

COMMUNICATION, AUTONOMIE ET COGNITION, LES TROIS GRANDS FACTEURS MESURÉS PAR L'EMCA

Guy Gignac, Michel Loranger, Michel Pépin et Geneviève Benoit

L'objectif de ce travail consiste à identifier les dimensions communes aux nombreuses sous-échelles de l'Échelle Minnesota des comportements d'adaptation (EMCA) auprès d'un échantillon québécois de personnes présentant un retard mental. Une première étude factorielle a été menée auprès d'un échantillon de 145 sujets adultes vivant dans la communauté. Les résultats démontrent l'existence de trois facteurs qui expliquent 81,1 pour cent de la variance des scores aux sous-échelles de l'EMCA. Ces facteurs peuvent être considérés comme Communication sociale, Motricité et autonomie de base et Fonctionnement cognitif. La seconde étude porte sur un échantillon de 256 adultes vivant en milieu institutionnel. Les résultats confirment ceux de la première étude en identifiant trois facteurs respectivement comparables à ceux déjà obtenus avec le premier groupe de sujets. Ces facteurs expliquent 85,3 pour cent de la variance totale des scores. Les analyses effectuées permettent de faire ressortir les grandes dimensions qui sont à la base du concept de comportements d'adaptation, tout en conservant un maximum d'informations pertinentes.

Le mouvement de désinstitutionnalisation amorcé ces dernières années a entraîné la nécessité d'identifier les comportements d'adaptation pouvant contribuer à la réussite de l'intégration des personnes ayant un retard mental dans la société (Leland, 1983; Reshly, 1982; Witt et Martens, 1984). Ce travail s'imposait du fait que la mesure du quotient intellectuel (QI) employée jusque-là ne suffisait pas à elle seule à documenter les capacités d'adaptation des individus. Pour un même niveau de QI, certaines personnes s'adaptent relativement bien aux nouvelles exigences posées par la réinsertion sociale alors que d'autres font face à de sérieuses difficultés.

La plupart des nombreuses échelles de comportements qui ont vu le jour à cet effet présentent des listes imposantes d'items et nécessitent un temps de passation considérable. Alors que la majorité des auteurs concernés par le sujet s'accordent à reconnaître l'aspect dimensionnel qui sous-tend les comportements d'adaptation présentés dans ces échelles, le contenu du construit et le nombre de composantes en cause demeurent encore problématiques (Cohen, 1988; McGrew et Bruininks, 1989). Une façon d'arriver à consolider et à clarifier le concept de comportement d'adaptation consisterait à l'étudier à travers une diversité d'échelles de mesure pour en dégager une structure typique (Kamphaus, 1987).

Guy Gignac, Michel Loranger, Michel Pépin, Geneviève Benoit,
Ecole de psychologie, Université Laval, Ste-Foy (Québec),
G1K 7P4.

Les demandes de tirés à part doivent être adressées à Michel
Loranger, Ecole de psychologie, Université Laval, Sainte-Foy
(Québec), G1K 7P4.

McGrew et Bruininks (1989) ont effectué une recension des études réalisées de 1965 à 1987 ayant utilisé la technique statistique d'analyse factorielle pour déterminer quelles sont les différentes dimensions sous-jacentes mesurées par les échelles.

Si les auteurs réitèrent dans leurs conclusions l'aspect multidimensionnel des comportements d'adaptation et dégagent certaines constantes à travers les résultats des études, ils affirment cependant qu'aucune échelle n'arrive à mesurer la totalité des dimensions identifiées.

Comme principaux exemples, soulignons d'abord le travail de Nihira (1976), un chercheur influent dans le domaine, qui identifie trois facteurs avec l'échelle Adaptive Behavior Scale ([ABS]; Nihira, Foster, Shellhaas, et Leland, 1974). Ces facteurs, Autonomie personnelle, Responsabilité sociale, et Autonomie communautaire, ont par la suite servi de points de comparaison à plusieurs études. Joiner et Krantz (1979) identifient, pour leur part, quatre facteurs sur l'échelle Minnesota Developmental Programming System - Behavioral Scale ([MDPS]; Joiner et Krantz, 1979), soit Indépendance, Compétence cognitive, Compétence sociale, et Compétence langagière. Silverstein, Wothke, et Slabaugh (1988) n'en ont cependant trouvé que deux sur cette même échelle, l'un appelé Socio-cognitif et l'autre Motricité et autonomie personnelle. Les facteurs qui ressortent avec une certaine constance sont de l'ordre de l'indépendance et de la compétence sociale et/ou cognitive, ces deux derniers aspects étant souvent confondus.

