

Validation d'instruments de mesure du style parental et de la participation parentale dans le suivi scolaire

Rollande Deslandes, Richard Bertrand, Égide Royer and Daniel Turcotte

Volume 18, Number 2, 1995

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1092278ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1092278ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Deslandes, R., Bertrand, R., Royer, É. & Turcotte, D. (1995). Validation d'instruments de mesure du style parental et de la participation parentale dans le suivi scolaire. *Mesure et évaluation en éducation*, 18(2), 63–79. <https://doi.org/10.7202/1092278ar>

Article abstract

This article examines the psychometrical qualities of a French version (translated from English) of the Parenting Style Scale and the Parental Involvement Scale in relation to school achievement at the high school level. As a whole, the results of the study showed that the translated evaluation instruments kept their psychometrical qualities.

Validation d'instruments de mesure du style parental et de la participation parentale dans le suivi scolaire

Rollande Deslandes, Richard Bertrand, Églide Royer et Daniel Turcotte
Université Laval

Le présent article décrit la démarche réalisée pour déterminer les qualités métrologiques d'une version française de deux instruments: le premier vise à mesurer le style parental et le second, la participation parentale dans le suivi scolaire au secondaire. Globalement, les résultats montrent que les indices métrologiques de la version française de chacun de ces deux instruments sont équivalents aux indices de la version originale anglaise.

(validation; instrument de mesure; style parental; participation parentale au suivi scolaire; enseignement secondaire)

This article examines the psychometrical qualities of a French version (translated from English) of the Parenting Style Scale and the Parental Involvement Scale in relation to school achievement at the high school level. As a whole, the results of the study showed that the translated evaluation instruments kept their psychometrical qualities.

(validation; measurement scales; parenting style; parent involvement in schooling; high school level)

Contexte

La question de l'abandon scolaire demeure une préoccupation majeure de la société québécoise, comme en témoignent les nombreux mémoires présentés lors des États généraux sur l'éducation (Breton, 1995). Plusieurs recherches américaines, canadiennes et québécoises font état des facteurs de risque associés à l'abandon scolaire (Beauchesne, 1991; Gilbert, Barr, Clark, Blue et Sunter, 1993; Janosz, 1994; Violette, 1991; Wehlage et Rutter, 1986). Ces derniers se regroupent en trois catégories selon qu'ils sont liés à l'école, à l'environnement familial ou aux caractéristiques individuelles de l'élève. Si les facteurs liés à l'école constituent les premiers prédicteurs de l'abandon scolaire, les facteurs liés à l'environnement familial sont également très significatifs (Janosz, 1994).

Plusieurs études mettent en évidence la relation entre les résultats scolaires et des éléments comme le style parental et la participation des parents dans le suivi scolaire de leur enfant (Steinberg, Lamborn, Dornbusch et Darling, 1992; Dornbusch et Ritter, 1992). Ainsi, les adolescents dont les parents ont un style parental démocratique réussissent mieux à l'école que leurs pairs (Baumrind, 1991; Dornbusch, Ritter, Leiderman, Roberts et Fraleigh, 1987; Steinberg et al., 1992). Ce style parental se caractérise par un niveau élevé d'engagement, d'encadrement et d'encouragement à l'autonomie (Steinberg, Elmen et Mounts, 1989; Steinberg, Mounts, Lamborn et Dornbusch, 1991).

En ce qui a trait à la participation parentale dans le suivi scolaire, les chercheurs sont unanimes à reconnaître l'importance de ce facteur pour la réussite des élèves du primaire (Epstein, 1992, Henderson, 1987); au secondaire, il en va autrement. En effet, les résultats de recherche sont inconsistants. Certes, quelques études répertoriées mettent en relief les effets bénéfiques de la participation parentale sur la réussite scolaire des adolescents (Steinberg et al., 1992; Dornbusch et Ritter, 1992). Cependant, d'autres ne rapportent peu ou pas de relation significative entre la participation des parents et les résultats scolaires (Keith, Reimers, Fehrmann, Pottebaum et Aubey, 1986; Natriello et McDill, 1986). L'influence de la participation parentale au suivi scolaire sur la réussite des adolescents demeure donc imprécise et mérite d'être davantage étudiée, notamment dans le contexte québécois.

Le présent article porte sur la validation de deux instruments. Le premier vise à mesurer le style parental; le second porte sur la participation parentale dans le suivi scolaire. Le but de la démarche est d'établir si la version française de ces instruments est aussi fidèle et valide que la version originale anglaise, lorsqu'administrée à une clientèle composée d'adolescents de troisième secondaire. Cette démarche de validation d'instruments s'inscrit dans le cadre d'une recherche dont l'objectif principal consiste à examiner la relation entre, d'une part, les composantes du style parental et de la participation parentale dans le suivi scolaire et, d'autre part, la réussite scolaire des élèves au secondaire.

