

Natalie Rinfret et Marie-France Lévesque<sup>1</sup>

École nationale d'administration publique, Québec

## Comparaison transculturelle d'une analyse psychométrique du Personal Attributes Questionnaire (PAQ)

### Résumé

Le *Personal Attributes Questionnaire* (PAQ), développé par Spence, Helmreich et Stapp (1974), permet de déterminer dans quelle mesure une personne s'attribue des qualités instrumentales et expressives. Étant donné l'absence d'une version française validée du questionnaire, son usage auprès de la population francophone est limité. Suite à sa traduction, des données ont été recueillies auprès de 269 Canadiens français pour vérifier les qualités psychométriques de cette version. Les caractéristiques psychométriques de la version anglaise ont été vérifiées par la même occasion auprès de 285 Canadiens anglais de manière à comparer les versions originale et traduite. Les répondants étaient tous des cadres des fonctions publiques fédérale et québécoise. Afin d'évaluer la stabilité temporelle du PAQ, 101 francophones ont complété une deuxième fois la version traduite. Les analyses rapportées ont, en outre, permis d'établir la validité conceptuelle et la cohérence interne du questionnaire. Les indices de validité et de fidélité des deux versions sont comparables. Des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires (EQS) ont montré que l'ensemble des items se regroupent sous deux dimensions.

Mots-clés : validation, transculturelle, échelle, masculinité, fémininité

### A cross-cultural psychometric analysis of the Personal Attributes Questionnaire (PAQ)

#### Abstract

The *Personal Attributes Questionnaire* (PAQ) was developed by Spence, Helmreich and Stapp (1974) to measure instrumentality and expressivity as self attributes. In order to make the questionnaire available in French, the PAQ was translated and then validated with a sample of French ( $n = 269$ ) and English ( $n = 285$ ) Canadian managers, working in the federal and Québec public service. Test-retest reliability was checked with 101 Francophones. Overall, the psychometric properties of the questionnaire (construct validity and internal consistency) compared quite favourably to those of the original version. Multisample confirmatory factor analyses (EQS), comparing the data of the French version with those of the original version provided support for the validity of the PAQ two factor structure.

Key words: Validation, cross-cultural, scale, masculinity, femininity

---

<sup>1</sup> Les auteurs tiennent à remercier l'organisme subventionnaire CRSH pour son soutien financier, qui a permis la réalisation de cette étude. Elles tiennent également à remercier Monique Lortie-Lussier pour les commentaires et suggestions qu'elle leur a apportés. Veuillez adresser toute correspondance concernant ce manuscrit à Natalie Rinfret, École nationale d'administration publique, 555, Boul. Charest Est, Québec, QC, G1K 9E5. Tél. : 418-641-3000, Fax. : 418-641-3060. natalie\_rinfret@enap.quebec.ca.

Que ce soit dans le but de faire des études sur la persistance des stéréotypes de sexe, l'orientation professionnelle, la sélection et/ou la promotion du personnel, etc., les notions mises de l'avant par Bakan (1966) sont encore aujourd'hui fort pertinentes. Ce chercheur a regroupé les caractéristiques associées à chacun des sexes en fonction de deux dimensions, soit les dimensions agentique (instrumentality) et communiale (expressivity)<sup>2</sup>, respectivement masculine et féminine. Alors que la première réfère aux caractéristiques individuelles qui assurent le soutien financier de la famille et contribuent à l'avancement de la société sur les plans social, économique et politique, la seconde décrit une personne dont la tâche principale est de prendre soin de la famille et de maintenir l'harmonie à la maison. Ainsi, la dimension agentique est davantage orientée vers l'affirmation de soi et la communiale, vers autrui.

Souvent mises en relation avec le sexe, ces dimensions semblent également liées à l'occupation professionnelle des individus. En effet, Eagly et Steffen (1984) sont parvenues à établir une relation entre le rôle de travailleur-euse rémunéré-e et la dimension agentique de même qu'entre le rôle domestique et la dimension communiale. Même si elles précisent que ces dimensions ne sont pas nécessairement liées au sexe des individus, il reste qu'elles sous-tendent les stéréotypes de sexe. Selon ces chercheurs, les hommes se verraient attribués davantage de caractéristiques agentiques et les femmes de caractéristiques communiales, en raison des rôles sociaux traditionnellement occupés par chacun d'eux. Ainsi, il est possible que les femmes qui occupent un emploi non traditionnel aient davantage de caractéristiques agentiques que celles qui occupent un traditionnellement féminin. À cet effet, Korabik (1992) obtient des résultats révélateurs. Elle observe que les femmes gestionnaires obtiennent des résultats plus élevés sur la dimension agentique et plus faibles sur la dimension communiale que les femmes en général, tout comme l'avait fait d'autres chercheurs (Baril, Elbert, Mahar-Potter, & Reavy, 1989 ; Fagenon, 1990 ; Holmbeck & Bale, 1988).

Le *Personal Attributes Questionnaire* (PAQ: Spence & Helmreich, 1978; Spence, Helmreich, & Stapp, 1974 ; 1975) et le *Bem Sex-Role Inventory* (BSRI: Bem, 1974) comptent parmi les inventaires de la personnalité les plus utilisés pour mesurer les dimensions agentique (instrumentale) et communiale (expressive) des individus. Même si le contenu des deux instruments s'apparente (Spence, 1991), le PAQ est supérieur au BSRI en ce qui a trait à la validité. En effet, la sélection préliminaire des items de l'instrument de Spence et al. (1975) provient d'une liste d'énoncés bipolaires, développés par Rosenkrantz, Vogel, Bee, Broverman et Broverman (1968), basée sur les notions instrumentale et expressive, ce qui n'est

<sup>2</sup> Traduction empruntée d'Hurtig et Pichevin (1986).

pas le cas pour le BSRI. De plus, des analyses factorielles ont montré à plusieurs reprises que les items du PAQ se regroupent sous deux dimensions, soit les dimensions instrumentale et expressive (Cota & Fekken, 1988; Helmreich, Spence, & Wilhelm, 1981 ; O'grady, Freda, & Mikulka, 1979; Runge, Frey, Gollwitzer, Helmreich, & Spence, 1981; Wilson & Cook, 1984), alors que le BSRI présenterait une structure à quatre facteurs (Pechazur & Tetenbaum, 1979 ; Wilson & Cook, 1984).