Pour les usagers qui sont appelés à utiliser les échelles de comportements d'adaptation, le point important consiste à savoir ce à quoi correspondent, au fond, les comportements le plus souvent mesurés sur le terrain. C'est pourquoi cette recherche s'est fixé comme premier objectif d'identifier les construits mesurés par l'Échelle Minnesota de comportements d'adaptation ([EMCA]; Pilon et Côté, 1987a), l'un des instruments les plus utilisés à l'heure actuelle par les intervenants, et ce, chez un échantillon représentatif de la population de personnes ayant un retard mental vivant dans la communauté. L'objectif secondaire de cette recherche consiste ainsi à vérifier la reproductibilité des résultats obtenus avec le premier échantillon auprès d'une population provenant du milieu institutionnel.

ETUDE 1

Méthode

Sujets

L'étude a été menée auprès de 145 élèves adultes du Programme d'initiation à la vie communautaire (PIVC) dispensé par le Service de l'éducation des adultes des commissions scolaires québécoises participantes ($n = 62$). Les sujets ont été sélectionnés à partir de la liste des 2 225 inscrits au PIVC en 1988-89, et ce, dans un plan de distribution proportionnelle par commission scolaire. L'étude de la clientèle (Loranger, 1989) a démontré que tous les niveaux de retard étaient assez bien représentés dans le programme, bien que par la suite ce dernier ait été particulièrement destiné à des personnes vivant dans la communauté et présentant un niveau de retard moyen. L'échantillon est composé de 76 femmes et de 69 hommes. Il comprend dix personnes anglophones, les autres étant francophones. L'âge moyen est de 33 ½ ans et l'écart type est de dix ans.

Procédé d'évaluation

Chaque personne a été rencontrée dans son milieu de vie par un assistant de recherche et un des six intervenants participants. Ils ont été assistés par une personne ressource connaissant bien chaque sujet.

Instrument utilisé

L'Échelle Minnesota de comportements d'adaptation ([EMCA]; Pilon et Côté, 1987a, 1987b) est une adaptation québécoise du Minnesota Developmental Programming System de Joiner et Krantz (1979). Elle a été construite pour permettre une évaluation du comportement des individus à l'intérieur de différents programmes d'intervention et ainsi pouvoir juger des progrès effectués. Cette échelle propose 18 domaines de compétence évalués par le biais de 20 items chacun, pour un total de 360 items. L'étendue des scores de chaque sous-échelle va de 20 (complète dépendance) à 80 (complète

autonomie). L'échelle peut être utilisée auprès de toutes les personnes déficientes des deux sexes, mais s'avère moins sensible aux niveaux inférieurs des comportements de dépendance/autonomie pour plusieurs dimensions servant à mesurer les compétences des jeunes enfants et des personnes plurihandicapées. De la même façon, l'échelle est limitée lorsqu'il s'agit de mesurer les individus au seuil de la normalité (Pilon, Côté, et Lachance, 1988).

Pilon *et al.* (1988) soulignent que les sous-échelles ont une bonne stabilité (r de Pearson = 0,86 à 0,97) et un bon niveau de concordance entre les observateurs (r de Pearson = 0,77 à 0,95). Ces auteurs ont établi une relation de $r = 0,74$ entre l'EMCA et l'Echelle des comportements d'adaptation, une adaptation québécoise de l'ABS. Harvey (1987; dans Pilon *et al.*, 1988) présente un coefficient de corrélation entre cette adaptation et l'EMCA qui est beaucoup plus élevé, soit $r = 0,95$.

Résultats

Les données ont été traitées sur le système d'applications statistiques SPSS-X (procédés Factor) et SAS (procédés Correlation et Factor) au Centre de traitement de l'information de l'Université Laval. Des coefficients de corrélation de Pearson ont été calculés, à partir du procédé de corrélation avec l'option RANK du progiciel SAS, pour savoir s'il existe des relations significatives entre les sous-échelles de l'EMCA et si des regroupements de variables peuvent être envisagés.

La matrice de corrélations a présenté des coefficients significatifs pour l'ensemble des sous-échelles ($r = 0,26$ à $r = 0,92$, $p < 0,001$). Le résultat au test de sphéricité de Bartlett (TSB = 3479,03, $p < 0,001$), appliqué sur les données de la présente recherche à l'aide du progiciel SPSS-X, suggère que la matrice de corrélations provient d'une population de variables interreliées et confirme la pertinence d'une analyse factorielle. Bien que la grandeur de l'échantillon et le nombre de variables étaient appropriés au test de Bartlett

(Stewart, 1981), un autre test a été employé pour venir corroborer. Il s'agit d'une mesure d'adéquation d'échantillonnage (Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy [MSA]; Kaiser, 1970) qui fournit un indice de relation entre les variables. Les résultats indiquent d'excellentes relations (Kaiser et Rice, 1974), tant au niveau global (MSA = 0,94) qu'au niveau des variables individuelles (MSA = 0,91 à 0,97).

