spielberger, C., Gorsuch, A., & Lushene, R. (1970). *The State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.

- SPSS. (1994). *SPSS 6.1 graduate pack advanced version for Macintosh*. Chicago, IL: Auteur.
- Steer, R. A., & Beck, A. T. (1988). Beck Depression Inventory. In M. Hersen & A. S. Bellack (Eds.), *Dictionary of behavioral assessment techniques* (pp. 44-46). New York, NY: Pergamon.
- Stephenson, R., Marchand, A., & Brillion, P. (1994, Novembre). *Impact différentiel d'une intervention cognitivo-comportementale sur la valence des cognitions émises par des sujets agoraphobes durant un TEC-S*. Communication présentée à la séance d'affichage du XVII^e congrès de la Société québécoise de psychologie (SQRP), Montréal, Québec.
- Stephenson, R., Marchand, A., & Lavallée, M. C. (1997a). *Validation du Questionnaire des sensations physiques auprès de la population québécoise francophone*. Manuscript soumis pour publication. Université du Québec à Montréal, Montréal, Québec.
- Stephenson, R., Marchand, A., & Lavallée, M. C. (1997b). *French-canadian adaptation of the Agoraphobic Cognitions Questionnaire: Cross-cultural validation and gender differences*. Manuscript soumis pour publication. Université du Québec à Montréal, Montréal, Québec.
- Stephenson, R., Marchand, A., & Lavallée, M. C. (1997c). *Évaluation de certaines propriétés psychométriques du Questionnaire d'évaluation de la peur auprès de la population québécoise francophone*. Manuscript en préparation. Université du Québec à Montréal, Montréal, Québec.
- Stevens, J. (1996). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (3e éd.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics* (3e éd.). New York, NY: HarperCollins.
- Taylor, P. A. (1967). The use of factor models in curriculum evaluation: A mathematical model relating two factor structures. *Educational and Psychological Measurement*, 27, 305-321.
- Telch, M. J., Schmidt, N. B., Lane, Jaimez, T., Jacquin, K. M., & Harrington, P. J. (1995). Impact of cognitive-behavioral treatment on quality of life in panic disorder patients. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63, 823-830.
- Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: A historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 197-208.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: implications pour la recherche en langue française. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 30, 662-680.
- Verdier, A., & Lepège, A. (1995). Place des contre-traductions dans la méthodologie d'adaptation en français d'une mesure de qualité de la vie internationale. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 45, 265-269.
- Verhulst, F. C., & Achenbach, T. M. (1995). Empirically based assessment and taxonomy of psychopathology: Cross-cultural applications. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 4, 61-76.
- Watson, J. P., & Marks, I. M. (1971). Relevant and irrelevant fear in flooding: A crossover study of phobic patients. *Behavior Therapy*, 2, 275-293.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). A comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442.

ANNEXE

Items des échelles de l'Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie

Endroits ou situations	Items	
	IMA-A	IMA-S
Cinémas	1	1
Supermarchés	2	2
Salles de cours	3	3
Magasins à rayons	4	4
Restaurants	5	5
Musées	6	6
Ascenseurs	7	7
Amphithéâtres ou stades	8	8
Stationnements intérieurs	9	9
Endroits élevés	10	10
Espaces fermés (ex. tunnels)	11	11
Espaces vastes à l'extérieur (ex.: champs, rues larges, cours)	12	12
Espaces vases à l'intérieur (ex.: grandes pièces, salles d'attente)	13	13
Aller en autobus	14	14
Aller en train	15	15
Aller en métro	16	16
Aller en avion	17	17
Aller en bateau	18	18
Conduire ou aller en automobile n'importe quand	19	19
Conduire ou aller en automobile sur les voies rapides	20	20
Attendre en ligne	21	21
Traverser des ponts	22	22
Réceptions (party) ou rencontres sociales	23	23
Marcher sur la rue	24	24
Rester seul(e) à la maison	---	25
Être éloigné(e) de la maison	25	26

Notes. IMA-A : Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie accompagné;
IMA-S : Inventaire de mobilité pour l'agoraphobie seul.

Traduit de Chambless, D.L., Caputo, G.C., Jasin, S.E., Gracely, E.J. & Williams, C. (1985). The mobility inventory for agoraphobia. *Behavior Research and Therapy*, 23, 35-44. Copyright 1985 de Pergamon Press, Ltd. Traduit et reproduit avec la permission des auteurs.