Précisons que le style parental se présente comme le patron général d'éducation qui caractérise les comportements des parents à l'égard de leur enfant et qui contribue à créer le climat familial (Darling et Steinberg, 1993). La participation parentale dans le suivi scolaire correspond aux actions posées par les parents face au cheminement scolaire de leur enfant (Christenson, Rounds et Franklin, 1992). Cet article décrit d'abord les

instruments de mesure et présente ensuite la méthode utilisée à des fins de validation. La dernière partie porte sur les résultats de cet exercice.

La mesure des comportements des parents

Différentes techniques peuvent être utilisées pour mesurer les comportements parentaux: l'observation directe des interactions parents-enfants, l'auto-évaluation des parents, l'évaluation faite par les adolescents en sont quelques-unes (Brown, Mounts, Lamborn et Steinberg, 1993). Chaque stratégie comporte des forces et des limites. À titre d'exemple, certains auteurs soulignent que les observations directes manquent généralement de validité écologique du fait qu'elles ont souvent lieu dans des laboratoires et qu'elles portent sur des situations artificielles (Bronfenbrenner, 1979; Steinberg, Lamborn, Darling, Mounts et Dornbusch, 1994). Par ailleurs, dans les situations d'autoévaluation, les parents ont habituellement tendance à surévaluer leurs compétences parentales fournissant ainsi, bien qu'involontairement, une information qui ne correspond pas à la réalité (Schwarz, Barton-Henry et Pruzinsky, 1985).

Les adolescents sont généralement considérés comme des informateurs fiables en regard du comportement de leurs parents (Moskowitz et Schwarz, 1982). Comparant des données basées sur la perception des adolescents à des données obtenues par observation directe, Steinberg et al. (1991) ont conclu que la perception des adolescents n'introduisait pas de biais indu. En fait, les évaluations basées sur la perception des adolescents se rapprochent davantage de ce qui se dégage des observations directes que l'auto-évaluation des parents (Schwarz et al., 1985). Bien que l'idéal consiste à combiner plusieurs types de mesure, cette avenue n'est pas toujours possible. Comme la perception de l'adolescent peut fournir une description fiable du comportement des parents, il y a intérêt à valider des instruments qui permettent de cerner avec précision cette perception. Les paragraphes suivants décrivent les caractéristiques de deux instruments qui mesurent les représentations qu'ont les adolescents du comportement parental.

La description des instruments de mesure

L'instrument de mesure du style parental

Le questionnaire élaboré pour mesurer le style parental s'appuie sur les échelles mises au point par Steinberg, Lamborn, Dornbusch, et

Darling (1992). Ces échelles ont été utilisées à maintes reprises dans des enquêtes auprès d'adolescents âgés de 14 à 18 ans. Dans la version originale, elles regroupent des énoncés relatifs aux comportements parentaux qui correspondent à trois facteurs: l'engagement parental, l'encadrement parental et l'encouragement à l'autonomie.

Le facteur «engagement parental» mesure jusqu'à quel point l'adolescent perçoit ses parents comme étant chaleureux, sensibles et engagés; il comprend neuf énoncés. Le facteur «encadrement parental», qui comporte huit énoncés, mesure la supervision et les limites établies par les parents. Finalement, le facteur «encouragement à l'autonomie» évalue jusqu'à quel point les parents utilisent une discipline démocratique et incitent l'adolescent à exprimer son individualité au sein de la famille; il est composé de neuf énoncés.

Les énoncés correspondant à l'engagement parental et à l'encouragement à l'autonomie sont évalués à partir d'une échelle de type Likert située sur un continuum allant de 1 (tout à fait d'accord) à 4 (tout à fait en désaccord). Les énoncés reliés au facteur «engagement parental» sont libellés dans le sens positif tandis que ceux relatifs au facteur «encouragement à l'autonomie» sont libellés dans le sens négatif. Les énoncés touchant l'encadrement parental sont évalués à l'aide de deux échelles: une première de type Likert à trois catégories (jamais, parfois et souvent) et une deuxième, ordinale, dont les catégories se situent soit entre 1 et 7, soit entre 1 et 9. Des études de fidélité portant sur la version originale anglaise de l'instrument ont révélé des coefficients de consistance interne variant de 0,72 à 0,82 (Lamborn, Mounts, Steinberg et Dornbusch, 1991; Steinberg et al., 1992).

L'adolescent qui remplit le questionnaire est invité à donner un score représentant la fréquence du comportement de l'adulte avec lequel il a le plus d'interactions. La décision de ne pas considérer la moyenne des scores en regard des deux parents d'une famille biparentale s'appuie sur le fait que les scores relatifs au père démontrent habituellement une très grande similitude avec les scores relatifs à la mère (Baumrind, 1991).

