

---

## Attitudes des élèves à l'égard de l'école élémentaire : mise au point de la version abrégée d'une échelle

**Halim Bennacer**

*Université François-Rabelais de Tours.  
Institut Universitaire de Formation des Maîtres d'Orléans-Tours  
Centre départemental d'Indre e Loire  
Bel Air – La Guignière  
F37230 FONDETTES  
[halim.bennacer@orleans-tours.iufm.fr](mailto:halim.bennacer@orleans-tours.iufm.fr)*

---

*RÉSUMÉ. Les comportements et l'apprentissage des élèves dépendent en partie de leurs caractéristiques affectives de départ, comme leurs attitudes scolaires, qu'il importe d'évaluer avec rigueur. Cette étude présente la mise au point et la validation en France, auprès de 336 élèves, de la version abrégée de « l'Échelle des attitudes des élèves envers l'école élémentaire » (ÉAÉE, Bennacer, à paraître). L'analyse factorielle confirmatoire atteste de la présence de cinq facteurs théoriques postulés. Les résultats indiquent que la version abrégée de l'échelle possède des caractéristiques psychométriques presque similaires à celles de la version standard. Ils permettent d'étudier les déterminants personnels des attitudes des élèves à l'égard de l'école, et plaident en faveur de la validité convergente de la version abrégée.*

*MOTS-CLÉS : attitudes envers l'école, facteurs personnels, estime de soi académique, chahut scolaire, réactions vis-à-vis de la classe, formation de l'amitié, performance scolaire*

---

## **Introduction**

De nombreuses investigations ont démontré que les attitudes des élèves envers l'école déterminent les comportements et les performances, cognitives et affectives, des enfants (Bloom, 1979 ; cf. Potvin & Paradis, 2000). Il ressort, par exemple, que les attitudes favorables à l'égard de l'école s'accompagnent souvent de la réussite scolaire, d'autonomie, de motivation, de contrôle interne et d'estime de soi (surtout en tant qu'élève, dite académique). Elles découragent cependant chez les élèves l'abandon des études, la délinquance juvénile, le chahut scolaire, l'usage fréquent de la cigarette et de l'alcool (voir l'examen des travaux, Bennacer, à paraître). Malgré une littérature abondante à ce sujet, force est de constater que la plupart des études se sont limitées, dans l'évaluation de ces attitudes, à un nombre très réduit d'items et/ou à quelques facteurs pris souvent séparément (ex. Abu-Hilal, 2000 ; DeMello & Imms, 1999 ; Gurtner, Gorga, Monnard & Ntamakiliro, 2001). Rares sont les auteurs qui ont étudié différents facteurs des attitudes à l'égard de l'école élémentaire à l'aide d'un outil de mesure rigoureux. De plus, il n'existerait à ce propos aucun document traitant d'une échelle qui s'applique aux élèves de toute l'école élémentaire. C'est ainsi que nous avons élaboré en France « *l'Échelle des attitudes des élèves envers l'école élémentaire* » (ÉAÉE, Bennacer, 2003). Cette échelle permet d'évaluer, au moyen de 32 items, cinq attitudes des élèves décrites plus loin. Il nous a paru intéressant de créer une version plus courte de cette échelle. Cela permettra aux responsables, enseignants et chercheurs de réaliser économiquement la passation du questionnaire, le dépouillement et le traitement statistique des données.

Ce travail vise à élaborer et à valider en France une version abrégée de l'ÉAÉE qui reproduit, avec 20 items seulement, la structure à cinq facteurs de la version originale de l'instrument et ses qualités psychométriques. Une fois la structure de la version abrégée vérifiée et l'analyse des statistiques complétée, nous étudierons les relations des mesures d'évaluation avec les déterminants personnels des attitudes envers l'école et des variables retenues pour l'estimation de la validité convergente de l'outil élaboré. Nous retenons à ce propos les mêmes facteurs étudiés que ceux de la version originale, pour vérifier si la version abrégée donne des corrélations semblables à celles obtenues dans cette dernière.

