

**DEVELOPPEMENT ET VALIDATION PRELIMINAIRE DE  
L'ECHELLE D'AFFILIATION CONTEXTUELLE POUR  
ADOLESCENTS (EACA)**

**DEVELOPMENT AND PRELIMINARY VALIDATION OF THE CONTEXTUAL  
CONNECTION SCALE FOR ADOLESCENTS (CCSA)**

Nathalie CARTIERRE, René DEMERVAL, Nathalie COULON

*Université de Lille 3*

**Citation :**

**Cartierre, N., Demerval, R., & Coulon, N. (2009).  
Développement et validation préliminaire de l'Echelle  
d'Affiliation Contextuelle pour Adolescents (EACA). Revue  
Québécoise de Psychologie, 30(1), 163-175.**

**Contact : [nathalie.cartierre@u-bourgogne.fr](mailto:nathalie.cartierre@u-bourgogne.fr)**

**DEVELOPPEMENT ET VALIDATION PRELIMINAIRE DE L’ECHELLE D’AFFILIATION  
CONTEXTUELLE POUR ADOLESCENTS (EACA)**

**Résumé**

*Cet article présente le développement et la validation de l’Echelle d’Affiliation Contextuelle pour Adolescents (EACA) dans le cadre du modèle bioécologique de Bronfenbrenner (1995). Cet instrument est composé de trois sous-échelles mesurant l’affiliation à trois contextes différents : la famille, l’école et les pairs. Deux études ont été réalisées auprès de 1959 adolescents français (1) pour éprouver et confirmer une structure factorielle en trois facteurs – un par contexte – et (2) pour évaluer la validité de critère. Les résultats montrent que cette échelle présente des qualités psychométriques acceptables et constitue un matériel intéressant et original pour la recherche et l’application.*

---

Mots clés : adolescents, contextes, échelle, validation

---

**DEVELOPMENT AND VALIDATION OF THE CONTEXTUAL CONNECTION SCALE  
FOR ADOLESCENTS (CCSA)**

**Abstract**

*This paper presents the development and validation of the Echelle d’Affiliation Contextuelle pour Adolescents (EACA; Contextual Connection Scale for Adolescents, CCSA) within the framework of the Bronfenbrenner’s bioecological model (1995). This instrument is composed of three sub-scales measuring the connection in three different contexts: family, school, and peers. Two studies have been designed with 1959 French adolescents to (1) test and confirm a three factors structure—one factor per context—and (2) evaluate the criterion validity. The Results show that this scale has good psychometric qualities and constitutes an original and relevant material for both research and applications.*

---

Mots clés : adolescents, contextes, scale, validation

---

L’un des thèmes majeurs dans la littérature récente sur le développement de l’adolescent (Lerner et Steinberg, 2004; Steinberg et Morris, 2001) concerne les relations entre l’individu et ses contextes de vie (plus particulièrement, la famille, l’école et les pairs). Plusieurs modèles théoriques s’inscrivent dans cette perspective transactionnelle du développement humain (Lerner, 2006; Steinberg, 2005) avec une référence explicite ou non à la conception systémique initialement proposée par Bronfenbrenner (1979).

De nombreux résultats empiriques montrent en effet que les contextes de vie de l’adolescent ont des répercussions favorables ou délétères sur son développement (Benson, Scales, Hamilton et Sesma, 2006; Lerner et Galambos, 1998). Par exemple, les pratiques éducatives parentales sont associées à la santé physique, mentale et sociale de l’adolescent (Baumrind, 1978; Steinberg, 2001); le bien-être psychologique des adolescents est lié à la qualité de leurs relations avec les enseignants (Eccles, 2004; Roeser et Eccles, 1998; Rowan, Chiang et Miller, 1997); enfin, le contexte des pairs influence les compétences sociales, la performance scolaire et les comportements à risque des adolescents (Mounts et Steinberg, 1995; Urberg, Degirmencioglu et Pilgrim, 1997; Wentzel et Caldwell, 1997).