L'instrument de mesure de la participation parentale dans le suivi scolaire

L'instrument de mesure de la participation parentale dans le suivi scolaire a été élaboré par Epstein, Connors et Salinas (1993) du Centre de recherches sur les familles, les écoles, les communautés, et l'apprentissage des enfants de l'Université Johns Hopkins au Maryland. Cet instrument, conçu pour des élèves américains de neuvième année, comprend 18 énoncés

se référant à des comportements parentaux reliés aux quatre premières catégories de participation parentale de la typologie d'Epstein (1992). Ces catégories comprennent: (a) activités reliées aux responsabilités familiales de base et visant à créer un environnement familial susceptible de favoriser l'apprentissage de l'enfant; (b) communications avec l'école et les enseignants; (c) soutien apporté à l'école, soit par le biais du bénévolat ou encore par la présence des parents à des événements spéciaux, et (d) participation dans les activités d'apprentissage à la maison. Les réponses s'inscrivent sur une échelle de type Likert à quatre points: jamais, une fois, quelquefois et souvent.

Méthode de validation des instruments

Procédures préliminaires

Les deux instruments ont d'abord été traduits en français par une étudiante (bilingue) au doctorat en sciences de l'éducation. Les instruments ont ensuite été analysés quant à leur contenu. Pour s'assurer d'une compréhension univoque des énoncés, les instruments ont été présentés à trois étudiants et à trois enseignants du secondaire afin qu'ils puissent apprécier si le langage utilisé était familier aux adolescents. L'exercice de traduction a été fait avec le souci d'employer un vocabulaire qui était le plus près possible du vécu des adolescents.

À la suite de cette première validation du contenu, quelques modifications ont été apportées aux deux instruments. Ainsi, l'instrument de mesure de la participation parentale au suivi scolaire est passé de 18 à 22 énoncés. Trois énoncés ont été scindés parce qu'ils comportaient deux idées distinctes. Un de ceux-ci a été modifié afin de mieux représenter nos réalités culturelles. Enfin, un dernier énoncé a été ajouté pour prendre en considération l'engagement des parents dans l'administration et les différents comités, rejoignant ainsi la cinquième catégorie d'activités de participation parentale de la typologie d'Epstein (1992).

Échantillon de sujets

Les deux instruments de mesure ont été administrés à 145 étudiants du programme régulier de troisième secondaire fréquentant une école secondaire de la Commission scolaire Beauce-Abénakis, située en milieu rural. Les données ont été recueillies pendant les périodes réservées à l'enseignement de l'anglais. Les répondants sont de sexe masculin dans une proportion de 55%. La moyenne d'âge se situe à 15,1 ans. Une très forte

proportion de ces adolescents (85%) vivent dans une famille intacte alors que les autres vivent soit dans une famille monoparentale (12%), dans une famille recomposée (2,5%), ou dans une famille d'accueil (0,5%). Les familles de ces élèves comptent en moyenne 2,69 enfants. Près du tiers des mères (30%) et plus du quart des pères (26%) ont un niveau de scolarité postsecondaire.

Validation des instruments de mesure

Les deux critères d'appréciation d'un instrument de mesure les plus souvent invoqués sont la fidélité et la validité. La fidélité renvoie généralement à la stabilité des scores, que ce soit entre les items, entre les formes d'un instrument ou entre les moments d'administration de l'instrument. Dans la présente étude, puisque les instruments ont été administrés une seule fois, nous avons eu recours au coefficient alpha de Cronbach comme indice de la consistance interne entre les items (Borg et Gall, 1989; Crocker et Algina, 1986).

Par ailleurs, la validité correspond à la capacité d'un instrument à mesurer le concept anticipé (Borg et Gall, 1989; Crocker et Algina, 1986). Dans l'étude actuelle, une attention toute particulière a été portée d'abord à la validité de construit et, *a posteriori*, à la validité de contenu. Afin de vérifier la validité de construit, une analyse factorielle de chacun des deux instruments a été réalisée. Comme méthode d'extraction de facteurs, l'analyse en composantes principales (Bertrand et Bernier, 1989) a été privilégiée. Un test des éboulis a aussi été fait pour chacune des analyses factorielles. Finalement, une rotation oblique (oblimin) a été exécutée afin de clarifier la structure de la matrice des saturations. Cette méthode de rotation a été retenue pour tenir compte de la possibilité que les facteurs soient corrélés entre eux (Crocker et Algina, 1986).

Résultats

Analyse d'items des échelles mesurant les facteurs du style parental

Rappelons que l'instrument de mesure du style parental est constitué, dans sa version originale, de trois sous-échelles: l'engagement parental, l'encouragement à l'autonomie et l'encadrement parental. Les résultats de l'analyse d'items de ces trois sous-échelles se trouvent au tableau 1. Le coefficient alpha de Cronbach de la sous-échelle de l'engagement parental est égal à 0,87. Il se compare avantageusement à celui (0,72) obtenu par Steinberg et son équipe (1992) auprès d'un échantillon composé de 6 400

adolescents âgés de 14 à 18 ans. Les coefficients alpha des sous-échelles relatives à l'encadrement parental et à l'encouragement à l'autonomie sont acceptables, se situant respectivement à 0,72 et 0,71. Ces valeurs se comparent assez bien à celles obtenues par Steinberg (respectivement, 0,76 et 0,82). Dans le cas de la sous-échelle mesurant l'engagement parental, les corrélations item-total corrigées varient entre 0,43 et 0,71 alors que celles de la sous-échelle mesurant l'encouragement à l'autonomie se retrouvent entre 0,22 et 0,53 et celles de la sous-échelle reliée à l'encadrement parental se situent entre 0,33 et 0,51.