Analyse factorielle

Une analyse exploratoire des facteurs communs et spécifiques a donc été effectuée dans le but d'identifier les regroupements de variables et d'expliquer leur structure de covariation par le biais d'un certain nombre de construits théoriques.

Extraction des facteurs

L'extraction de facteurs, selon les axes principaux, a été effectuée en utilisant les coefficients de corrélations multiples au carré (R^2) comme indices de la communauté de variance initiale des sous-échelles. Le procédé d'extraction de facteurs PRINCIPAL AXIS FACTORING du progiciel SPSS-X a été utilisé. Le nombre de facteurs final a été établi en considérant l'importance de la contribution du dernier facteur extrait (déterminé par la proportion de variance ajoutée au modèle), l'ordre de grandeur des coefficients de saturation du dernier facteur extrait, et la valeur interprétative de l'ensemble du modèle factoriel. La valeur des racines latentes (eigenvalues) en fonction du nombre de facteurs (scree test de Cattell, 1966) a également été considérée.

Etant donné la nature exploratoire de la démarche, une première analyse factorielle a été conduite en utilisant une racine latente supérieure ou égale à un (1) comme critère de sélection de facteurs par défaut. Ceci implique une proportion minimale de variance de 5,6% (100% de variation / 18 variables) expliquée par le dernier facteur. Ce critère a favorisé l'extraction de deux facteurs après 5 itérations (racine latente = 12,16 et 1,84

respectivement), avec un pourcentage d'explication total de 77,7% (67,5% pour le premier facteur et 10,2% pour le deuxième).

Rotation des axes

Suite à l'extraction des facteurs, une rotation des axes principaux a eu lieu dans le but d'atteindre le maximum de simplicité dans la structure factorielle. Une rotation oblique a été privilégiée en raison des corrélations élevées entre les sous-échelles. De cette façon, l'orthogonalité du modèle final ne serait pas attribuable à un artefact de la méthode utilisée (Kim et Mueller, 1978b). De plus, la rotation oblique se révèle être la technique la plus souhaitable dans le cas présent parce que théoriquement et empiriquement plus réaliste (Hair, Anderson et Tatham, 1987). La méthode de rotation directe OBLIMIN a été utilisée par le biais du progiciel SPSS-X. Il s'agit d'une méthode qui vise essentiellement l'obtention d'une structure matricielle qui répond aux principes de simplicité (Harman, 1976). Dix itérations ont été nécessaires pour atteindre la stabilisation convergente des communautés et de la matrice de saturation.

La structure factorielle de ce modèle n'a cependant pas atteint tout à fait les critères de simplicité attendus (Harman, 1976; Mulaik, 1972). Ainsi, plusieurs sous-échelles avaient des saturations supérieures à 0,30 sur plus d'un facteur à la fois. Il s'agit plus particulièrement de Interactions sociales (coefficients de saturation = 0,54 et 0,37 sur les premier et deuxième facteurs respectivement), Compétences domestiques (0,30 et 0,60), Orientation dans la communauté (0,65 et 0,34), Loisirs et récréation (0,42 et 0,45), et enfin Activités professionnelles (0,61 et 0,36). Il est donc possible que leur variation commune soit expliquée par deux dimensions théoriques à la fois ou par une troisième dimension. Une représentation graphique de la valeur des racines latentes en fonction du nombre de facteurs (scree test de Cattell, 1966) appuie l'hypothèse d'une troisième dimension. Harman (1976) suggère l'arrêt d'extraction de facteurs lorsque la somme cumulative des racines latentes

excède ou égale la somme des communautés de variance estimées initialement. Dans le cas présent, la somme des racines latentes d'une solution à deux facteurs est égale à 14,41 comparativement à 15,15 pour la somme des communautés de variance. Pour ce qui est de la somme des racines latentes d'une solution à trois facteurs, elle est égale à 15,15, ce qui concorde parfaitement avec la somme des communautés et appuie un modèle à trois facteurs.