Aussi, parce que les dimensions mesurées par le PAQ sont universelles, c'est-à-dire qu'elles se retrouvent dans la plupart des cultures et sociétés, cet instrument a été administré dans de nombreux pays, hors des États-Unis. Entre autres, il a été utilisé au Fiji (Basow, 1984) pour évaluer les caractéristiques attribuées selon le sexe, en ancienne Yougoslavie (Ajdukovic & Kjaic, 1984) pour étudier la relation entre le PAQ, l'estime de soi et les attitudes à l'endroit des femmes, en Angleterre (Archer, 1989, 1990; Keyes, 1984) pour mesurer l'adaptation personnelle d'adolescents et au Canada (Colwill, 1987; Korabik, 1992) pour évaluer la satisfaction des subordonnées et l'attribution des caractéristiques selon la position occupationnelle.

Ces différentes recherches montrent les usages multiples auxquels peut servir le PAQ, d'où l'intérêt d'avoir l'instrument dans la langue du pays. Jusqu'à maintenant, il a été traduit en espagnol (Diaz-Loving, Diaz-Guetero, Helmreich, & Spence, 1981), en allemand (Runge, Frey, Gollwitzer, Helmreich & Spence, 1981), en italien (Del Miglio & Nenci, 1983), en hébreux (Spence & Helmreich, 1978), en français (Gana, 1997) et en portugais (Spence & Helmreich, 1978).

Devant l'absence d'une version de l'instrument validée en français et l'importance qu'il revêt pour la recherche, il apparaît nécessaire qu'une version en français soit disponible et que ses qualités psychométriques soient valables auprès de la population canadienne-française. Par souci de validité écologique, nous avons préféré administrer la version en anglais à des participants canadiens, plutôt que de comparer les résultats des canadiens français à ceux des américains. Ainsi, les qualités psychométriques de la version originale en anglais seront aussi vérifiées. Les résultats obtenus permettront non seulement de comparer les caractéristiques psychométriques à partir d'une même population, mais aussi de contribuer à l'avancement des connaissances de la version originale du PAQ. En effet, pour la première fois, une analyse factorielle de type confirmatoire sera effectuée sur le PAQ afin de valider la structure à deux dimensions.

## Méthode

### Échantillon

Afin d'établir la relation entre les caractéristiques attribuées selon le sexe et l'occupation professionnelle, il était important de choisir une occupation

Tableau 1

Description de l'échantillon des gestionnaires en fonction des deux groupes linguistiques

	Francophones	Anglophones	$\chi^2$	p
Sexe (n)			0,57	0,45
Hommes	137	136		
Femmes	132	149		
Catégorie d'emploi (n)			3,80	0,28
Junior	14	22		
Intermédiaire	144	162		
Supérieur	96	87		
Ancienneté à la FP (n)			4,99	0,29
10 ans et moins	61	48		
11 à 15 ans	54	59		
16 à 20 ans	70	94		
21 à 25 ans	48	49		
26 ans et plus	24	30		

professionnelle encore non traditionnelle pour les femmes. Ainsi, des gestionnaires canadiens de la fonction publique fédérale et québécoise ont été sélectionnés au hasard parmi les différents ministères. Des 885 questionnaires distribués par la poste, 554 ont été renvoyés, donnant un taux de réponse de 63 %. Les participants ont complété la version originale ou traduite du PAQ, selon leur langue d'usage. Parmi les participants francophones, 101 ont répondu de nouveau au PAQ après 4 semaines.

Le tableau 1 montre que l'échantillon final comprend 554 gestionnaires (H = 273, F = 281) de la fonction publique, dont 269 francophones (H = 137, F = 132) et 285 anglophones (H = 136, F = 149). L'âge moyen est de 44 ans. La proportion d'hommes et de femmes en fonction de la langue d'usage est similaire ( $\chi^2(1) = 0,57$ , n.s.). Au total, 7% des gestionnaires sont cadres juniors, 58%, cadres intermédiaires et 35%, cadres supérieurs. Ils ont en moyenne 18 ans d'ancienneté à la fonction publique. Aucune différence significative entre les participants francophones et anglophones n'a été décelée en ce qui a trait à la catégorie d'emploi ( $\chi^2(2) = 3,80$ , n.s.) et à l'ancienneté ( $\chi^2(4) = 4,99$ , n.s.).

## Questionnaire

*Personal Attributes Questionnaire.* L'instrument est constitué de 24 énoncés répartis en trois échelles bipolaires dont chacune contient huit items; Masculinity (M), Femininity (F) et Masculinity-Femininity (M-F). Les répondants doivent s'évaluer et inscrire, pour chacune des 24 caractéristiques, la lettre qui correspond au meilleur descripteur sur une échelle en cinq points de type Likert (par exemple, "A" = "pas du tout agressif-ve" et "E" = "très agressif-ve"). Le score à ces items est déterminé en attribuant une valeur à la lettre choisie qui varie entre 0 et 4. L'addition des valeurs permet alors d'obtenir le score total pour chacune des échelles (variant entre 0 et 32). Un score élevé aux échelles M et M-F représente des réponses extrêmement instrumentales et un score élevé à l'échelle F représente des réponses extrêmement expressives. Le PAQ est généralement complété en 15 minutes.

Ce questionnaire est fondé sur le principe que les caractéristiques de la personnalité masculine et féminine ne constituent pas seulement deux dimensions opposées, tel qu'on le croyait auparavant, mais également deux dimensions qui peuvent à la fois se manifester chez un même individu. Elles varient de façon indépendante l'une de l'autre. Donc, un individu qui obtient un score faible à M peut présenter un score faible ou élevé à F, et l'inverse est aussi vrai. Ainsi, la masculinité et la féminité sont considérées comme des attributs indépendants (conception dualiste) plutôt qu'opposés (conception bipolaire).