Tableau 1

Analyse d'items des sous-échelles du style parental

Échelles		Coefficient alpha		Nombre d'énoncés	
Engagement parental		0,87		9	
Encouragement à l'autonomie		0,71		9	
Encadrement parental		0,72		8	

Engagement parental		Encouragement à l'autonomie		Encadrement parental	
Énoncé	Corrélation item-total	Énoncé	Corrélation item-total	Énoncé	Corrélation item-total
Q33	0,66	Q34	0,27	Q51	0,41
Q35	0,60	Q36	0,42	Q52	0,33
Q37	0,43	Q38	0,37	Q53a	0,43
Q39	0,61	Q40	0,53	Q53b	0,45
Q41	0,57	Q42	0,29	Q53c	0,36
Q43	0,71	Q44	0,22	Q54a	0,41
Q45	0,45	Q46	0,49	Q54b	0,51
Q47	0,71	Q48	0,47	Q54c	0,41
Q49	0,67	Q50	0,39		

Analyse d'items de l'instrument de mesure de la participation parentale dans le suivi scolaire

Selon le tableau 2, la valeur du coefficient alpha de cet instrument s'avère très satisfaisante, étant égale à 0,90. Les corrélations item-total corrigées varient entre 0,23 et 0,72. À l'exception du coefficient de corrélation de l'énoncé 29, toutes les autres valeurs obtenues sont égales ou

supérieures à 0,39, indiquant par là un degré d'homogénéité tout à fait acceptable. À titre de comparaison, Epstein (communication personnelle, 28 janvier 1994) rapportait des coefficients alpha variant entre 0,63 et 0,91 après avoir administré cet instrument à plusieurs échantillons d'étudiants.

Tableau 2

Analyse d'items de l'instrument de mesure de la participation parentale dans le suivi scolaire

Énoncé	Corrélation item-total	Énoncé	Corrélation item-total
Q11	0,60	Q22	0,68
Q12	0,48	Q23	0,48
Q13	0,60	Q24	0,42
Q14	0,52	Q25	0,57
Q15	0,60	Q26	0,39
Q16	0,57	Q27	0,39
Q17	0,52	Q28	0,72
Q18	0,62	Q29	0,23
Q19	0,53	Q30	0,51
Q20	0,45	Q31	0,46
Q21	0,50	Q32	0,56

Coefficient alpha de Cronbach: 0,903
Nombre d'énoncés: 22

Les résultats de l'étude de fidélité de la version française des deux instruments révèlent donc des niveaux de consistance interne tout aussi acceptables que ceux obtenus dans leur version originale anglaise.

Analyse factorielle du style parental

La présente analyse vise à relever les facteurs qui rendent compte des corrélations entre les 26 énoncés relatifs au style parental. Comme suggéré par Tatsuoka (1988: 197), deux critères ont été appliqués pour déterminer le nombre de facteurs: la valeur propre plus grande ou égale à l'unité et le test des éboulis. Après avoir considéré le premier critère, sept facteurs ont d'abord été relevés, le premier expliquant à lui seul 23% de la variance alors que les sept facteurs réunis représentaient 61% de la variance.

Les résultats du test des éboulis ont par la suite été examinés. Comme le montre la figure 1, un point de rupture dans la pente de la courbe des valeurs propres en fonction du nombre de facteurs est observé après le troisième facteur. À partir de ce point, les valeurs propres se stabilisent. Conformément aux avancés de Tatsuoka (1988: 197) et de Cureton et D'Agostino (1983: 159), il est alors paru opportun de ne retenir que les trois premiers facteurs. Cette décision conduit à un résultat qui corrobore celui obtenu par Steinberg et al. (1992).