Plusieurs concepts utilisés dans la littérature expriment la qualité de la transaction Personne-Contexte : l’attachement (Ainsworth, 1989), le sentiment d’appartenance ou de connection à un contexte de vie (Barber, 1997; Baumeister et Leary, 1995) ou, à l’inverse, le sentiment

d’aliénation (Bronfenbrenner, 1986). Cependant, exception faite pour l’attachement, dans la plupart des recherches empiriques, des outils de mesure ad hoc sont élaborés, sans précisément définir leur cadre théorique (Barber, 2004), de plus les effets étudiés - sur le fonctionnement psychologique de l’adolescent - se limitent le plus souvent à ceux d’un seul contexte de vie (la famille, l’école ou les pairs).

L’Inventory of Parent and Peer Attachment (IPPA) d’Armsden et Greenberg (1987) et l’Hemingway Measure of Adolescent Connectedness (MAC) de Karcher (1999) constituent deux exceptions notables. L’IPPA repose sur un modèle d’attachement en trois dimensions : communication, confiance et aliénation. En fait, l’instrument est principalement utilisé pour évaluer l’attachement des adolescents à leurs parents. La MAC comporte 74 items destinés à mesurer le degré d’implication de l’adolescent et le sentiment d’appartenance qu’il exprime vis-à-vis de 15 contextes relationnels ou institutionnels (par exemple, les amis, les parents, la fratrie, les enseignants, l’école, la religion).

Le but de la présente recherche est de proposer une opérationnalisation de la composante transactionnelle Personne-Contexte qui présenterait les caractéristiques suivantes : (1) l’outil ne doit pas être focalisé sur un seul contexte mais sur plusieurs afin de permettre l’étude des influences mésosystémiques, (2) il doit pouvoir couvrir la période de l’adolescence où s’opère de nombreuses

transitions contextuelles impliquant les principales institutions de la société (Claes, 2003; Lerner et Steinberg, 2004) et (3) il doit être relativement court pour autoriser son utilisation en association avec d’autres outils, en particulier des mesures du fonctionnement psychologique. Les deux instruments IPPA et MAC ne répondent pas à ces objectifs. En effet, la composante transactionnelle est soit limitée à l’aspect strictement affectif d’une relation interpersonnelle, soit diluée dans une multitude de situations relationnelles qui ne permettent pas de délimiter clairement les contextes. Or, une transaction contextuelle de bonne qualité – que nous nommons *affiliation contextuelle* – exprime non seulement un lien, un attachement aux personnes, qui sont les agents de socialisation dans le contexte, mais également une adhésion aux rôles et aux activités attribués à chacun (Bronfenbrenner, 1979, 1995). A l’inverse, une transaction de mauvaise qualité est supposée s’exprimer sous la forme d’une perception globalement négative, un détachement voire un rejet vis-à-vis du contexte, c’est-à-dire une *désaffiliation contextuelle*.

Cette recherche constitue donc une première étape de validation d’une échelle permettant d’évaluer la qualité des transactions entre l’adolescent et trois contextes de vie : la famille, l’école et les pairs. Deux études sont présentées dans le but, d’une part, d’examiner les qualités de l’outil sur le plan psychométrique et d’autre part, d’apprécier son intérêt sur le plan pratique.

## **ETUDE 1 : ANALYSE FACTORIELLE EXPLORATOIRE ET CONFIRMATOIRE**

Le but de l’étude 1 était d’examiner la structure factorielle de l’échelle, la cohérence interne de chaque sous-échelle et de confirmer la structure attendue en trois facteurs distincts correspondant chacun à un contexte.