## **1. Méthodologie**

### **1.1. Echantillon**

Il comporte 336 élèves âgés de 6-12 ans, dont 49 % de garçons, qui fréquentent 15 classes réparties équitablement en fonction des cinq niveaux scolaires de l'école élémentaire. L'âge moyen des élèves est de 9.23 pour tout l'échantillon. Selon l'importance du niveau scolaire, il correspond par ailleurs à 7.10, 8.08, 9.06, 10.05 et 11.15 ans. Les classes de l'échantillon ont un effectif moyen de 23.6 élèves.

### 1.2. Mesures

Nous avons introduit dans le questionnaire les 32 items de « l'Échelle des attitudes des élèves envers l'école élémentaire » (ÉAÉE, Bennacer, à paraître). Celle-ci permet d'évaluer l'affectivité négative envers l'école, le désintérêt scolaire, les aspirations pour les études futures, « l'anxiété, le souci et le stress scolaires », ainsi que le facteur « École drôle, lieu de distraction » (voir exemples d'items présentés dans le tableau 1). L'ÉAÉE évalue aussi un facteur général intitulé : « Attitude négative globale envers l'école ». Les mesures de l'échelle ont un coefficient alpha, de cohérence interne, qui varie entre .66 et .89 (voir tableau 3). Quatre facteurs personnels de l'élève, supposés déterminer les attitudes, ont été aussi introduits dans le questionnaire à savoir l'âge (en nombre d'années), le sexe (1 = garçon, 2 = fille), la classe socioprofessionnelle des parents (1 = famille favorisée, 2 = moyenne, 3 = défavorisée) et le passé scolaire (ou le nombre d'années d'échec).

**Tableau 1.** *Sous-échelles et exemples d'items de « l'Échelle des attitudes des élèves envers l'école élémentaire » (ÉAÉE, Bennacer, à paraître)*

Sous-échelles	Exemples d'items
Affectivité négative envers l'école	L'école, c'est formidable (F). Travailler en classe, c'est ce que j'aime (F).
Désintérêt scolaire	Je fais souvent attention à ce que dit mon maître (F). En classe, je suis souvent sérieux dans le travail (F).
Aspirations pour les études futures	Je rêve de ne plus aller à l'école (F). Quitter l'école, ça me ferait beaucoup plaisir (F).
Anxiété, souci et stress scolaires	D'habitude, j'ai peur de ne pas comprendre ce que dit mon maître (V). À force de penser à l'école, je m'énerve souvent (V).
Ecole drôle, lieu de distraction	L'école n'est pas un endroit où l'on s'amuse (F). Je me marre bien à l'école (V).

Note. L'élève répond par Vrai ou Faux.

Pour estimer la validité convergente de l'outil élaboré, nous avons aussi retenu neuf variables relatives à l'estime de soi académique, aux réactions envers la classe et à leur facteur composite, à la formation de l'amitié, à la performance de l'élève et au facteur « Chahut et perturbations scolaires ». Nous décrivons ces variables dans le tableau 2. Les réactions envers la classe sont estimées par quatre items qui portent sur le bien-être, la satisfaction envers le maître, l'apprentissage et la classe. Ces items constituent le facteur « Réaction globale de l'élève envers la classe », qui comporte un coefficient de consistance interne (alpha de Cronbach) égal à .75. Le

1. Les professions du père et de la mère ont été codifiées, selon la répartition socioprofessionnelle de l'INSEE, et regroupées en 3 catégories d'après l'estimation approximative des revenus faite par Essbaï (1983, p. 150).

facteur « chahut et perturbations scolaires », évalué par une échelle personnelle de sept items (voir Bennacer, à paraître), a un coefficient de consistance interne Alpha de .79.