L'échelle Masculinité contient des items qui sont considérés comme étant socialement désirables par les deux sexes mais que les hommes, comparativement aux femmes, endossent plus fréquemment (par exemple, l'indépendance). Les énoncés de l'échelle Féminité sont aussi désirables pour les deux sexes, mais ce sont les femmes qui les endossent davantage que les hommes (par exemple, l'émotivité). Les résultats de Spence et Helmreich (1978), indiquent qu'il y a une corrélation positive entre les deux échelles ( $r = .22$  et  $.09$  pour les hommes et les femmes, respectivement,  $p < .05$ ). L'échelle Masculinité-Féminité comporte, pour sa part, deux items qui relèvent de la perspective masculine et six de la perspective féminine. Pour l'échelle M-F, les items relatifs à la masculinité ne sont socialement désirables que pour les hommes (par exemple, l'agressivité) tandis que les items relatifs à la féminité ne sont socialement désirables que pour les femmes (par exemple, le besoin de sécurité). Les scores à cette échelle corréleront positivement avec M ( $r = .55$  et  $.56$  respectivement pour les hommes et les femmes,  $p < .05$ ) et négativement avec F ( $r = -.24$  et  $-.17$  respectivement pour les hommes et les femmes,  $p < .05$ ) (Spence & Helmreich, 1978). C'est à partir de résultats ultérieurs (Helmreich et al., 1981) que Spence (1984) affirme l'indépendance entre les deux dimensions (instrumentale et expressive). La corrélation entre les facteurs, obtenue par le biais d'une analyse factorielle, varie en fonction de l'échantillon et se situe entre  $-0,08$  et  $0,16$  lorsque seules les échelles M et F sont utilisées et entre  $0,02$  et  $0,08$  pour les trois échelles.

Tableau 2

Personal Attributes Questionnaire (PAQ): énoncés provenant de la version originale en anglais et de la version traduite en français

Vous trouverez ci-dessous une série d'échelles en 5 points décrivant une variété de caractéristiques psychologiques. Nous vous demandons de vous évaluer sur chacune d'elles. Par exemple, pour l'échelle ci-dessous, très artistique est inscrit à l'extrême droite et pas du tout artistique à l'extrême gauche.

Pas du tout artistique A...B...C...D...E Très artistique

Si vous pensez que vous n'êtes pas du tout artistique, vous devriez choisir A; si vous pensez que vous êtes modérément artistique, votre réponse devrait être D. Si vous êtes moyennement artistique, vous devriez choisir la lettre C.

MF	1	Not at all aggressive	A...B...C...D...E	Very aggressive
		Pas du tout agressif-ve		Très agressif-ve
M	2	Not at all independent	A...B...C...D...E	Very independent
		Pas du tout indépendant-e		Très indépendant-e
F	3	Not at all emotional	A...B...C...D...E	Very emotional
		Pas du tout émotif-ve		Très émotif-ve
MF	4	Very submissive	A...B...C...D...E	Very dominant
		Très soumis-e		Très dominant-e
MF	5	Not at all excitable in a MAJOR crisis	A...B...C...D...E	Very excitable in a MAJOR crisis
		Garde très bien son sang froid dans une situation de crise		Perd facilement son sang froid dans une situation de crise
M	6	Very passive	A...B...C...D...E	Very active
		Très passif-ve		Très actif-ve
F	7	Not at all able to devote self completely to others	A...B...C...D...E	Able to devote self completely to others
		Incapable de se dévouer complètement aux autres		Capable de se dévouer complètement aux autres
F	8	Very rough	A...B...C...D...E	Very gentle
		Très brutal-e		Très doux-ce
F	9	Not at all helpful to others	A...B...C...D...E	Very helpful to others
		Pas du tout serviable		Très serviable
M	10	Not at all competitive	A...B...C...D...E	Very competitive
		Pas du tout compétitif-ve		Très compétitif-ve
MF	11	Very home oriented	A...B...C...D...E	Very worldly
		Très attaché-e à son foyer		Très attiré-e par les mondanités
F	12	Not at all kind	A...B...C...D...E	Very kind
		Pas du tout aimable		Très aimable
MF	13	Indifferent to others' approval	A...B...C...D...E	Highly needful of others' approval
		Indifférent-e à l'approbation d'autrui		Très grand besoin de l'approbation d'autrui

Suite page suivante...

MF	14	Feelings not easily hurt	A...B...C...D...E	Feelings easily hurt
		Pas du tout susceptible		Très susceptible
F	15	Not at all aware of others' feelings	A...B...C...D...E	Very aware of others' feelings
		Pas du tout à l'écoute des sentiments des autres		Très à l'écoute des sentiments des autres
M	16	Can make decisions easily	A...B...C...D...E	Has difficulty making decisions
		Prend facilement des décisions		A de la difficulté à prendre des décisions
M	17	Gives up very easily	A...B...C...D...E	Never gives up easily
		Abandonne très facilement la partie		N'abandonne jamais facilement la partie
MF	18	Never cries	A...B...C...D...E	Cries very easily
		Ne pleure jamais		Pleure très facilement
M	19	Not at all self-confident	A...B...C...D...E	Very self-confident
		Pas du tout sûr-e de soi		Très sûr-e de soi
M	20	Feels very inferior	A...B...C...D...E	Feels very superior
		Se sent très inférieur-e		Se sent très supérieur-e
F	21	Not at all understanding of others	A...B...C...D...E	Very understanding of others
		Pas du tout compréhensif-e		Très compréhensif-e
F	22	Very cold in relations with others	A...B...C...D...E	Very warm in relations with others
		Très froid-e		Très chaleureux-se
MF	23	Very little need for security	A...B...C...D...E	Very strong need for security
		A un très faible besoin de sécurité		A un très fort besoin de sécurité
M	24	Goes to pieces under pressure	A...B...C...D...E	Stands up well under pressure
		Résiste très mal à la pression		Réagit très bien sous pression

Note: M, l'échelle Masculinité; F, l'échelle Féminité; M-F, l'échelle Masculinité-Féminité. Les pôles en italique correspondent aux réponses extrêmes des échelles M, F et M-F. Les réponses extrêmes ont un score de 4, les deuxièmes plus extrêmes ont un score de 3, etc. Extrait de Spence & Helmreich (1978).