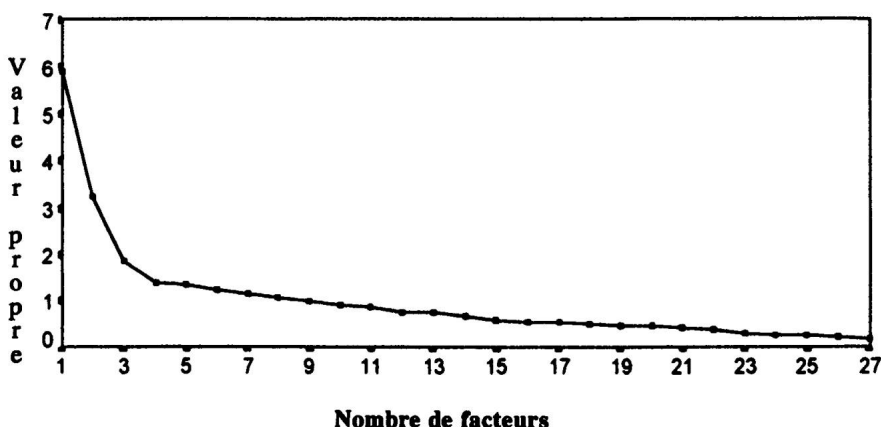


Figure 1 - Test des éboulis du style parental

Le tableau 3 présente les résultats de la rotation oblique des axes pour ces trois facteurs. Les saturations en rapport avec le premier facteur, qui explique 22,7% de la variance totale, varient entre 0,57 et 0,77. Ce facteur regroupe les énoncés reliés à l'engagement parental. Voici un exemple d'énoncé correspondant à ce facteur: «Lorsque j'ai de mauvaises notes à l'école, mes parents m'encouragent à faire encore plus d'efforts.» Le deuxième facteur explique 12,4% de la variance, avec des saturations en valeur absolue allant de 0,33 à 0,64. Il réunit principalement les énoncés qui se réfèrent à l'encadrement parental (ex.: «Tes parents essaient de savoir où tu vas à chaque soir»). Cependant, comme le tableau 3 le fait ressortir, l'énoncé 50 donne lieu à des saturations de même valeur pour les deux premiers facteurs. Finalement, la variance expliquée par le troisième facteur représente 7,1% de la variance totale et les coefficients de saturation se situent entre 0,45 et 0,74. Ce facteur est composé des énoncés qui ont trait à l'encouragement des parents à l'autonomie [ex.: «Mes parents me disent que je ne devrais pas argumenter («obstiner») avec les adultes»].

Tableau 3

**Analyse en composantes principales du style parental
Pattern factoriel après rotation oblique**

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3
Q43	0,77	-0,08	-0,05
Q49	0,73	-0,15	-0,08
Q47	0,72	-0,15	-0,02
Q33	0,69	-0,09	-0,09
Q48	0,67	-0,02	0,31
Q39	0,63	-0,23	0,04
Q41	0,63	-0,13	0,14
Q35	0,62	-0,19	-0,02
Q45	0,59	0,20	-0,09
Q38	0,58	0,20	0,09
Q37	0,57	0,16	-0,09
Q53A	0,03	-0,64	0,06
Q53B	0,01	-0,61	-0,08
Q51	0,11	-0,59	0,06
Q53C	-0,05	-0,55	-0,03
Q44	0,34	0,54	-0,08
Q54B	0,36	-0,49	-0,01
Q52	0,13	-0,47	-0,10
Q54A	0,35	-0,40	0,02
Q50	0,34	0,35	0,25
Q54C	0,24	-0,33	-0,17
Q36	-0,06	-0,01	0,74
Q34	-0,18	-0,17	0,73
Q40	0,20	0,12	0,65
Q42	-0,05	0,02	0,58
Q46	0,37	0,12	0,45
Valeur propre	5,91	3,22	1,84
% de variance expliquée (total = 42,2%)	22,7%	12,4%	7,1%

La structure factorielle obtenue à partir de la version de Steinberg (1992) semble donc en bonne partie confirmée dans sa version québécoise. Il faut remarquer, cependant, que le troisième facteur québécois, composé de cinq énoncés, n'est pas identique à celui formulé dans l'étude de Steinberg et al. (1992) qui comprend, pour sa part, neuf énoncés. En effet, dans la version québécoise, les énoncés 38, 44, 48 et 50 sont davantage associés aux premier et deuxième facteurs qu'au troisième facteur.

Analyse factorielle de la participation parentale dans le suivi scolaire

Cette démarche a pour objet de découvrir, à partir des corrélations entre les items de l'instrument, un certain nombre de dimensions ou de facteurs qui rendent compte de ces corrélations (Reuchlin, 1964). Comme aucune analyse factorielle n'avait été effectuée sur la version américaine de cet instrument, notre étude est donc la première à en dégager la structure factorielle. C'est pourquoi les présents résultats doivent être analysés et interprétés avec la plus grande circonspection.

Tout comme dans le cas de l'analyse factorielle du style parental, les deux critères correspondant d'abord à la valeur propre égalant ou excédant l'unité, puis au test des éboulis ont été appliqués pour déterminer le nombre de facteurs à extraire.

Selon le premier critère, quatre facteurs sont extraits, expliquant 55,9 % de la variance totale entre les items. Les valeurs des saturations de cette solution tétrafactorielle, après rotation oblique, sont présentées au tableau 4. Rappelons que les saturations représentent la contribution de chacun des items au facteur concerné. Cet exercice a mis en évidence un premier facteur qui explique 34% de la variance totale. Ce facteur réunit les énoncés correspondant au soutien affectif des parents [ex.: «Un de mes parents m'encourage dans mes activités scolaires»]. Le deuxième facteur représente 9,2 % de la variance totale et regroupe les énoncés reliés à la communication avec l'école (ex.: «Un de mes parents vient chercher mon bulletin à l'école»). Le troisième facteur rend compte de 6,6% de la variance totale entre les items et correspond à la communication parents-adolescents [ex.: «Un de mes parents discute avec moi de mes projets d'avenir (travail, études)»]. Notons toutefois la similarité dans les valeurs des saturations de l'énoncé 22 pour les trois premiers facteurs. Finalement, 6,1 % de la variance totale est expliquée par le quatrième facteur qui concerne les interactions parents-adolescents reliées au quotidien scolaire (ex.: «Un de mes parents m'interroge à propos de mes résultats scolaires»).