**Tableau 2.** Variables retenues pour l'appréciation de la validité convergente de la version abrégée de l'ÉAÉE

Variable	Indicateur ou item
Estime de soi académique	Certains enfants pensent : "Je ne travaille pas bien en classe" ( <i>A peu près comme moi, Pas comme moi</i> ).
Chahut scolaire <sup>1</sup>	Score total de l'élève à sept items dichotomiques.
Satisfaction envers le professeur (A) <sup>2</sup>	Es-tu content (e) de ton maître ?
Satisfaction envers l'apprentissage (B) <sup>2</sup>	Es-tu content (e) de ce que tu apprends en classe ?
Satisfaction personnelle envers la classe (C) <sup>2</sup>	En général, es-tu content (e) de ta classe ?
Bien-être (D)	Comment te sens-tu dans ta classe ? (4 réponses : de Très mal à Très bien)
Formation de l'amitié	Combien de copains as-tu dans ta classe ? (4 réponses : Pas de copains à Beaucoup de copains)
Performance scolaire	Note globale accordée à l'élève par le maître.

Note. <sup>1</sup> évalué par l'Echelle de Bennacer (à paraître). <sup>2</sup> Quatre propositions de réponses, de « Pas content du tout » à « Très content ». Réaction globale envers la classe (A + B + C + D,  $\alpha = .75$ ).

### 1.3. Méthode d'estimation de la valeur du modèle postulé

L'estimation de la valeur du modèle de mesure, à cinq facteurs, a été faite à l'aide d'une analyse factorielle confirmatoire portant sur les 20 items de la version abrégée. Au moyen du logiciel Amos (Arbuckle, 2003), nous avons utilisé la matrice de covariances et la méthode d'estimation de vraisemblance maximale (Marcoulides & Moustaki, 2002 ; Schumacker & Richard, 2004). Le poids de l'erreur de mesure a été contraint à la valeur 1 pour tous les items, tout en optant pour la libre estimation des corrélations entre les facteurs. La saturation d'un item associé à chacun des facteurs a été aussi fixée à 1, de façon à identifier le modèle. L'estimation de la valeur de celui-ci est faite selon trois ajustements aux données : absolu, comparatif et de parcimonie (Loehlin, 2004 ; Roussel, Durieu, Campoy, & Akremi, 2002). Le premier concerne les indices : « Chi-carré » ( $\chi^2$ ), qui serait nul si le modèle s'appliquait parfaitement aux données, « Goodness of Fit Index » (GFI) et « Adjusted GFI » (AGFI). Le second porte sur le « Tucker-Lewis Index » (TLI), « l'Incremental Fit Index » (IFI) et « le Comparative Fit Index » (CFI). Pour que les données représentent bien la structure factorielle postulée, ces cinq mesures doivent

être au moins égales à .90. L'ajustement de parcimonie est estimé par le « Root Mean Square Error of Approximation » (RMSEA), qui indique un bon ajustement du modèle à la population lorsqu'il ne dépasse pas .05.

#### **1.4. Procédures**

Nous avons administré individuellement le questionnaire, aux 336 élèves de l'échantillon, au cours du troisième trimestre de l'année scolaire. Il se composait des 32 items de la version complète de l'ÉAÉE, des facteurs personnels de l'élève et des variables retenues pour l'appréciation de la validité convergente de la version abrégée. Concernant le cours préparatoire, les élèves ont complété le questionnaire en deux temps : avant et après la récréation. Dans la production de la version abrégée de l'ÉAÉE (20 items), nous avons adopté comme principe de base de retenir, pour chacune des cinq sous-échelles, les quatre items qui apportent une plus grande contribution à son évaluation (en permettant d'avoir un coefficient alpha plus élevé). Nous avons ensuite vérifié la structure du modèle de mesure à cinq facteurs, relatif à la version originale de l'échelle, et analysé finalement les relations entre les variables de l'étude au moyen du « r de Bravais-Pearson ».