### **Méthode**

#### ***Participants***

Pour cette recherche, nous avons sollicité 961 collégiens (*secondaire 2*), dans neuf collèges du nord de la France. Toutes les classes de quatrième de chaque collège étaient concernées. Les collégiens qui ont effectivement participé étaient ceux qui étaient présents et pour lesquels il n’y avait pas eu de refus écrit de la part des parents; ils représentaient 86 % de la population de départ. Finalement, les données exploitées statistiquement ont concerné 824 participants (50,5 % de filles et 49,5 % de garçons) avec un âge moyen de 13,7 ans (écart-type = 0,6). Parmi les participants, 29 % ont redoublé une classe, 27 % sont boursiers, 70 % vivent dans une famille nucléaire et 14 % dans une famille monoparentale.

### **Outils**

Nous avons constitué trois sous-échelles d'affiliation, composées chacune de six items. Chaque item concernait le ressenti et le comportement des adolescents dans chacun des trois contextes : Famille, Ecole et Pairs. Pour chaque sous-échelle, les quatre modalités de réponse – non, plutôt non, plutôt oui, oui – pour chaque item étaient ensuite cotées de 0 à 3 (de la perception la plus négative à la plus positive). Chaque participant obtenait donc trois scores – un pour chaque sous-échelle contextuelle – notés sur 18. Un score élevé exprimait une bonne qualité de transaction avec le contexte et, à l'inverse, un score faible témoignait d'une désaffiliation voire d'un rejet vis-à-vis du contexte.

### **Procédure**

Les participants étaient regroupés dans leur salle de classe et répondaient au questionnaire. La passation durait environ 20 minutes. Elle se faisait en la seule présence des enquêteurs (étudiant(e)s en troisième année de psychologie). Une procédure de codage garantissait l'anonymat aux élèves.

### **Résultats**

L'échantillon initial comprenant 824 participants a été subdivisé par tirage aléatoire en deux groupes de 412 participants chacun. Le premier groupe a été soumis à une analyse exploratoire dans le but d'examiner la structure factorielle de l'instrument. On s'attendait à une structure en trois facteurs, chacun représentant un contexte : la Famille, l'Ecole ou les Pairs. Le second groupe a été utilisé pour soumettre la structure factorielle à une analyse confirmatoire. Plusieurs modèles alternatifs ont en outre été testés.

#### ***Analyse factorielle exploratoire***

Une première Analyse en Composantes Principales a été réalisée sans restriction sur le nombre potentiel de facteurs. Le critère de Kaiser (valeur propre supérieure à 1) et l'examen du tracé des valeurs propres ont permis d'envisager deux solutions, à trois ou quatre facteurs. La solution factorielle à quatre facteurs avec rotation Varimax normalisée a d'abord été examinée. Les quatre facteurs expliquaient respectivement 15,7 %, 14,8 %, 12,6 % et 7 % de la variance totale. Le premier facteur était essentiellement représenté par les items relatifs au contexte Famille (poids factoriels de .51 à .82), le deuxième facteur regroupait la majorité des items relatifs au contexte Ecole (poids factoriels de .54 à .75) et le troisième facteur, les items associés majoritairement au contexte Pairs (poids factoriels de .52 à .75). Un quatrième facteur réunissait les items 7, 11 et 13 mais aucun de ces items n'avait un poids factoriel supérieur à .60 sur ce facteur. Ces items saturaient également de façon notable sur les facteurs



initialement prévus (le facteur Ecole pour les deux premiers avec des poids factoriels respectifs de .47 et .41 et le facteur Pairs pour le dernier avec un poids factoriel de .48).

La solution factorielle à trois facteurs avec rotation Varimax normalisée présentait une cohérence structurelle plus forte. Le Tableau 1 montre que les items se répartissent principalement sur les trois facteurs censés représenter les contextes Famille (16,6 % de variance expliquée), Ecole (15 % de variance expliquée) et Pairs (12,8 % de variance expliquée). Les poids factoriels sont acceptables, élevés pour certains, pour les facteurs Famille et Ecole, mais l'item 13 présente un poids factoriel insuffisant sur le facteur Pair. Il n'est cependant pas mieux représenté sur l'un des deux autres facteurs. Notons cependant que l'item 3 de la sous-échelle Famille présente également un poids factoriel non négligeable sur la sous-échelle Ecole.