Un indice de fidélité (coefficient alpha de Cronbach) de 0,85, 0,82 et 0,78 a été obtenu pour les échelles M, F et M-F, respectivement, à partir d'un échantillon d'étudiants universitaires américains (Spence & Helmreich, 1978). De plus, des résultats d'analyses factorielles ont montré que les dimensions instrumentales et expressives ressortent (Cota & Fekken, 1988; Helmreich et al., 1981; O'Grady et al., 1979; Runge et al., 1981; Wilson & Cook, 1984), supportant le concept de dualité.

### Procédure

Le PAQ a été traduit selon la procédure suggérée par Vallerand (1989). Une première version a été obtenue par un juge bilingue qui a traduit le questionnaire de l'anglais au français et une deuxième version a été développée par un second juge bilingue qui a traduit la version française vers l'anglais. Les items de la seconde version anglaise qui ne correspondaient pas à ceux de la version originale ont été révisés pour l'obtention de la version finale en français. Le tableau 2 présente les énoncés de chacune des versions du PAQ.

### Résultats

Dans la présente étude, bien que tous les énoncés du PAQ aient composé le questionnaire, uniquement les 16 énoncés des échelles Masculinité et Féminité ont été analysés. En effet, seules ces deux échelles ont été développées tel que le conçoit la théorie (McCreary & Steinberg, 1992), c'est-à-dire être statistiquement indépendantes l'une de l'autre. Pour sa part, l'échelle M-F contient des énoncés opérationnalisés d'une façon bipolaire, sous-entendant qu'un sujet dont le score est élevé à l'échelle M obtient automatiquement un score faible à l'échelle F, et l'inverse est aussi vrai. Or, les dimensions instrumentales et expressives sont considérées comme étant des construits indépendants plutôt qu'opposés.

Les analyses effectuées présentent différents indices servant à évaluer la validité et la fidélité du PAQ. Sommairement, des analyses de variance ont été effectuées pour vérifier l'effet du groupe linguistique et du sexe sur chacune des échelles. De plus, la cohérence interne de l'instrument et la corrélation entre les deux échelles ont été mesurées. Une importance particulière a été accordée à la structure factorielle de l'instrument par le biais d'analyses factorielles exploratoires et confirmatoires, dont des analyses multi-groupes. Enfin, pour l'instrument en français uniquement, la stabilité temporelle a été mesurée.

### Analyse de variance multivariée (MANOVA)

Une analyse de variance multivariée 2 X 2 a révélé des effets principaux significatifs du sexe (coefficient Wilks = 0,98;  $F(2, 549) = 5,93, p < .01$ ) et du groupe linguistique (coefficient Wilks = 0,97;  $F(2, 549) = 8,18, p \leq .000$ ) sur l'ensemble des échelles. Par contre, l'interaction entre ces facteurs ne s'est pas avérée significative (coefficient Wilks = 0,996;  $F(2, 549) = 1,06, n.s.$ ).

Les analyses univariées subséquentes permettent de constater que le sexe n'a d'influence significative que sur l'échelle Féminité ( $F(1, 552) = 11,43, p \leq .001$ ). Sur cette échelle, les femmes ( $M = 22,95$ ) obtiennent des scores plus élevés que les hommes ( $M = 21,93$ ). Pour ce qui est du facteur linguistique, les tests univariés indiquent qu'il a un effet significatif sur l'échelle Féminité ( $F(1, 552) = 15,29, p \leq .000$ ), uniquement. Les francophones obtiennent un score moyen ( $M = 23,07$ ) significativement plus élevé que celui des anglophones ( $M = 21,87$ ) sur l'échelle Féminité.

Tableau 3

Matrice de saturation des énoncés

	Version en français		Version en anglais	
	Facteur 1 Masculinité	Facteur 2 Féminité	Facteur 1 Masculinité	Facteur 2 Féminité
<b>Échelle Masculinité</b>				
Indépendant	0,42	0,01	0,48	0,07
Actif	0,49	0,27	0,50	0,09
Compétitif	0,53	0,12	0,55	-0,12
Décisif	0,60	-0,01	0,50	-0,03
N'abandonne pas	0,61	0,06	0,50	0,05
Sûr de soi	0,64	-0,06	0,59	0,01
Sentiment de supériorité	0,43	-0,03	0,46	-0,08
Réagit bien sous pression	0,58	0,01	0,55	0,11
<b>Échelle Féminité</b>				
Émotif	-0,28	0,31	-0,11	0,34
Se dévoue aux autres	0,12	0,60	0,02	0,56
Douce	-0,06	0,38	-0,16	0,43
Serviable	0,16	0,57	0,16	0,63
Aimable	0,14	0,60	-0,03	0,66
À l'écoute des sentiments des autres	-0,07	0,60	0,11	0,60
Compatissant	-0,03	0,65	0,14	0,63
Chaleureux	0,11	0,60	0,12	0,62
Valeur propre	3,96	2,54	3,74	2,58
% de variance expliquée	24,75 %	15,87 %	23,36 %	16,14 %

### Cohérence interne

La cohérence interne a été mesurée à l'aide du coefficient alpha de Cronbach. Les résultats de la version en français et en anglais sont comparables et supérieurs au seuil recommandé par Nunnally (1978). Sur l'échelle Masculinité, les coefficients des hommes sont de 0,78 et de 0,75 et ceux des femmes de 0,76 et de 0,72 pour les versions en français et en anglais, respectivement. Quant à l'échelle Féminité, les coefficients des hommes sont de 0,72 et de 0,77 et ceux des femmes de 0,77 et de 0,79 pour les versions en français et en anglais, respectivement. Ces valeurs se comparent à celles d'Helmreich et al. (1981), obtenues auprès d'adultes américains, qui étaient de 0,78 et 0,77 à l'échelle M et de 0,80 et 0,79 à l'échelle F pour les hommes et les femmes, respectivement.