## **2. Résultats**

### **3.1. Test du modèle postulé**

L'ensemble des 20 items de la version abrégée de l'ÉAÉE a été soumis à une analyse factorielle confirmatoire. Il en ressort que le modèle de mesure postulé, à cinq facteurs, se confirme dans la version abrégée. En effet, celui-ci explique plus de 90 % de la variation d'échantillonnage, conformément aux critères d'évaluation retenus ( $\chi^2 = 401.5$ ,  $df = 160$ ,  $p < .001$  ;  $GFI = .931$  ;  $AGFI = .910$  ;  $TLI = .901$  ;  $IFI = .918$  ;  $CFI = .917$  ;  $RMSEA = .052$ ). Les résultats ont indiqué que parmi les 20 items, qui saturent tous sur un facteur au moins à .43, 16 items comportent une saturation substantielle (soit supérieure à .50). À noter qu'une analyse factorielle exploratoire a permis, par ailleurs, d'indiquer que l'ensemble des cinq facteurs de la version abrégée explique 58.4 % de la variance totale.

### **3.2. Cohérence interne des mesures**

Nous avons comparé les coefficients alpha de chacune des deux versions de l'ÉAÉE pour déterminer si la version abrégée présente un degré d'homogénéité suffisamment élevé des cinq sous-échelles (voir tableau 3). Dans cette dernière version, l'indice alpha varie entre .63 et .86 pour les sous-échelles et est de .83 pour le facteur global. Ces valeurs se rapprochent sensiblement des résultats obtenus avec la version complète de l'ÉAÉE, où l'alpha va de .66 à .89 et atteint .87 pour ce dernier facteur. Ce qui indique que l'homogénéité acceptable de la version complète de l'échelle caractérise également la version abrégée.

**Tableau 3.** Comparaison des indices de cohérence interne des mesures de l'ÉAÉE en fonction de la version abrégée (A) et de la version complète (B) (N = 336 élèves)

Mesure	Alpha de Cronbach	
	A	B
Affectivité négative envers l'école (7 items)	.86	.89
Désintérêt scolaire (6 items)	.71	.72
Aspirations pour les études futures (4 items)	.81	.81
Anxiété, souci et stress scolaires (9 items)	.64	.76
Ecole drôle, lieu de distraction (6 items)	.63	.66
Facteur global (32 items) <sup>1</sup> : Attitude négative globale	.83	.87

Note. Le nombre d'items, pour la version complète, est indiqué entre parenthèses. La version abrégée comporte 4 items par sous-échelle.<sup>1</sup> Score composite après l'inversion de la notation des items des facteurs « Aspirations pour les études » et « École drôle ».

### 3.3. Autres statistiques des mesures

L'analyse des statistiques descriptives permet de constater que les moyennes de toutes les mesures de la version abrégée de l'ÉAÉE s'approchent de leurs médianes, et que leurs indices d'asymétrie et d'aplatissement ne dépassent pas  $\pm 1.96$  (voir tableau 4). Ce qui indique que les mesures d'évaluation répondent aux conditions de la distribution normale, comme dans la version complète. A l'encontre des facteurs Aspirations pour les études futures et « Ecole drôle, lieu de distraction », il importe

**Tableau 4.** Statistiques descriptives des mesures de la version abrégée de l'ÉAÉE (N = 336 élèves)

Mesure	Min./Max.	Moy.	Médiane	Écart-type	Asymétrie	Aplatis.
Affectivité négative envers l'école	4/8	5.09	4	1.47	.99	-.55
Désintérêt scolaire	4/8	4.79	4	1.12	1.42	1.10
Aspirations pour les études futures	4/8	6.88	8	1.42	-.90	-.69
Anxiété, souci et stress scolaires	4/8	5.29	5	1.28	.56	-.95
Ecole drôle, lieu de distraction	4/8	6.50	7	1.30	-.51	-.87
Attitude négative globale <sup>1</sup>	20/40	25.78	25	4.32	.90	.28

Note. Chaque sous-échelle comporte quatre items. Aplatissement (Aplatis.).<sup>1</sup> Score composite après l'inversion de la notation des items des facteurs « Aspirations pour les études » et « École drôle, lieu de distraction ».

de constater que la moyenne de chacune des autres mesures (dont le facteur global) est inférieure au centre des ses valeurs. Ce qui montre que la plupart des élèves manifestent des attitudes plutôt positives à l'égard de l'école.