Modèle final

Un troisième facteur a donc été extrait par la méthode des axes principaux après 5 itérations. Le modèle factoriel final est donc composé de trois facteurs qui expliquent 81,1% de variance après l'ajustement final des communautés de variance (67,7% pour le facteur 1, 10,4% pour le facteur 2 et 3,0% pour le facteur 3). Une rotation oblique des axes, avec la méthode directe OBLIMIN, a permis de redistribuer la variance sur les trois facteurs et d'obtenir une matrice de saturation qui répond de manière satisfaisante aux critères de simplicité (Hair *et al.*, 1987; Mulaik, 1972), suite à 10 itérations.

Etant donné l'utilisation de la méthode d'analyse factorielle oblique, chaque facteur n'explique pas une proportion de variance indépendante des autres. Les corrélations entre les scores factoriels se présentent comme suit: $r = 0,64$ entre Motricité et autonomie de base et Communication sociale, $r = 0,74$ entre Fonctionnement cognitif et Communication sociale, $r = 0,48$ entre Fonctionnement cognitif et Motricité et autonomie de base.

Le tableau 1 représente, pour sa part, les statistiques finales de ces données après la rotation des axes. Etant donné qu'il s'agit d'un modèle oblique, ce sont les coefficients de structure qui donnent un indice des corrélations entre chaque variable et le facteur correspondant, alors que les saturations permettent l'interprétation.

La grande majorité des sous-échelles qui possédaient des saturations élevées sur plus d'un

Tableau 1

Matrice factorielle, communautés de variance et racines latentes obtenues après la rotation des axes (n = 144)

SOUS-ECHELLES	SATURATION DES FACTEURS COMMUNS			STRUCTURE DES FACTEURS COMMUNS		
	1	2	3	1	2	3
Motricité globale	-0,11	<u>0,93</u>	-0,08	0,46	0,82	0,30
Motricité fine	0,11	<u>0,72</u>	0,20	0,75	0,90	0,65
Alimentation	0,27	<u>0,73</u>	0,02	0,78	0,92	0,59
Habillement	0,13	<u>0,80</u>	0,07	0,73	0,93	0,58
Hygiène personnelle	0,19	<u>0,73</u>	0,06	0,73	0,88	0,57
Entrain. à la toilette	0,01	<u>0,83</u>	0,07	0,62	0,87	0,49
Compréhension	<u>0,73</u>	0,00	0,19	0,88	0,59	0,75
Expression	<u>0,48</u>	0,09	<u>0,35</u>	0,81	0,59	0,76
Interactions sociales	<u>0,96</u>	-0,01	0,08	0,90	0,61	0,66
Attention et lecture	0,01	-0,01	<u>0,92</u>	0,71	0,46	0,92
Ecriture	-0,09	0,26	<u>0,84</u>	0,73	0,62	0,90
Chiffres	-0,04	0,02	<u>0,99</u>	0,74	0,49	0,97
Temps	0,28	-0,12	<u>0,79</u>	0,81	0,46	0,94
Argent	0,10	-0,04	<u>0,86</u>	0,74	0,46	0,92
Compétences domestiques	<u>0,43</u>	<u>0,43</u>	0,05	0,77	0,75	0,60
Orient. communautaire	<u>0,80</u>	0,05	0,12	0,93	0,66	0,77
Loisirs	<u>0,62</u>	0,22	0,03	0,79	0,65	0,62
Act. professionnelles	<u>0,70</u>	0,11	0,14	0,89	0,66	0,74
% DE VARIANCE EXPLIQUEE				59,6	49,4	53,1

facteur (c'est-à-dire Interactions sociales, Compétences domestiques, Orientation dans la communauté, Loisirs et récréation, et Activités professionnelles) constituent maintenant une dimension distincte sur le premier facteur, avec des coefficients de saturation satisfaisants (0,62 à 0,96; voir Tableau 1). Seulement deux variables ont des

saturation sur plus d'un facteur, soit Expression (0,48 sur le facteur 1 et 0,35 sur le facteur 3) et Compétences domestiques (0,43 sur le facteur 1 et 0,43 sur le facteur 2). La variable Expression possède cependant un coefficient de saturation passablement plus élevé sur le premier facteur.

Les variables qui ont une saturation satisfaisante (supérieure à 0,30) pour le facteur 1 sont Compréhension, Expression, Interactions sociales, Compétences domestiques, Orientation dans la communauté, Loisirs et récréation, et Activités professionnelles. La variable Interactions sociales possède la saturation la plus élevée, suivie de Orientation dans la communauté. Cependant, cette dernière a un coefficient de structure de 0,93 comparativement à 0,90 pour Interactions sociales. Le facteur 1 est donc fortement composé de comportements relatifs au fonctionnement interpersonnel et communautaire, et de comportements qui s'inscrivent dans un contexte social (Activités professionnelles, et Loisirs et récréation). Quant à Expression (verbale ou gestuelle) et Compréhension, ils mesurent, pour leur part, des éléments de base des interactions sociales. Le premier facteur peut donc être nommé Communication sociale.