-----  
Mettre le Tableau 1 ici  
-----

L'examen de la consistance interne a conduit à des alpha de Cronbach de .79, .73 et .63 respectivement pour les sous-échelles Famille, Ecole et Pairs. La suppression des items 3 et 13, repérés préalablement, ne permettait pas une amélioration notable des alpha de Cronbach associés au contextes Famille et Pairs respectivement. Les consistances internes des sous-échelles Famille et Ecole peuvent être considérées comme acceptables mais la sous-échelle Pairs mériterait d'être améliorée. La sous-échelle Famille présentait des

corrélations significatives mais modérées avec la sous-échelle Ecole ( $r = 0.40$ ,  $p < .001$ ) et avec la sous-échelle Pairs ( $r = 0.31$ ,  $p < .001$ ); les sous-échelles Ecole et Pairs n'étaient pas corrélées ( $r = 0.05$ ).

### **Analyse confirmatoire**

Ce traitement avait pour but de confirmer que le modèle s'ajustant le mieux aux données était un modèle en trois facteurs, chaque facteur étant associé à un contexte. Cinq modèles plausibles ont été mis en concurrence. Le premier modèle reposait sur une unique dimension qui pouvait représenter un sentiment d'affiliation relativement indépendant des contextes de vie de l'adolescent (modèle 1). Le second modèle mettait en jeu deux dimensions : l'une regroupant les items relatifs aux deux contextes Famille et Ecole, l'autre étant reliée aux items du contexte Pairs (modèle 2). Le troisième modèle présupposait trois dimensions distinctes associées chacune à un contexte Famille, Ecole ou Pairs (modèle 3). Le quatrième modèle était identique au précédent mais les corrélations entre les facteurs Famille et Ecole d'une part, et Famille et Pairs d'autre part, étaient autorisées (modèle 4). Enfin, le dernier modèle reprenait les caractéristiques de la solution factorielle avec quatre facteurs suggérée dans l'analyse exploratoire précédente (modèle 5). Parmi ces cinq modèles, seuls les modèles 3 et 4 étaient compatibles avec la perspective contextualiste développée dans cette recherche.

Le programme SEPATH du logiciel Statistica a été utilisé sur le deuxième groupe de données ( $n = 412$ ) de l’échantillon initial. Le Tableau 2 reporte plusieurs indices de qualité d’ajustement. Généralement, on considère qu’un modèle est acceptable en se référant aux critères suivants : le  $\chi^2/dl$  devrait être inférieur à 3, les indices GFI, AGFI, NFI et NNFI devraient être supérieurs à .90 et le RMSEA, inférieur à .10 (Kline, 1998).

-----  
Mettre le Tableau 2 ici  
-----

L’examen du Tableau 2 permet de constater que les modèles 3 et 4, avec les trois facteurs contextuels Famille, Ecole et Pairs, constituent des modèles relativement satisfaisants même s’il convient de les améliorer encore. Le modèle 4 est significativement meilleur que le modèle hiérarchiquement emboîté 3,  $\chi^2_{\text{différence}}(2) = 84,68, p < .001$ . En examinant les résidus standardisés du modèle 4 avec les trois facteurs contextuels, Famille étant en corrélation avec Ecole et Pairs, il apparaît que l’item 3 est l’objet des écarts résiduels les plus élevés. En reprenant ce modèle sans cet item, les indices d’ajustement sont substantiellement améliorés ( $\chi^2/dl = 2,6$ ; GFI = 0,91; AGFI = 0,88; NFI = 0,81; NNFI = 0,85; RMSEA = 0,07).

## Discussion

Au terme de cette première étude, nous pouvons dire que l’échelle d’affiliation contextuelle élaborée répond aux objectifs initiaux. En

particulier, elle préserve la spécificité des contextes puisque les analyses factorielle et confirmatoire confortent un modèle à trois facteurs. La sous-échelle Pairs doit être améliorée car sa consistance interne est juste acceptable. Cependant, l’échelle globale présente, en l’état, des qualités psychométriques suffisantes pour envisager son utilisation à des fins expérimentales.