Tableau 4

**Analyse en composantes principales
de la participation parentale dans le suivi scolaire
Pattern factoriel après rotation oblique**

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4
Q14	0,68	0,08	0,08	0,27
Q15	0,66	0,23	0,12	0,20
Q29	-0,63	0,26	0,17	0,26
Q18	0,43	0,26	0,15	0,29
Q23	-0,02	0,80	-0,08	0,04
Q32	0,00	0,77	0,04	0,04
Q27	-0,03	0,75	-0,11	-0,01
Q30	0,10	0,61	-0,05	0,17
Q22	0,42	0,44	0,43	-0,11
Q24	0,08	0,41	0,38	-0,19
Q31	-0,20	0,36	0,31	0,13
Q20	-0,05	-0,08	0,76	-0,01
Q19	-0,15	0,13	0,76	-0,06
Q21	0,23	-0,27	0,65	0,22
Q28	0,24	0,19	0,53	0,19
Q17	0,16	-0,02	0,52	0,19
Q26	0,08	-0,02	-0,18	0,75
Q11	0,07	0,16	-0,04	0,75
Q16	0,01	0,02	0,10	0,73
Q12	-0,17	0,00	0,28	0,53
Q13	0,33	0,02	0,20	0,49
Q25	-0,09	0,15	0,30	0,45
Valeur propre	7,49	2,01	1,45	1,35
% de variance expliquée (total = 55,9%)	34,0	9,2	6,6	6,1

Conformément à la procédure déjà adoptée, le test des éboulis a ensuite été appliqué. L'examen de la figure 2, obtenue à la suite de l'analyse en composantes principales, permet d'observer un point de rupture dans la pente de la courbe après le quatrième facteur. Puisque les valeurs se stabilisent après ce quatrième facteur, les quatre facteurs déjà relevés et décrits ont été retenus comme significatifs. Même s'il apparaît important de clarifier cette structure factorielle avec des sujets plus hétérogènes et en plus grand nombre, il est d'ores et déjà possible de remarquer la grande prépondérance du premier facteur par rapport aux trois autres facteurs.

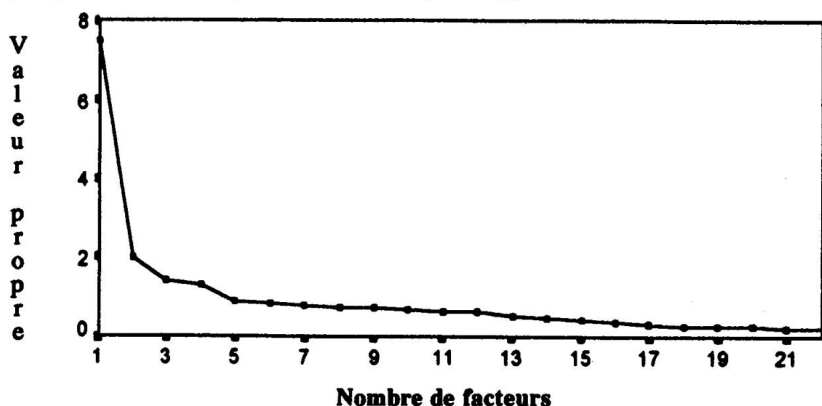


Figure 2 - Test des éboulis de la participation parentale

Analyse du contenu des instruments à la suite de l'exercice de validation

À la suite des résultats obtenus au terme de ces analyses quantitatives, une analyse du contenu a été réalisée afin d'établir la correspondance entre les versions américaine et québécoise des instruments. Cette démarche a été assurée par un comité d'experts composé de trois membres. La tâche a consisté, dans un premier temps, à révéifier la traduction des énoncés puis, dans un deuxième temps, à considérer le libellé des énoncés. Quelques modifications ont ensuite été apportées aux instruments².

Les sous-échelles du style parental

L'exercice de validation a permis de constater que quatre énoncés dans la version américaine de la sous-échelle relative à l'encouragement à l'autonomie ne se rapportent pas au même facteur dans la version québécoise (n° 38, 44, 48 et 50). Or, à la suite de la consultation auprès du

comité d'experts, ces énoncés ont été reformulés afin qu'ils mesurent vraiment la dimension parentale ciblée. À titre d'exemple, l'énoncé 48 «When I get a poor grade in school, my parents make me feel guilty», traduit par «Quand mes résultats sont faibles, mes parents font en sorte que je me sente coupable», a été reformulé de la façon suivante: «Quand j'ai une mauvaise note, mes parents me font me sentir coupable», faisant référence alors davantage à un comportement ponctuel des parents qu'à une attitude parentale.