Les variables qui ont un coefficient de saturation élevé pour le facteur 2 sont Motricité globale, Motricité fine, Alimentation, Habillement, Hygiène personnelle, Entraînement à la toilette, et Compétences domestiques. Les coefficients de structure les plus élevés se rapportent à Habillement et alimentation suivis de près par Motricité fine. Ces sous-échelles regroupent surtout des comportements relatifs à une certaine autonomie pour les soins corporels immédiats et vestimentaires. Les motricités fine et globale sont importantes pour manipuler des vêtements, boutons, ustensiles de cuisines, etc. Cet aspect est donc compatible avec les précédents. Le facteur peut alors être nommé Motricité et autonomie de base.

Les variables qui ont une saturation satisfaisante pour le facteur 3 sont Expression, Lecture, Ecriture, Chiffres, Temps, et Argent. Mis à part Expression, ces variables ont toutes des coefficients de structure supérieurs à 0,90. La variable Chiffres qui possède la saturation la plus élevée (0,99), possède également le coefficient de structure le plus élevé (0,97). Les comportements de ce facteur font

surtout référence à des notions abstraites et mathématiques. Ce facteur peut donc être reconnu comme Fonctionnement cognitif.

En résumé, il se dégage trois facteurs qui expliquent au total 81,1% de la variation des scores aux sous-échelles de l'EMCA: le facteur Communication sociale, constitué des sous-échelles Compréhension, Expression, Interactions sociales, Compétences domestiques, Orientation communautaire, Loisirs et récréation, et Activité professionnelle; un facteur Motricité et autonomie de base, constitué de Motricité globale et fine, Alimentation, Habillement, Hygiène personnelle, Entraînement à la toilette, et Compétences domestiques; et enfin, un facteur Fonctionnement cognitif, constitué de Expression, Attention et lecture, Ecriture, Chiffres, Temps, et Argent.

ETUDE 2

Méthode

Sujets

Le deuxième échantillon est composé de 256 adultes du Centre hospitalier Robert-Giffard, un milieu institutionnel de la région de Québec. Il comprend 92 femmes et 162 hommes, âgés entre 23 et 83 ans. L'âge moyen (\bar{n} = 254) est de 46 ans avec un écart type de 11,7 ans. Cet échantillon compte deux sujets pour lesquels l'âge n'est pas disponible.

Procédé d'évaluation et instrument

Les sujets ont été évalués au moyen de l'EMCA par les éducateurs spécialisés du Centre hospitalier Robert-Giffard conformément à la politique interne d'évaluation de la clientèle.

Résultats

Les données ont été traitées par les systèmes d'applications statistiques SAS (procédé FACTOR) et SPSS-X (procédés DISCRIMINANT, FRE-

QUENCIES et RELIABILITY) au Centre de traitement de l'information de l'Université Laval.

Des corrélations de Pearson calculées entre les sous-échelles de l'EMCA, à l'aide du progiciel SAS, se sont toutes avérées significatives ($r = 0,44$ à $r = 0,94$, $p < 0,001$). L'indice d'adéquation d'échantillonnage (Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy [MSA]; Kaiser, 1970) a démontré un excellent degré de relation entre les variables (Kaiser et Rice, 1974), tant au niveau global (MSA = 0,96) qu'au niveau des variables individuelles (MSA = 0,95 à 0,98). Les données de cette étude sont donc appropriées à l'analyse factorielle. Une analyse des facteurs communs et spécifiques a alors été appliquée sur les scores des sous-échelles de l'EMCA pour l'échantillon de sujets institutionnalisés ($n = 256$).

Analyse factorielle

Une analyse factorielle a été effectuée pour vérifier la structure factorielle obtenue dans l'étude 1 auprès d'un échantillon de personnes déficientes intellectuelles institutionnalisées.

Extraction des facteurs

L'extraction des facteurs avec itération des axes principaux a été effectuée en utilisant les coefficients de corrélations multiples au carré (R^2) comme indices initiaux de la communauté de variance des sous-échelles. Le procédé d'extraction de facteurs FACTOR avec la méthode PRINIT du progiciel SAS a été utilisé. Le modèle factoriel obtenu avec l'échantillon de personnes institutionnalisées se compose de trois facteurs expliquant 85,3% de la variance totale. Les statistiques initiales rapportent des pourcentages de variance expliquée de respectivement 76,1%, 6,7%, et 2,5% pour les trois facteurs.