Nous regroupons, dans le tableau 5, les intercorrélations des sous-échelles de la version abrégée et les corrélations entre ces dernières et les sous-échelles de la version complète. Nous présentons aussi un indice de validité discriminante de chaque sous-échelle de la version abrégée, qui représente la moyenne des corrélations de celle-ci avec toutes les autres sous-échelles de l'instrument (Bevil, 2003). Les intercorrélations ne dépassent pas .54 et l'indice de discrimination des sous-échelles varie seulement entre .14 et .36, avec une moyenne de .27 presque identique à celle de la version originale de l'instrument (.29). La version abrégée comporte ainsi, à l'instar de cette dernière, des corrélations raisonnablement élevées entre les sous-échelles attestant qu'elle a une validité discriminante adéquate. Ces corrélations se rapprochent sensiblement des corrélations constatées pour les mêmes sous-échelles avec la version complète de l'ÉAÉE (corrélations indiquées au-dessus de la diagonale). De plus, chaque sous-échelle de la version abrégée corrèle fortement avec la même sous-échelle de la version complète (au moins à .87). L'ensemble de ces résultats montre que la version abrégée présente les mêmes caractéristiques que la version complète de l'instrument.

**Tableau 5.** Intercorrélations des mesures de la version abrégée (sous la diagonale) et corrélations de celles-ci avec les sous-échelles de la version complète (sur ou au-dessus de la diagonale)

Mesure	1	2	3	4	5	6	r moyen <sup>1</sup>
Affectivité négative envers l'école	(.96)	.33	-.54	.39	-.26	.77	.36
Désintérêt scolaire	.28	(.92)	-.18	.29	-.02	.50	.21
Aspirations pour les études futures	-.54	-.18	(1.0)	-.38	.27	-.69	.34
Anxiété, souci et stress scolaires	.40	.33	-.43	(.87)	-.10	.71	.31
Ecole drôle, lieu de distraction	-.23	-.03	.22	-.07	(.93)	-.49	.14
Attitude négative globale <sup>2</sup>	.79	.54	-.75	.70	-.52	(.96)	Moyenne : .27

Note. <sup>1</sup> Corrélation moyenne de l'échelle, calculée pour la version abrégée, avec les quatre autres sous-échelles. <sup>2</sup> Score composite après l'inversion de la notation des items des facteurs « Aspirations pour les études » et « École drôle ». Les corrélations non inférieures à .12 sont significatives à  $p < .05$ .  $N = 336$  élèves.

### 3.4. Relations des mesures avec d'autres variables

A l'instar de la version standard, les attitudes des élèves envers l'école, évaluées par la version abrégée, semblent dépendre des facteurs personnels. Les mesures d'évaluation corrélaient significativement, au moins au seuil de .05, avec l'un d'entre eux (voir tableau 5). L'augmentation dans l'âge tend à engendrer une désaffection envers l'école (.18) et de l'anxiété scolaire (.12). Espérant faire de longues études (.19), les filles montrent moins que les garçons une attitude globale négative envers l'école (-.19), comme la désaffection (-.22) et le désintérêt scolaire (-.17) ; ce qui corrobore les constats faits par des auteurs (e.g. Cloutier, 2003). Les attitudes des élèves sont d'autant plus négatives que l'on décroît dans l'importance de la classe socioprofessionnelle des parents. En effet, les élèves issus de familles défavorisées manifestent plus une attitude globale défavorable envers l'école (.29) telle que l'anxiété scolaire (.27), le désintérêt (.23) et l'affectivité négative (.13). Ils espèrent faire de moins longues études (-.16) et perçoivent l'école comme n'étant pas drôle (-.14). De même, les redoublants développent une attitude négative à l'égard de l'école (.16) ; ils sont plus anxieux (.14) et ne veulent pas faire beaucoup d'études (-.16).