## **ETUDE 2 : VALIDITÉ RELATIVE À UN CRITÈRE**

L’objectif de cette étude était de démontrer empiriquement l’intérêt et la pertinence de l’échelle. En particulier, les données de la littérature permettaient de prédire que les situations de désaffiliation contextuelle devaient avoir des répercussions néfastes sur la santé des adolescents. Des analyses de régression ont été effectuées en prenant comme prédicteurs les trois scores d’affiliation contextuelle et comme critères des scores de santé illustrant la qualité de vie des adolescents.

### **Méthode**

#### ***Participants et procédure***

Les conditions de réalisation de cette étude étaient identiques à celles de l’étude 1. Nous avons sollicité 1252 collégiens et l’échantillon final comprenait 1135 collégiens (51,8 % de filles et 48,2 % de garçons) – soit 91 % de la population de départ – scolarisés en classe

de quatrième (*secondaire 2*) dans le nord de la France. L'âge moyen était 13,9 ans (écart-type = 0,6). Parmi les participants, 24 % ont redoublé une classe, 26 % sont boursiers, 73 % vivent dans une famille nucléaire et 12 % dans une famille monoparentale.

### **Outils**

Le questionnaire comportait deux outils différents. Le premier reprenait les trois sous-échelles d'affiliation de l'étude précédente. Le deuxième outil reprenait les 17 items du profil de santé de Duke qui est un instrument générique de qualité de vie lié à la santé (Parkerson, Broadhead et Tse, 1990). Trois mesures ont été extraites selon les procédures définies dans la version française de cet instrument (Guillemin, Paul-Dauphin, Virion, Bouchet et Briançon, 1997) : santé physique, santé mentale et santé sociale. Les réponses pour chaque item étaient cotées de 0 à 2 puis les scores pour chaque dimension ont été ramenés de 0 à 100.

### **Résultats**

Les validités internes des sous-échelles d'affiliation contextuelle ont été vérifiées sur ce nouvel échantillon de données. Elles étaient acceptables pour les trois sous-échelles : .78 (Famille), .78 (Ecole) et .67 (Pairs). Les traitements statistiques ont donc été réalisés en utilisant le score sommé sur les six items de chaque sous-échelle.

Le Tableau 3 présente les résultats de trois régressions multiples. On constate que les scores d’affiliation contextuelle rendent compte d’une proportion de variance expliquée notable pour les trois indices de santé du profil de Duke. De façon intéressante, les effets constatés ne sont pas uniformes et varient selon l’issue de santé. Ainsi, l’affiliation au contexte Ecole n’apporte une contribution significative que dans le cas de la santé mentale.

-----  
Mettre le Tableau 3 ici  
-----

## **Discussion**

Les résultats de cette étude démontrent que les scores d’affiliation contextuelle issus de l’échelle constituent une indication pertinente et intéressante permettant de relier une qualité de transaction entre l’adolescent et ses contextes de vie à un type d’issue développementale, ici des scores de santé. En même temps, les effets ne sont pas uniformes et semblent varier selon le contexte et l’issue de santé.

## **DISCUSSION GENERALE**

Les deux études présentées dans cette recherche décrivent le développement et la validation de l’Echelle d’Affiliation Contextuelle pour Adolescents (EACA). L’échelle est adaptée à la population adolescente, elle est aussi relativement courte et peut donc être associée à d’autres mesures du fonctionnement psychologique.

L’échelle devait également répondre à une exigence de cohérence théorique et donc opérationnaliser la transaction Personne-Contexte en préservant les caractères propres à chaque contexte. En effet, la perspective contextualiste justifiant l’élaboration de cette échelle nécessitait la confirmation d’une structure factorielle de l’échelle mettant en évidence trois facteurs : chaque facteur devait être associé spécifiquement à un contexte.