Une rotation des axes a suivi l'extraction des trois facteurs et quatre itérations des axes principaux ont été nécessaires afin d'obtenir la stabilité convergente des communautés de variance et de la matrice

de saturation.

Rotation des axes

La rotation oblique PROMAX des axes principaux a été effectuée. Les trois facteurs dégagés à partir du deuxième échantillon possèdent des coefficients de saturation supérieurs à 0,50 pour les sous-échelles qui correspondent aux dimensions identifiées dans l'étude 1. Les coefficients de saturation et de structure ainsi que le pourcentage de la variance expliquée par chaque facteur sont représentés au tableau 2.

Les corrélations entre les scores factoriels se présentent comme suit: $r = 0,68$ entre Motricité et autonomie de base et Communication sociale, $r = 0,67$ entre Fonctionnement cognitif et Communication sociale, $r = 0,65$ entre Fonctionnement cognitif et Motricité et autonomie de base.

Les variables qui ont une saturation élevée sur le facteur 1 sont, dans l'ordre, Habillement, Entraînement à la toilette, Motricité fine, Alimentation, Hygiène personnelle et Motricité globale. Les variables qui ont un coefficient de saturation élevé sur le facteur 2 sont Chiffres, Temps, Attention et lecture, Argent et Écriture. Les variables qui ont une saturation élevée sur le facteur 3 sont Activités professionnelles, Orientation communautaire et Loisirs et récréation. Le facteur 1 peut donc être nommé Motricité et autonomie de base, le facteur 2, Fonctionnement cognitif et le facteur 3, Communication sociale.

La comparaison de la structure factorielle initiale (étude 1) avec la structure factorielle répliquée (étude 2) a été effectuée. L'indice de congruence utilisé s'apparente à un coefficient de corrélation non ajusté dont la limite inférieure d'acceptabilité est $\phi = 0,46$ (voir Harman, 1976). Le facteur 1 de l'étude initiale s'associe comme suit aux divers facteurs de l'étude 2: entre le facteur Communication sociale (1) et Autonomie personnelle (2), 0,50; entre Communication sociale (1) et

TABLEAU 2

Matrices factorielles, communautés de variance et racines latentes obtenues après la rotation des axes ($n = 256$)

SOUS-EHELLES	SATURATION DES FACTEURS COMMUNS			STRUCTURE DES FACTEURS COMMUNS		
	1	2	3	1	2	3
Motricité globale	<u>0,68</u>	0,00	0,02	0,70	0,45	0,48
Motricité fine	<u>0,81</u>	0,21	-0,02	0,93	0,72	0,67
Alimentation	<u>0,77</u>	0,08	0,15	0,92	0,68	0,73
Habillement	<u>0,89</u>	0,07	0,02	0,95	0,66	0,67
Hygiène personnelle	<u>0,76</u>	0,02	0,23	0,94	0,67	0,77
Entrain. à la toilette	<u>0,83</u>	0,00	0,04	0,86	0,57	0,61
Compréhension	<u>0,58</u>	0,36	0,08	0,86	0,78	0,71
Expression	0,39	<u>0,46</u>	0,06	0,73	0,75	0,64
Interactions sociales	0,58	0,12	0,32	0,87	0,71	0,79
Attention et lecture	0,15	<u>0,86</u>	0,00	0,71	0,96	0,68
Ecriture	0,22	<u>0,81</u>	-0,02	0,72	0,93	0,67
Chiffres	0,11	<u>0,92</u>	-0,03	0,68	0,97	0,66
Temps	0,05	<u>0,87</u>	0,18	0,64	0,96	0,73
Argent	0,12	<u>0,85</u>	0,24	0,60	0,94	0,73
Compétences domestiques	0,25	0,26	<u>0,54</u>	0,78	0,78	0,88
Orient. communautaire	0,04	0,37	<u>0,65</u>	0,72	0,83	0,93
Loisirs	0,26	0,19	<u>0,60</u>	0,79	0,76	0,91
Act. professionnelles	0,32	0,07	<u>0,66</u>	0,81	0,72	0,92
% DE VARIANCE EXPLIQUEE				63,4	61,1	54,9

Fonctionnement cognitif (2), 0,36; entre Communication sociale (1) et Communication sociale (2), 0,84. De la même façon, Motricité et autonomie de base, le facteur 2 (1), s'associe avec Motricité et autonomie de base (2) à 0,89; avec Fonctionnement cognitif (2) à 0,13 et avec Communication sociale (2) à 0,28. Quant à Fonctionnement cognitif, le facteur 3 (1), il s'associe avec Motricité et autonomie de base (2) à

0,21, avec Fonctionnement cognitif (2) à 0,97 et avec Communication sociale (2) à 0,22.