### Analyses factorielles exploratoires

Les données ont été soumises au logiciel EQS afin d'identifier les structures du PAQ. Ainsi, le nombre de facteurs extraits est limité à deux et devraient

correspondre aux deux dimensions prévues, soit instrumentale et expressive. Une analyse factorielle exploratoire en composantes principales a été réalisée dans le but d'obtenir la meilleure solution empirique de la structure (Tabachnick & Fidell, 1989). À la suite de Helmreich et al. (1981), une rotation oblique ( $\delta = 0$ ) a été effectuée. Les saturations standardisées des énoncés sont présentées au tableau 3<sup>3</sup>.

Comme on peut le constater, les items saturent sous leur facteur respectif et cette solution explique au total 40,6% et 39,5% de la variance pour les versions en français et en anglais, respectivement. L'examen de la répartition des saturations de chacun des items sous leur facteur indique qu'elles se situent entre 0,31 et 0,65 pour la version en français et entre 0,34 et 0,66 pour celle en anglais. Ces valeurs sont satisfaisantes puisqu'elles sont supérieures à 0,30 et elles se comparent à celles de Helmreich et al. (1981), où seules les échelles M et F étaient traitées dans les analyses. En effet, les saturations qu'ils avaient obtenues variaient de 0,23 à 0,77.

#### *Analyses factorielles confirmatoires*

Des analyses factorielles confirmatoires de type "Maximum Likelihood" ont été effectuées afin de déterminer si le PAQ représente adéquatement la structure théorique postulée. Étant donné que les techniques d'estimation qui tiennent compte de la vraisemblance maximum entre les énoncés sont très sensibles à la distribution des variables, celle-ci est d'abord examinée. Parmi les 16 énoncés, aucun d'eux n'obtient des indices univariés d'asymétrie ("skewness") et d'aplatissement ("kurtosis") plus élevés que  $\pm 2$ , pour la version en français. Toutefois, un énoncé (l'énoncé 24) de l'échelle M présente un indice d'aplatissement de 2,78, pour la version en anglais seulement. De façon générale, les données sont distribuées normalement.

Avant d'entreprendre les analyses factorielles multi-groupes, comparant simultanément les structures des deux versions, des analyses factorielles doivent être exécutées pour les versions en français et en anglais, séparément. Tel que proposé par Spence et Helmreich (1978), le modèle à deux facteurs devrait confirmer la structure à deux dimensions, c'est-à-dire instrumentale et expressive. Ces résultats d'analyses permettront de démontrer le niveau de correspondance entre les structures postulées et saturées pour chacune des versions (analyses indépendantes), dans un premier temps et, simultanément (analyses multi-groupes), par la suite. Par conséquent, la matrice de covariance obtenue (où toutes les sources possibles de variance et de covariance entre chacune des variables sont prises en compte) doit être comparée à celle estimée, à partir de la structure factorielle postulée. Plus les éléments des deux matrices correspondent, plus le modèle testé s'ajuste bien aux données. Ainsi, on cherche à retenir l'hypothèse nulle, selon

3 Les résultats des analyses factorielles sont présentés conjointement pour les hommes et les femmes puisqu'aucune différence entre les saturations des deux sexes n'a été observée, tout comme Helmreich et al. (1981).

laquelle la matrice de covariance obtenue n'est pas différente de la structure factorielle postulée. Les indices d'ajustement calculés dans le cadre de la présente analyse sont le khi-carré ( $\chi^2$ ), l'indice d'ajustement CFI (Comparative Fit Index) et l'indice d'ajustement NNFI (Non-Normed Fit Index). La valeur du khi-carré est utilisée pour tester l'hypothèse nulle. Un khi-carré non significatif indique que la matrice de covariance n'est pas différente de la structure factorielle postulée et que l'on peut retenir l'hypothèse nulle. Toutefois, un khi-carré significatif n'indique pas nécessairement le contraire puisque cet indice d'ajustement est très sensible à la taille de l'échantillon. Développées par Bentler et Bonett (1980), les valeurs CFI et NNFI correspondent à des indices d'ajustement moins sensibles à la taille de l'échantillon. Leur calcul est basé sur la notion d'une amélioration de l'ajustement par la comparaison entre le modèle saturé et un modèle nul qui assume l'absence de relation entre chacune des variables. Ces valeurs permettent d'estimer si la structure postulée et les modifications qu'on lui apporte contribuent à améliorer significativement les données recueillies, comparativement au modèle nul. Elles varient entre 0 (le modèle posulé ou modifié ne vaut pas plus que le modèle nul) et 1,00 (le modèle posulé ou modifié s'harmonise parfaitement aux données). Des scores supérieurs à 0,90 pour le CFI et le NNFI sont acceptables (Bentler, 1992).

Les analyses factorielles confirmatoires ont été exécutées pour chacune des versions du PAQ. Les résultats de la version en français montrent que la matrice de covariance obtenue est différente de la structure factorielle postulée ( $\chi^2 (103) = 198,86, p < .001$ ; CFI = 0,90, NNFI = 0,88). Afin d'améliorer le modèle postulé, il est possible d'ajouter des corrélations entre les variances résiduelles jusqu'à ce que les indices  $\chi^2$ , CFI, et NNFI atteignent des niveaux acceptables (voir Newcomb & Bentler, 1986). Selon l'examen de la matrice des variances résiduelles, l'ajout de quatre corrélations contribue à améliorer le modèle ( $\chi^2 (128) = 128,09, p = .01$ ; CFI = 0,96; NNFI = 0,95). Pour ce qui est de la version en anglais, l'ajout de six corrélations permet également aux données de s'harmoniser davantage à la structure factorielle postulée ( $\chi^2 (97) = 124,65, p = .01$ ; CFI = 0,97; NNFI = 0,96). En effet, sans l'ajout de ces corrélations, l'analyse confirmatoire ne peut soutenir le modèle posulé ( $\chi^2 (103) = 215,27, p = .001$ ; CFI = 0,88; NNFI = 0,86).