L'instrument de mesure de la participation parentale dans le suivi scolaire

Tel que recommandé par le comité d'experts, l'énoncé 24 qui portait sur le bénévolat au secondaire a été éliminé, puisque cette pratique parentale est presque inexistante dans le contexte québécois comme l'indiquent les résultats de la validation. Les énoncés 19 et 20 ont été regroupés en un seul énoncé car ils comportaient des idées qui se complétaient. D'autres modifications ont également été apportées à la syntaxe des énoncés afin de préciser certains termes. Par exemple, l'énoncé «Participe à une rencontre d'information organisée pour les parents de l'école ou bien, participerait si l'école en organisait une», qui a été jugé imprécis, a été remplacé par la formule suivante: «Va aux rencontres de parents à l'école».

Conclusion

La démarche de validation décrite dans ce texte a permis de dégager que les qualités métrologiques de la version québécoise des instruments mesurant le style parental et la participation parentale dans le suivi scolaire étaient tout à fait acceptables. En effet, en ce qui a trait à l'instrument de mesure du style parental, les coefficients de consistance interne des trois sous-échelles de même que les structures factorielles des sous-échelles relatives à l'engagement et à l'encadrement parental se comparent avantageusement à ceux obtenus dans leur version américaine. Les résultats de l'analyse factorielle de la sous-échelle mesurant l'encouragement à l'autonomie ont donné lieu à la reformulation de certains énoncés, visant ainsi à accroître la validité de construit de l'instrument.

Quant à la mesure de la participation parentale dans le suivi scolaire, l'absence de toute norme américaine spécifique pouvant servir de guide a donné lieu à un processus exploratoire pour ce qui est de la validation. La valeur du coefficient de consistance interne s'est avérée adéquate (0,90). Par suite de l'utilisation conjointe du critère de la valeur propre égalant ou excédant l'unité et de celui du test des éboulis, une solution à quatre facteurs a été retenue. Le premier facteur se réfère au soutien affectif des parents,

le deuxième à la communication entre l'école et les familles, le troisième à la communication parents-adolescents et le dernier aux interactions entre parents et adolescents en regard du quotidien scolaire. L'analyse factorielle a cependant mis en relief la prépondérance du premier facteur par rapport aux autres. L'exercice de validation du contenu a entraîné quelques modifications dans le libellé des énoncés.

Cette procédure de validation comporte toutefois deux limites qu'il est important de mentionner. La première tient à la taille de l'échantillon; comme le nombre de sujets ne comprenait que 145 étudiants de troisième secondaire, cet échantillon peut donc difficilement être considéré comme représentatif en tous points de l'ensemble des adolescents québécois. L'autre limite tient au fait que la démarche a été réalisée dans un milieu rural homogène. Or, il se peut que l'homogénéité de l'échantillon ait exercé un effet délétère en raison de l'absence de variance dans les résultats. L'usage que nous escomptons faire des instruments validés portera sur un échantillon de plus grande taille, composé de sujets provenant de milieux différents, ce qui permettra de poursuivre la procédure de validation du questionnaire, avec une attention toute particulière accordée à la sous-échelle parentale mesurant l'encouragement à l'autonomie.

NOTES

1. Cet article a été rendu possible grâce à des bourses de la Fondation de l'Université Laval, du Fonds pour la formation des chercheurs et l'aide à la recherche (FCAR) et du Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH) et au soutien du Centre de recherche et d'intervention sur la réussite scolaire (CRIRES). Les auteurs désirent exprimer leur gratitude à M. Raymond Roy, directeur de la polyvalente de Saint-Anselme de la Commission scolaire Beauce-Abénakis, ainsi qu'aux élèves et aux membres du personnel qui ont accepté de participer à cette recherche.
2. Ces modifications sur le contenu font l'objet d'une autre validation, à partir d'un échantillon substantiel de 525 étudiantes et étudiants (Deslandes et al. en préparation).

RÉFÉRENCES

- Baumrind, D. (1991). Parenting styles and adolescent development. In J. Brooks-Gunn, R. Lerner & A. C. Petersen (Éds), The Encyclopedia of Adolescence, (pp. 746-758). New York: Garland.
- Beauchesne, L. (1991). Les abandons au secondaire: Profil sociodémographique. Québec: ministère de l'Éducation du Québec.
- Bertrand, R. & Bernier, J. J. (1989). Les bases de l'analyse factorielle, 3 (1), Québec: Université Laval, Département de mesure et évaluation.