Discussion

L'analyse des facteurs communs sous-jacents à l'Echelle Minnesota des comportements d'adaptation fait ressortir trois facteurs qui, à eux seuls, peuvent rendre compte de ce que l'échelle mesure. Il s'agit

d'un facteur Communication sociale, d'un facteur Motricité et autonomie de base, et d'un facteur Fonctionnement cognitif. Ces résultats confirment la qualité multidimensionnelle du construit de comportements d'adaptation. Ils viennent également réduire considérablement le nombre de dimensions en cause, tout en permettant de conserver un maximum d'informations pertinentes.

Bien qu'ils soient extraits dans un ordre différent, les mêmes facteurs sont dégagés dans les deux échantillons. Les changements observés dans l'ordre d'importance selon les échantillons peuvent s'expliquer par une quantité plus faible de variance au niveau des scores du facteur Communication sociale pour le groupe de personnes institutionnalisées. Il est probable que les personnes institutionnalisées n'aient pas à s'adapter à plusieurs aspects des domaines communautaire, social et professionnel qui composent le facteur. Une plus grande quantité de variance se retrouve cependant au niveau du facteur Motricité et autonomie de base pour cet échantillon. En effet, les résultats obtenus dans cette dernière étude comparativement à ceux de la première, démontrent que le facteur Motricité et autonomie de base explique une quantité de variance plus élevée et partage une corrélation plus grande avec le facteur Fonctionnement cognitif pour ce qui est des personnes institutionnalisées comparativement à celles qui vivent dans la communauté. Ces différences peuvent être interprétées sur la base d'une certaine inégalité entre les deux solutions factorielles, ou par le fait qu'une plus grande variation des scores de Motricité et autonomie de base contribue à augmenter les recouvrements avec le facteur Fonctionnement cognitif.

La seconde étude réussit également, d'une certaine façon, à isoler les dimensions cognitive et sociale. Le facteur Communication sociale s'apparente étroitement au facteur Responsabilité sociale de Nihira (1976). Il s'agit ici d'un concept relativement pur qui regroupe des éléments se rapportant

essentiellement à des comportements sociaux (Interactions sociales, Expression et Compréhension), ou à des activités qui s'inscrivent exclusivement à l'intérieur d'un contexte social (Orientation dans la communauté, Loisirs et récréation, et Activités professionnelles). Les facteurs relevés ici correspondent d'ailleurs assez bien aux principaux facteurs rapportés dans la littérature. Ainsi, le facteur Motricité et autonomie de base correspond à la description de la dimension nommée Autonomie personnelle de l'analyse effectuée par Nihira (1976) sur l'ABS. Le facteur Motricité et autonomie de base correspond également au facteur Motricité et autonomie personnelle rapporté par Silverstein *et al.* (1988) dans leur étude sur le MDPS.

La comparaison de la structure factorielle initiale (étude 1) avec la structure factorielle répliquée (étude 2) montre que les deux solutions factorielles ont un degré de similarité exemplaire, comme en témoigne l'ordre de grandeur élevé du coefficient obtenu entre Communication sociale (1) et Communication sociale (2), Motricité et autonomie de base (1) et Motricité et autonomie de base (2), Fonctionnement cognitif (1), avec Fonctionnement cognitif (2).

Ce travail vient ajouter à la validation de construit (Anastasi, 1986) de l'EMCA en faisant ressortir les grandes dimensions qui sont à la base des 18 sous-échelles. Une mesure adéquate des facteurs, obtenue par la sélection des items les plus représentatifs de chacun, pourrait ensuite être effectuée, dans le but d'assurer un maximum de parcimonie et de consistance interne tout en sauvegardant l'information essentielle. La représentativité des items s'en trouverait rehaussée et les intervenants disposeraient d'un moyen d'évaluation et rapide d'utilisation. Les objectifs futurs concernent la simplicité dans la formule et le meilleur niveau d'information possible.