**Tableau 5.** *Corrélations des mesures de la version abrégée de l'ÉAÉE avec les facteurs personnels, l'estime de soi académique, le chahut scolaire, les réactions vis-à-vis de la classe, la formation de l'amitié et la performance scolaire (N = 336 élèves)*

Variable	Affectivité négative	Désintérêt	Aspirations pour études	Anxiété	École drôle	Attitude Globale <sup>1</sup>
Âge de l'élève	.18**	.02	-.02	.12*	.03	.10
Sexe	-.22***	-.17***	.19**	-.06	.02	-.19**
C.S.P.	.13*	.23*	-.16**	.27***	-.14*	.29***
Passé scolaire	.05	.06	-.16**	.14*	-.10	.16**
Estime de soi académique	-.12*	-.13*	.15*	-.22***	.06	-.21***
Chahut scolaire	.25***	.57***	-.29***	.41***	.00	.46***
Réaction globale envers la classe <sup>2</sup>	-.58***	-.26***	.47***	-.32***	.25***	-.60***
Bien-être (A)	-.42***	-.25***	.28***	-.30***	.21***	-.46***
Satisfaction vis-à-vis du maître (B)	-.45***	-.19**	.40***	-.30***	.21***	-.49***
Satisfaction envers l'apprentissage (C)	-.48***	-.25***	.37***	-.22***	.11	-.45***
Satisfaction vis-à-vis de la classe (D)	-.34***	-.07	.30***	-.12	.18**	-.33***
Formation de l'amitié	-.05	-.02	.06	.04	.24***	-.11
Performance scolaire	-.22***	-.30***	.24***	-.32***	.16**	-.38***

Note. Classe socioprofessionnelle (C.S.P.). <sup>1</sup> Score composite après l'inversion de la notation des items des facteurs « Aspirations pour études » et « École drôle, lieu de distraction ». <sup>2</sup> soit (A + B + C + D),  $\alpha = 0,75$ . \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

Les résultats plaident en faveur de la validité convergente de la version abrégée (voir tableau 5). Toutes les mesures corrélaient significativement ( $p < .01$ ) avec au moins six critères. On constate qu'une bonne estime de soi académique s'associe négativement à une attitude globale défavorable envers l'école (-.21) à savoir la désaffection (-.12), le manque d'aspirations pour les études futures (.15), le désintérêt (-.13), et l'anxiété scolaire (-.22). Le chahut est liée de manière positive aux mauvaises attitudes envers l'école (.46) notamment au désintérêt (.57) et à l'anxiété (.41), mais aussi à l'affectivité négative (.25) et au manque d'ambitions pour les études (-.29). Ces attitudes découragent les bonnes réactions envers la classe (-.60 avec le facteur global), dont le bien-être (-.46), la satisfaction envers le maître (-.49), l'apprentissage (-.45) et la classe (-.33). La perception de l'école comme drôle s'accompagne, naturellement, de la formation de l'amitié (.24). La performance scolaire est d'autant meilleure que les enfants désirent faire de longues études (.24) et trouvent l'école amusante (.16). Elle a tendance à baisser chez les élèves qui rapportent une attitude globale négative envers l'école (-.38) caractérisée par la désaffection (-.22), un grand désintérêt scolaire (-.30) et le stress face aux études (-.32). L'ensemble de ces constatations constitue la quasi-totalité des résultats obtenus dans la version complète de l'échelle, et témoigne que la version abrégée est à l'image de cette dernière.