Il importe maintenant de déterminer si l'addition des corrélations entre les variances résiduelles affecte les relations fondamentales entre les facteurs latents et les saturations des items sous les facteurs latents. Les coefficients de corrélation, obtenus entre les facteurs et leurs saturations, provenant des analyses factorielles confirmatoires avec et sans modifications, ont été corrélés pour chacune des versions du PAQ. Tel que recommandé par Newcomb et Bentler (1988), les corrélations obtenues sont supérieures à 0,95 ( $r = 0,96$  pour chacune des versions). Par conséquent, les modifications apportées aux modèles finaux ne biaisent pas les résultats. Ainsi, avec l'apport de ces modifications, les versions en anglais et en français soutiennent l'utilisation des deux dimensions postulées par Spence et Helmreich (1978).

Tableau 4

*Khi-carrés et améliorations des équivalences des modèles des analyses multi-groupes du Personal Attributes Questionnaire*

Modèles	$\chi^2$	d.l.	Indice Bentler-Bonett	$\Delta\chi^2$	$\Delta d.l.$	P
1. Aucune contrainte	287,93	194	0,94	---	---	---
2. Saturations équivalentes	299,12	208	0,94	11,19	14	n.s.
3. Corrélations entre facteurs équivalents	301,91	211	0,94	13,98	17	n.s.

Note :  $\Delta\chi^2$  et  $\Delta d.l.$  différence avec modèle 1.

Des analyses multi-groupes ont été effectuées afin de vérifier l'équivalence des structures factorielles des versions en français et en anglais. Pour ces analyses, les structures des deux versions sont évaluées simultanément, selon trois différents modèles. Plus spécifiquement, la structure factorielle postulée lors du premier modèle est évaluée en n'imposant aucune contrainte au modèle utilisé pour évaluer la version en français. Dans la deuxième analyse, les valeurs des saturations obtenues pour la version anglaise sont imposées au modèle utilisé pour l'analyse de la version française. Dans la dernière analyse, en plus d'imposer les valeurs des saturations, les corrélations entre les facteurs latents de la version anglaise sont imposées au modèle de la version française.

Les valeurs obtenues pour les deux derniers modèles, comparées à celles du premier modèle, permettront de vérifier si l'ajout progressif de contraintes au modèle en français réduit ou non l'équivalence avec le modèle de la version en anglais. Pour que la version en français soit jugée équivalente à la version en anglais, les corrélations entre les facteurs et les saturations des items sous chacun des facteurs des deux versions doivent être équivalentes. Lorsque la valeur du Khi-carré résultant de la différence entre les analyses est significative ( $p \leq .05$ ), les valeurs imposées sont considérées comme non-équivalentes entre les deux versions (Joreskog & Sorbom, 1993). À l'inverse, si la valeur du Khi-carré n'est pas significative, les valeurs imposées sont équivalentes.

Les résultats des analyses multi-groupes apparaissent au tableau 4. D'une part, la partie gauche du tableau montre que les indices d'augmentation d'harmonie (Indice Bentler-Bonett) sont identiques. Donc, l'ajout progressif des contraintes ne réduit pas l'équivalence entre les deux versions. Afin de vérifier si les deux versions sont équivalentes, la comparaison entre les modèles 2 et 3, et le premier modèle est présentée dans la partie droite du tableau. Les différences de Khi-carrés

entre les modèles indiquent que les structures factorielles et les corrélations entre les facteurs latents des deux versions sont similaires ( $p > .05$ ). Par conséquent, il s'avère que la version en français est jugée équivalente à la version en anglais.

#### *Corrélations entre les échelles Masculinité et Féminité*

La corrélation entre les échelles M et F a été mesurée afin de voir le degré de relation entre elles. Deux types de corrélations sont présentées, il s'agit des corrélations de Pearson et des corrélations entre les facteurs provenant de l'analyse factorielle exploratoire.

Les résultats des corrélations de Pearson sont de 0,20 ( $p < 0.01$ ) pour la version en français et de 0,14 ( $p < 0.05$ ) pour la version en anglais. De façon plus détaillée, les coefficients des hommes sont de 0,22 et 0,18 pour les versions française et anglaise, respectivement. Quant aux femmes, les coefficients sont de 0,14 et de 0,11 pour les versions en français et en anglais. Ainsi, les résultats vont dans le même sens que ceux de Spence et Helmreich (1978), pour qui une relation significative ( $p < 0.05$ ) de 0,22 pour les hommes et de 0,09 pour les femmes avait été obtenue entre les deux échelles. Quant aux corrélations entre les facteurs, elles sont proches également des valeurs obtenues par Helmreich et al. (1981) auprès de répondants adultes. En effet, alors qu'ils présentent des corrélations de 0,16 (H) et de 0,13 (F), celles obtenues dans cette étude sont de -0,15 (H = 0,19 et F = -0,09) pour la version en français et de -0,12 (H = -0,15 et F = 0,08) pour celle en anglais.

#### *Stabilité temporelle*

Les coefficients de corrélation test-retest ont été obtenus pour la version en français uniquement. L'échelle Masculinité obtient une corrélation de 0,65 et l'échelle Féminité, une corrélation de 0,76, après un intervalle de quatre semaines entre les deux administrations. Ces valeurs suggèrent que la version en langue française possède une stabilité temporelle acceptable pour chacune de ces dimensions; le seuil minimum étant de 0,60 (Murphy & Davissoffer, 1991).