A STUDY OF THE PRINCIPAL COMPONENTS OF THE MINNESOTA DEVELOPMENTAL PROGRAMMING SYSTEM

This paper investigates the factors underlying the 18 scales of the Minnesota developmental programming system. A first study has been conducted with a sample of 145 adults mentally retarded. Three factors emerge from the analysis and explain 81,1 per-cent of the variance scores. Those factors are: social communication, motricity/autonomy, and cognitive functioning. A replication of those results are reported in a second study with 256 institutionalized adults with 85,3 per-cent of the variance scores explained. The implications of those results are presented.

BIBLIOGRAPHIE

- ANASTASI, A. (1986) Evolving concepts of test validation. *Annual Review of Psychology*, 37, 1-15.
- BARNETT, W. S. (1986) Definition and classification of mental retardation: A reply to Zigler, Balla, and Hodapp. *American Journal of Mental Deficiency*, 91, 111-116.
- CATTELL, R. B. (1966) The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- COHEN, H. G. (1988) Measurement of adaptive behavior: Origins, trends, issues. *Child and Youth Services*, 10, 37-81.
- HAIR, F. H., JR., ANDERSON, R. E., TATHAM, R., L. (1987) *Multivariate data analysis with readings (2nd ed.)*. New York: Macmillan.
- HARMAN, H. H. (1976) *Modern factor analysis (3rd rev. ed.)*. Chicago: University of Chicago Press.
- JOINER, L. M., KRANTZ, G. C. (1979) *Assessment of behavioral competence of developmentally disabled individuals: The MDPS*. Minneapolis, Mn: University of Minnesota Press.
- KAISER, H. F. (1970) A second generation little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- KAISER, H. F., RICE, J. (1974) Little Jiffy Mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34, 111-117.
- KAMPHAUS, R. W. (1987) Conceptual and psychometric issues in the assessment of adaptive behavior. *Journal of Special Education*, 21, 27-35.
- KIM, J. O., MUELLER, C. W. (1978b) *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Sage University Paper Series on Quantitative Application in the Social Sciences, 07-014. Beverly Hills, CA: Sage.
- LELAND, H. (1983) Adaptive behavior scales. In: J. L. Matson et C. A. Mulick (Eds.), *Handbook of mental retardation*, 201-214. New York: Pergamon Press.
- LORANGER, M. (1989) *Description des effectifs inscrits au Programme d'insertion à la vie communautaire dans les Services de l'éducation des adultes des commissions scolaires du Québec (Rapport de recherche)*. Ville St-Laurent, Québec: Commission scolaire de Sainte-Croix, Service de l'éducation des adultes.
- MCGREW, K., BRUININKS, R. (1989) The factor structure of adaptive behavior. *School Psychology Review*, 18, 64-81.
- MULAİK, S. A. (1972) *The foundations of factor analysis*. New York: McGraw-Hill.
- NIHIRA, K. (1976) Dimensions of adaptive behavior in institutionalized mentally retarded children and adults: Developmental perspective. *American Journal of Mental Deficiency*, 81, 215-226.

- NIHIRA, K., FOSTER, R., SHELLHAAS, M., LELAND, H. (1974) *AAMD adaptive behavior scale*. Washington, DC: American Association on Mental Deficiency.
- PILON, W., COTE, J. (1987a) *Echelle Minnesota de comportements d'adaptation (EMCA) (Forme A)*. Adaptation et traduction du *Minnesota Developmental Programming System (Form A)*. Beauport: Centre de recherche Laval Robert-Giffard.
- PILON, W., COTE, J. (1987b) *Inventaire des caractéristiques individuelles (ICI)*. Adaptation et traduction du *New York Developmental Disabilities Information Survey*. Beauport: Centre de recherche Laval Robert-Giffard.
- PILON, W., COTE, J., LACHANCE, R. (1988) *Système d'information sur les individus ayant des incapacités dues à leur développement: Manuel technique provisoire*. Beauport: Centre de recherche Laval Robert-Giffard.
- RESHLY, D. J. (1982) Assessing mild mental retardation: The influence of adaptive behavior, sociocultural status, and prospects for nonbiased assessment. In: C. R. Reynolds et T. B. Gutkin (Eds.), *The handbook of school psychology*, 209-242. New York: Wiley Interscience.
- SILVERSTEIN, B., WOTHKE, W., SLABAUGH, R. (1988) Toward parsimony with comprehensiveness: Management applications of MDPS factor scores. *Mental Retardation*, 26, 145-153.
- STEWART, D. W. (1981) The application and misapplication of factor analysis in marketing research. *Journal of Marketing Research*, 18, 51-62.
- WITT, J. C., MARTENS, B. K. (1984) Adaptive behavior: Tests and assessment issues. *School Psychology Review*, 4, 478-484.