#### 4. Conclusion

Cette étude avait pour objectif de construire et de valider une version abrégée de « l'Échelle des attitudes des élèves envers l'école élémentaire » (ÉAÉE, Bennacer, à paraître), qui comporte uniquement 20 items au lieu de 32 items dans la version standard. L'analyse des résultats montre que la version abrégée présente des qualités psychométriques presque similaires à celles de la version complète. L'analyse factorielle confirmatoire a permis de retrouver les cinq facteurs attendus, soutenant ainsi la structure théorique postulée. Les mesures de la version abrégée font preuve d'une structure interne acceptable. L'indice de consistance interne alpha du facteur global (.83) s'approche sensiblement de celui de la version standard (.87). Les sous-échelles de la version abrégée répondent toutes aux conditions de la distribution normale, se caractérisent par une validité discriminante adéquate et corrélaient chacune fortement avec la même sous-échelle de la version complète. De plus, la version abrégée reproduit et soutient la quasi-totalité des relations constatées entre les mesures de la version originale et bon nombre de variables. Elle est ainsi à l'image de cette dernière.

L'utilisation de l'ÉAÉE peut aider les responsables de l'éducation dans leurs diagnostics sur les compétences des élèves et dans la prédiction des phénomènes comme l'abandon, le chahut et l'échec scolaires. La version abrégée de l'échelle ferait profiter les enseignants et les chercheurs, qui souhaitent s'en servir, d'un gain

d'argent et de temps dans la passation du questionnaire, le dépouillement et l'analyse des données récoltées.

### **Bibliographie**

- Abu-Hilal, M. M. (2000). A structural model of attitudes towards school subjects, academic aspiration and achievement. *Educational Psychology, 20*, 75-84.
- Arbuckle, J.L. (2003). *Amos 5. Update to the Amos user's guide*. Chicago : Smallwaters Corporation.
- Bennacer, H. (2003). *Les attitudes des élèves envers l'école élémentaire : construction d'un instrument et étude des mesures*. Congrès national de la Société Française de Psychologie, 24-26 septembre, Poitiers, France.
- Bennacer, H. (à paraître). Les attitudes des élèves envers l'école élémentaire et leur évaluation. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*.
- Bloom, B. S. (1979). *Caractéristiques individuelles et apprentissage scolaire* (1976). Traduction de V. De Landsheere. Bruxelles : labor.
- Bevil, A. P. (2003). *The effect of real-world mathematical applications of gifted and nongifted students' achievement and classroom learning environment*. Doctoral thesis, Houston : University of Houston (Faculty of the College of Education).
- Cloutier, R. (2003). La réussite scolaire des garçons : un défi à multiples facettes. *Vie Pédagogique, 127*, 9-12.
- DeMello, L. R., & Imms, T. (1999). Self-esteem, locus of control and coping styles and their relationship to school attitudes of adolescents. *Psychological Studies, 44*, 24-34.
- Essbaï, A. (1983). *Style cognitif et accès à la pensée formelle*. Thèse de doctorat, Nancy : Université Nancy 2.
- Gurtner, J. L., Gorga, A., Monnard, I., Ntamakiliro, L. (2001). *Évolution de diverses composantes de la motivation pour le travail scolaire au cours de l'adolescence*. Brève synthèse à l'intention des autorités scolaires et des enseignants. Fribourg (Suisse) : Université de Fribourg (Département des sciences de l'éducation)
- Loehlin, J. C. (2004). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural analysis*. Mahwah : Lawrence Erlbaum.
- Marcoulides, G. A., & Moustaki, I. (2002). *Latent variables and latent structure models*. Mahwah : Lawrence Erlbaum.
- Potvin, P., Paradis, L. (2000). Facteurs de réussite dès le début de l'éducation préscolaire et du primaire. Rapport de recherche, Centre de recherche et d'intervention sur la réussite scolaire (CRIRES), Université Laval, *Études et recherches, 5*, 133 pages.
- Russel, P., Durieu, F., Campoy, E., & Akremi, A. (2002). *Méthodes d'équations structurelles : recherches et application en gestion*. Paris : Economica.
- Schumacker, R. E., & Richard, G. L. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah : Lawrence Erlbaum.