#### **Discussion**

L'objectif de cette étude consistait à vérifier les qualités psychométriques de la version française du *Personal Attributes Questionnaire*. Afin de juger de la valeur des résultats de la version traduite, la version originale a également été administrée à des gestionnaires anglophones. Dans l'ensemble, la fidélité et la validité des deux versions sont comparables et tout à fait satisfaisantes, bien qu'une différence significative sur l'échelle Féminité ait été obtenue entre les francophones et anglophones. Cette différence pourrait être de nature culturelle. En effet, plusieurs chercheurs ont montré que les francophones sont davantage orientés vers les relations humaines et familiales que les anglophones (Kanungo & Bhatnagar, 1978; McCarrey, Edwards & Jones, 1977, 1978; McCarrey, Gasse & Moore, 1984; Richer & Laporte, 1973; Shapiro & Perlman, 1976).

Au niveau des indices de fidélité, il a été démontré que les coefficients alpha sont semblables pour les versions en français et en anglais. De plus, l'étude de la stabilité temporelle de l'instrument en français a engendré des résultats constants sur une période d'un mois.

En ce qui a trait à la validité, les résultats s'avèrent éloquentes. D'une part, des analyses factorielles confirmatoires appuient, pour la première fois, la structure à deux facteurs, postulée au départ. De plus, le degré de corrélation entre les deux échelles et celui obtenu entre les facteurs montrent que les échelles de Masculinité et Féminité représentent deux concepts indépendants, conformément aux attentes. Le résultat le plus révélateur tient au fait que les femmes gestionnaires ont, en moyenne, un score aussi élevé que leurs collègues masculins sur l'échelle Masculinité. Bien qu'allant à l'encontre des résultats obtenus par Spence et Helmreich (1978) et de Helmreich et al. (1981), ces résultats sont similaires à ceux obtenus plus récemment par Korabik et Ayman (1987, 1989), auprès d'un échantillon comparable à celui utilisé pour cette étude, c'est-à-dire des gestionnaires, et à ceux de Rinfret et Lortie-Lussier (1997). En effet, ces deux chercheuses ont montré dans leur étude sur les valeurs de gestion des hommes et des femmes que ces dernières, comparativement à leurs collègues masculins, s'attribuent davantage de caractéristiques de gestion masculines. Est-ce à dire qu'au-delà du sexe des répondants, l'occupation a une influence considérable sur l'auto-attribution des caractéristiques instrumentales et expressives (Eagly & Steffen, 1984) ? Ainsi, pour justifier un choix occupationnel non traditionnel, les femmes s'attribueraient davantage de caractéristiques instrumentales que les hommes de la même profession.

D'autre part, ce phénomène pourrait aussi s'expliquer par le changement social, résultant de la montée du mouvement féministe au début des années 1970. En effet, ce mouvement a permis aux femmes de prendre part plus activement à la vie publique, leur fournissant ainsi l'occasion de reconnaître leurs caractéristiques instrumentales. Afin de mieux comprendre la portée de ces résultats d'autres recherches sont nécessaires. Ainsi, il serait intéressant de demander à des travailleurs des deux sexes de différents groupes occupationnels, considérés comme traditionnellement masculins et féminins, de répondre au questionnaire. L'obtention de résultats différents selon l'emploi occupé, tout en contrôlant le sexe des répondants, permettrait de montrer que le type d'emploi joue un rôle prépondérant sur les résultats obtenus sur les deux échelles du PAQ. Dans cette perspective, en plus d'être validé auprès d'un échantillon de gestionnaires, il serait nécessaire que le PAQ soit validé auprès d'autres groupes occupationnels.

En somme, même s'il a été développé il y a plus de 20 ans maintenant, le PAQ reste un outil fort pertinent. En effet, l'instrument semble refléter fidèlement l'époque dans laquelle il est administré ; les résultats obtenus par Spence et ses collaborateurs (1978 ; 1981) sont conformes aux stéréotypes de sexe de l'époque,

alors que ceux-ci reflètent l'évolution des valeurs sociales. La validité de face tout à fait remarquable de cet instrument lui confère sans aucun doute un avantage certain et laisse présager que cet instrument sera utilisé dans de nombreuses recherches en langue française, que ce soit auprès d'adolescents ou d'adultes. Ainsi, des recherches sur l'orientation scolaire ou professionnelle, les aspirations ou le cheminement de carrière, l'adaptation en milieu de travail, la socialisation professionnelle et le counselling ne constituent que quelques uns des domaines où le PAQ peut s'avérer utile.

### Références

- Ajdukovic, D. & Kljaic, S. (1984). Personal attributes, self-esteem, and attitude towards women: Some cross-cultural comparisons. *Studia Psychologica*, 26, 193-198.
- Archer, J. (1989). The relationship between gender-role measures : A review. *British Journal of Social Psychology*, 28, 173-184.
- Archer, J. (1990). Gender-stereotypic traits are derived from gender roles : A reply to McCreary. *British Journal of Social Psychology*, 29, 273-277.
- Bakan, D. (1966). *The duality of human existence: An essay on psychology and religion*. Chicago: Rand McNally.
- Baril, G. L., Elbert, N., Mahar-Potter, S. & Reavy, G. C. (1989). Are androgynous managers really more effective ? *Group & Organization Studies*, 14, 234-249.
- Basow, S. A. (1984). Cultural variations in sex typing. *Sex Roles*, 10, 577-585.
- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 155-162.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the bulletin. *Psychological Bulletin*, 112, 400-404.
- Bentler, P. M. & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Colwill, N. (1987). The mentor connection update. *Business Quarterly*, Fall, 16-20.
- Cota, A. A. & Fekken, G. C. (1988). Dimensionality of the Personal Attributes Questionnaire: An empirical replication. *Journal of Social Behavior and Personality*, 3, 1, 135-140.
- Del Miglio, C. & Nenci, A. M. (1983). Female identity: Change and evolution of its role. *Archivio di Psicologia, Neurologia e Psichiatria*, 44, 1, 93-106.
- Diaz-Loving, R., Diaz-Guerrero, R., Helmreich, R. L. & Spence, J. (1981). Comparacion transcultural y analisis psicométrico de una medida de rasgos masculinos (instrumentales) y femeninos (expresivos). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 1, 2, 4-33.
- Eagly, A. H. & Steffen, V. J. (1984). Gender stereotypes stem from the distribution of women and men into social role. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 4, 735-754.
- Fagenson, E. A. (1990). Perceived masculine and feminine attributes examined as a function of individuals' sex and level in the organizational power hierarchy : A test of four theoretical perspectives. *Journal of Applied Psychology*, 75, 204-211.