- Borg, W. R. & Gall, M. D. (1989). Educational Research. An Introduction. New York: Longman.
- Breton, B. (1995) Dynamique «malsaine». Le Soleil, 11 juillet, A1-A2.
- Bronfenbrenner, U. (1979). The Ecology of Human Development. Cambridge, Mass. Harvard: University Press.
- Brown, B. B., Mount, N., Lamborn, S. & Steinberg, L. (1993). Parenting practices and peer groupe affiliation in adolescence. Child Development, 64, 467-482.
- Christenson, S. L., Rounds, T. & Franklin, M. J. (1992). Home-school collaboration: Effects, issues and opportunities. In S. L. Christenson & J. C. Conoley (Éds), Home-School Collaboration: Enhancing Children's Academic and Social Competence (pp. 19-52). Md: The National Association of School Psychologists.
- Crocker, L. & Algina, J. (1986). Introduction to Classical and Modern Test Theory. New York: CBS College Publishing.
- Cureton, E. E. & D'Agostino, R. B. (1983). Factor Analysis: An applied Approach. Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Darling, N. & Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: An integrative model. Psychological Bulletin, 113 (3), 487-496.
- Dornbusch, S. M., Ritter, P. L., Leiderman, P. H., Roberts, F. D. & Fraleigh, M. J. (1987). The relation of parenting style to adolescent school performance. Child Development, 58, 1244-1257.
- Dornbusch, S. M. & Ritter, P. L. (1992). Home-school processes in diverse ethnic groups, social classes, and family structures. In S. L. Christenson & J. C. Conoley (Éds), Home-School Collaboration: Enhancing Children's Academic and Social Competence (pp. 111-124). Md: The National Association of School Psychologists.
- Epstein, J. (1992). School and Family Partnerships. In M. Alkin (Éd.), Encyclopedia of Educational Research (pp. 1139-1151). New York: MacMillan.
- Epstein, J. L., Connors, L. J. & Salinas, K. C. (1993). High School and Family Partnerships: Questionnaires for Teachers, Parents, and Students. Baltimore, Md: Johns Hopkins University, Center on Families, Communities, Schools and Children's Learning.
- Gilbert, S., Barr, L., Clark, W., Blue, M. & Sunter, D. (1993). Après l'école. Résultats d'une enquête nationale comparant les sortants de l'école aux diplômés d'études secondaires âgés de 18 à 20 ans. Ottawa, Ont.: Ressources humaines et Travail Canada.
- Henderson, A. T. (1987). The Evidence Continues to Grow: Parent Involvement Improves Student Achievement. An Annotated Bibliography. Columbia, Md: National Committee for Citizens in Education. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 315 199.)

- Janosz, M. (1994). Étude longitudinale sur la prédiction de l'abandon scolaire, l'hétérogénéité des décrocheurs et l'intervention différencielle. Thèse de doctorat non publiée, Ecole de psycho-éducation, Montréal.
- Keith, T. Z., Reimers, T. M., Fehrmann, P. G., Pottebaum, S. M. & Aubey, L. W. (1986). Parental involvement, homework, and TV time: Direct and indirect effects on high school achievement. Journal of Educational Psychology, 78, 373-380.
- Lamborn, S. D., Mounts, N. S., Steinberg, L. & Dornbusch, S. M. (1991). Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent and neglectful families. Child Development, 62, 1049-1065.
- Moskowitz, D. S. & Schwarz, J. C. (1982). A validity comparison of behavior counts and ratings by knowledgeable informants. Journal of Personality and Social Psychology, 42, 518-528.
- Natriello, G. & McDill, E. L. (1986). Performance standards, student effort on homework, and academic achievement. Sociology of Education, 59, 18-31.
- Reuchlin, M. (1964). Méthodes d'analyse factorielle à l'usage des psychologues. Paris: Presses universitaires de France.
- Schwarz, J., Barton-Henry, M. & Pruzinsky, T. (1985). Assessing child-rearing behaviors: A comparison of ratings made by mother, father, child and sibling on the CRPBI. Child Development, 56, 462-479.
- Steinberg, L., Elmen, J. D. & Mounts, N.S. (1989). Authoritative parenting, psychological maturity, and academic success among adolescents. Child Development, 60, 1424-1436.
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Darling, N., Mounts, N. S. & Dornbusch, S. M. (1994). Over-time changes in adjustment and competence among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families. Child Development, 65, 754-770.
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Dornbusch, S. M. & Darling, N. (1992). Impact of parenting practices on adolescent achievement: Authoritative parenting, school involvement, and encouragement to succeed. Child Development, 63, 1266-1281.
- Steinberg, L., Mounts, N. S., Lamborn, S. D. & Dornbusch, S. M. (1991). Authoritative parenting and adolescent adjustment across varied ecological niches. Journal of Research on Adolescence, 1 (1), 19-36.
- Tatsuoka, M. M. (1988). Multivariate Analysis. New York: Macmillan Publishing Company.
- Violette, M. (1991). L'école...Facile d'en sortir mais difficile d'y revenir. Enquête auprès des décrocheurs et décrocheuses. Québec: ministère de l'Éducation, Direction générale de la recherche et du développement.
- Wehlage, G. G. & Rutter, R. A. (1986). Dropping out: How much do schools contribute to the problem? In G. Natriello (Ed.), School Dropouts, Patterns and Policies (pp. 70-88). New York: Teachers College Press.