Les résultats de l’analyse exploratoire et de l’analyse confirmatoire montrent que l’objectif opérationnel est globalement atteint. L’échelle est constituée de trois sous-échelles relativement indépendantes permettant de positionner chaque individu sur trois dimensions contextuelles. Les consistances internes sont acceptables même s’il faut envisager d’améliorer la sous-échelle des Pairs. Par ailleurs, la validité de critère concomitante a été attestée, notamment l’échelle présente un caractère prédictif notable sur le profil de santé de Duke.

Sur le plan conceptuel, la validité de l’échelle conforte donc la proposition du modèle bioécologique selon laquelle les effets des processus en jeu dans le développement varient, entre autres, selon les caractéristiques des contextes de vie (Bronfenbrenner et Morris, 1998). Même si elle peut être améliorée, l’EACA représente d’ores et déjà un outil expérimental intéressant et original. Ainsi, plusieurs axes de recherches peuvent être esquissés.

Le premier axe consisterait à étudier l’affiliation contextuelle dans son aspect développemental. Plusieurs résultats dans la littérature montrent que la perception que les adolescents ont vis-à-vis des contextes comme la famille, l’école ou les pairs, évolue tout au long de l’adolescence (Cook et Murphy, 1999; Garnefski, 2000) et le temps passé avec les amis l’est aux dépens de celui passé avec la famille (Brown, 2004; Buhrmester, 1996; Furman et Whener, 1997; Larson et Verma, 1999). De façon similaire, l’affiliation contextuelle pourrait être étudiée selon une perspective différentielle. En effet, selon les prédictions du modèle bioécologique, il est possible que les effets des affiliations contextuelles diffèrent dans leur ampleur selon les issues de santé et les caractéristiques de la personne, en particulier le sexe.

Le deuxième axe consisterait à utiliser l’EACA comme outil prédictif du comportement et du fonctionnement psychologique. De nombreux résultats empiriques démontrent l’impact délétère d’un contexte dégradé ou au contraire l’effet positif d’un contexte qui supporte le développement de l’individu (Barber, 2004). L’EACA



présente toutefois deux nouvelles particularités : d'une part, elle permet d'évaluer l'effet différentiel des affiliations selon le type de contexte (famille, école ou pairs), d'autre part, elle offre la possibilité d'étudier des profils d'individus définis selon leur configuration écologique, c'est-à-dire selon leur positionnement dans l'espace formé par les trois contextes. Ainsi, il est envisageable de combiner les situations pour étudier des effets d'amplification liés à une désaffiliation à plusieurs contextes (Cartierre, Demerval et Coulon, 2006) ou des effets de protection d'un contexte vis-à-vis d'un autre (Demerval, Cartierre et Coulon, 2003; Sprott, 2004).

Enfin, outre son intérêt pour la recherche, le repérage d'une population adolescente particulièrement à risque ou l'évaluation des effets d'une politique d'intervention ciblée sur un ou plusieurs contextes (Lerner et Galambos, 1998) pourraient être rendus aisés grâce à cet outil simple et court que constitue l'EACA.

### **Références**

- Ainsworth, M. S. (1989). Attachments beyond infancy. *American Psychologist*, 44, 709-716.
- Armsden, G. C. et Greenberg, M. T. (1987). The inventory of parent and peer attachment: Individual differences and their relationship

to psychological well-being in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 16, 427-454.

Barber, B. K. (1997). Adolescent socialization in context: Connection, regulation, and autonomy in multiple contexts. *Journal of Adolescent Research*, 12, 173-177.

Barber, B. K. (2004). Whence connectedness, hence connectedness. *Papier présenté au Committee on Adolescent Health and Development*. The National Academy of Science, Washington, DC.

Baumeister, R. F. et Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117, 497-529.

Baumrind, D. (1978). Parental disciplinary patterns and social competence in children. *Youth and Society*, 9, 239-76.