- Gana, K. (1997). Sexuation psychique et vieillissement. *Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale*, 35, 30-48.
- Helmreich, R. L., Spence, J. T., & Wilhelm, J. A. (1981). A psychometric analysis of the Personal Attributes Questionnaire. *Sex Roles*, 7, 11, 1097-1108.
- Holmbeck, G. N. & Bale, P. (1988). Relations between instrumental and expressive personality characteristics and behaviors : A test of Spence and Helmreich's theory. *Journal of Research in Personality*, 22, 37-59.
- Hurtig, M. C. & Pichevin, M. F. (1986). *La différences des sexes. Questions de psychologie*. Paris : Éditions Tierce.
- Joreskog, K. G. & Sorbom, D. (1993). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Kanungo, R. N. & Bhatnagar, J. K. (1978). Achievement orientation and occupational values: A comparative study of young French and English Canadians. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 12, 384-392.
- Keyes, S. (1984). Gender stereotypes and personal adjustment : Employing the PAQ, TSBI and GHQ with samples of British adolescents. *British Journal of Social Psychology*, 23, 173-180.
- Korabik, K. (1992, June). *The masculinization of Women Managers*. A paper presented at the annual meeting of the Canadian Psychological Association, Quebec City, Quebec.
- Korabik, K. & Aynman, R. (1987, August). *Androgyny and leadership: A conceptual synthesis*. A paper presented at the annual meeting of the American Psychological Association, New York, NY.
- Korabik, K. & Aynman, R. (1989). Should women managers have to act like men ? *Journal of Management Development*, 8, 23-32.
- McCarrey, M. W., Edwards, S., & Jones, R. (1977). The influence of ethnolinguistic group membership, sex and position level on motivational orientation of Canadian anglophone and francophone employees. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 9, 274-282.
- McCarrey, M. W., Edwards, S., & Jones, R. (1978). Personal values of Canadian Anglophone and Francophone employees and ethnolinguistic group membership, sex and position level. *Journal of Psychology*, 104, 175-184.
- McCarrey, M. W., Gasse, Y. & Moore, L. (1984). Work value goals and instrumentalities: A comparison of Canadian west-coast Anglophone and Quebec City Francophone managers. *International Review of Applied Psychology*, 33, 291-303.
- McCreary, D. R. & Steinberg, M. (1992). The Personal Attributes Questionnaire in Britain: Establishing construct validity. *British Journal of Social Psychology*, 31, 369-378.
- Murphy, K. R. & Davis-Hoffer, C. O. (1991). *Psychological testing : Principles and applications*. Englewood Cliffs : Prentice Hall.
- Newcomb, M. D. & Bentler, P. M. (1986). Loneliness and social support : A confirmatory hierarchical analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 12, 4, 520-535.

- Newcomb, M. D. & Bentler, P. M. (1988). *Consequences of adolescent drug use: Impact on the lives of young adults*. Newbury Park: Sage Publications.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- O'grady, K. E., Freda, J. S. & Mikulka, P. J. (1979). A comparison of the Adjective Check List, Bem Sex-Role Inventory, and Personal Attributes Questionnaire Masculinity and Femininity subscales. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 215-225.
- Pedhazur, E. J. & Tetenbaum, T. J. (1979). Bem Sex-Role Inventory: A theoretical and methodological critique. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 996-1016.
- Richer, S. & Laporte, P. É. (1973). Culture, cognition and English-French competition. In D. Koulack & D. Perlman (Eds.), *Readings in social psychology: Focus on Canada* (pp. 49-59). Toronto: Wiley & Sons.
- Rinfret, N. & Lortie-Lussier, M. (1997). Le style de gestion des hommes et des femmes : convergence ou divergence ? *Administration Publique du Canada*, 40, 4, 599-613.
- Rosenkrantz, P., Vogel, S., Bee, H., Broverman, E., & Broverman D. M. (1968). Sex role stereotypes and self-concepts in college students. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 32, 287-295.
- Runge, T. E., Frey, D., Gollwitzer, P. M., Helmreich, R. L., & Spence, J. T. (1981). Masculine (instrumental) and feminine (expressive) traits: A comparison between students in the United States and West Germany. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 12, 2, 142-162.
- Shapiro, L. & Perlman, D. (1976). Value differences between English and French Canadian high school students. *Canadian Ethnic Studies*, 8, 50-55.
- Spence, J. T. (1984). Masculinity, femininity, and gender-related traits: A conceptual analysis and critique of current research. In B.A. Maher & W. B. Maher (Eds), *Progress in Experimental Personality Research*, vol. 13. New York: Academic Press.
- Spence, J. T. (1991). Do the BSRI and PAQ measure the same or different concepts? *Psychology of Women Quarterly*, 15, 1, 141-165.
- Spence, J. T. & Helmreich, R. L. (1978). *Masculinity and femininity: Their psychological dimensions, correlates, and antecedents*. Austin: University of Texas Press.
- Spence, J. T., Helmreich, R. L., & Stapp, J. (1974). The Personal Attributes Questionnaire : A measure of sex role stereotypes and masculinity-femininity. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 4, 43.
- Spence, J. T., Helmreich, R. L., & Stapp, J. (1975). Ratings of self and peers on sex-role attributes and their relation to self-esteem and conceptions of masculinity and femininity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 29-39.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (1989). *Using Multivariate Statistics*, 2nd ed. New York: Harper & Row.

- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques : implications pour la recherche en langue française. *Psychologie Canadienne*, 30, 662-680.
- Wilson, F. R. & Cook, E. P. (1984). Concurrent validity of four androgyny instruments. *Sex Roles*, 11, 813-837.