Benson, P. L., Scales, P. C., Hamilton, S. F. et Sesma, A. (2006). Positive youth development: Theory, research, and applications. In W. Damon et R. M. Lerner (Eds), *Handbook of child psychology, Vol. 1, Theoretical models of human development, 6<sup>th</sup> edition* (p. 849-941). New York: Wiley.

Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments in nature and by design*. Cambridge: Harvard University Press.

Bronfenbrenner, U. (1986). Alienation and the four worlds of childhood. *Phi Delta Kappan*, 430-436.

Bronfenbrenner, U. (1995). Developmental ecology through space and time: A future perspective. In P. Moen, G. H. Jr. Elder et K.

Luscher (Eds), *Examining lives in context: Perspectives on the ecology of human development* (p. 619-647). Washington, DC: American Psychological Association.

Bronfenbrenner, U. et Morris, P. A. (1998). The ecology of developmental processes. In W. Damon et R. M. Lerner (Eds), *Handbook of child psychology, Vol. 1: Theoretical models of human development, 5<sup>th</sup> edition* (p. 993-1028). New York: Wiley.

Brown, B. (2004). Adolescents’ relationships with peers. In R. Lerner et L. Steinberg (Eds), *Handbook of adolescent psychology* (p. 363-394). New York: Wiley.

Buhrmester, D. (1996). Need fulfilment, interpersonal competence, and the developmental contexts of early adolescent friendship. In W.M. Bukowski, A. F. Newcomb et W.W. Hartup (Eds), *The company they keep: Friendship in childhood and adolescence* (p. 15-185). New York: Cambridge University Press.

Cartierre, N., Demerval, R. et Coulon., N. (2006). Effets de la désaffiliation contextuelle et du sexe sur la santé de jeunes collégiens. In S. Berjot et G. Chasseigne (Eds), *Santé, Stress et Société, Vol. 3* (p. 187-212). Reims : Presses Universitaires de Reims.

Claes, M. (2003). *L’univers social des adolescents*. Montréal : Presses de l’Université de Montréal.

Cook, T. D. et Murphy, R. F. (1999). How inner-city children see their family, school, peers and neighborhood: Developmental changes during the transition to adolescence (*Working Paper*). Evanston, IL: *Institute for Policy Research*, Northwestern University.

- Demerval, R., Cartierre, N. et Coulon, N. (2003). Désaffiliation familiale et désaffiliation scolaire : effets sur la santé des adolescents. *Santé publique, 1*, 39-48
- Eccles, J. (2004). Schools, academic motivation, and stage-environment fit. In R. Lerner et L. Steinberg (Eds), *Handbook of adolescent psychology* (p. 125-153). New York: Wiley.
- Furman, W. et Whener, E. A. (1997). Adolescent romantic relationships: A developmental perspective. In S. Schuman et W. A. Collins (Eds), *Romantic relationships in adolescence: Developmental perspectives. New direction for child development, Vol. 78* (p. 21-36). San Francisco: Jossey-Bass.
- Garnefski, N. (2000). Age differences in depressive symptoms, antisocial behavior, and negative perceptions of family, school, and peers among adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 39*, 1175-1181.
- Guillemin, F., Paul-Dauphin, A., Virion, M. J., Bouchet, C. et Briançon, S. (1997). Le profil de santé de Duke : un instrument générique de mesure de la qualité de vie liée à la santé. *Santé Publique, 9*, 35-44.
- Karcher, M. J. (1999). *The Hemingway-Measure of Adolescent Connectedness: A manual for interpretation and scoring*. Unpublished manual, University of Wisconsin-Madison.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equations modeling*. New York: Guilford Press.

- Larson, R. et Verma, S. (1999). How children and adolescents spend time across the world: Work, play, and developmental opportunities. *Psychological Bulletin*, 125, 701-736.
- Lerner, R. M. (2006). Developmental science, developmental systems, and contemporary theories of human development. In W. Damon et R. M. Lerner (Eds), *Handbook of child psychology, Vol. 1, Theoretical models of human development, 6<sup>th</sup> edition* (p. 1-17). New York: Wiley.
- Lerner, R. M. et Galambos, N. L. (1998). Adolescent development: Challenges and opportunities for research, programs, and policies. *Annual Review of Psychology*, 49, 413-446.
- Lerner, R. M. et Steinberg, L. (2004). The scientific study of adolescent development: Past, present, and future. In R. M. Lerner et L. Steinberg (Eds), *Handbook of adolescent psychology* (p. xi-xiii), 2<sup>nd</sup> edition. New York: Wiley.
- Mounts, N. S. et Steinberg L. (1995). An ecological analysis of peer influence on adolescent grade point average and drug use. *Developmental Psychology*, 31, 915-22.
- Parkerson, G. R. Jr, Broadhead, W. E. et Tse, C. K. (1990). The Duke Health Profile: A 17-item measure of health and dysfunction. *Medical Care*, 28, 1056-1072.
- Roeser, R. et Eccles, J. (1998). Adolescents’ perceptions of middle school: Relation to longitudinal changes in academic and psychological adjustment. *Journal of Research on Adolescence*, 8, 123-158.

- Rowan, B., Chiang, F. et Miller, R. (1997). Using research on employees' performance to study the effects of teachers on students' achievement. *Sociology of Education*, 70, 1151-1162.
- Sprott, J. B. (2004). The development of early delinquency: Can classroom and school climates make a difference? *Canadian Journal of Criminology and Criminal Justice*, 46, 553-572.
- Steinberg, L. (2001). We know some things: Parent-adolescent relations in retrospect and prospect. *Journal of Research on Adolescence*, 11, 1-20.
- Steinberg, L. (2005). The contexts of adolescence. In L. Steinberg (Ed), *Adolescence*, 7<sup>th</sup> edition (p. 129-260). New York: McGraw Hill.
- Steinberg, L. et Morris, A. S. (2001). Adolescent development. *Annual Review of Psychology*, 52, 83-110.
- Urberg, K. A., Degirmencioglu, S. M. et Pilgrim, C. (1997). Close friend and group influence on adolescent cigarette smoking and alcohol use. *Developmental Psychology*, 33, 834-44.
- Wentzel, K. R. et Caldwell, K. (1997). Friendships, peer acceptance, and group membership: Relations to academic achievement in middle school. *Child Development*, 68, 1198-209.

**Tableau 1 Solution factorielle à trois facteurs avec rotation Varimax**

Les saturations inférieures à 0,20 ne sont pas indiquées, les saturations les plus fortes sur un facteur sont en gras et en ordre décroissant.

Items	Facteur 1 Contexte Ecole	Facteur 2 Contexte Pairs	Facteur 3 Contexte Famille
9	<b>0,70</b>		
10	<b>0,67</b>		0,24
7	<b>0,64</b>		
11	<b>0,60</b>		
8	<b>0,58</b>		0,27
12	<b>0,54</b>		0,25
16		<b>0,75</b>	
18		<b>0,67</b>	
17		<b>0,63</b>	
15	0,20	<b>0,56</b>	
14		<b>0,52</b>	0,20
13		<b>0,34</b>	
1			<b>0,81</b>
2			<b>0,75</b>
4		0,20	<b>0,66</b>
5	0,23		<b>0,61</b>
3	0,42		<b>0,57</b>
6		0,34	<b>0,54</b>
Pourcentage de variance expliquée	15	12,8	16,6

**Tableau 2 Indices de qualité d'ajustement pour les différents modèles de l'analyse confirmatoire**

Modèles	$\chi^2$	dl	$\chi^2/df$	RMSEA	GFI	AGFI	NFI	NNFI
Modèle 1	824,46	135	6,1	0,14	0,75	0,68	0,54	0,53
Modèle 2	599,31	135	4,4	0,11	0,81	0,76	0,67	0,68
Modèle 3	484,58	135	3,6	0,08	0,87	0,84	0,73	0,76
Modèle 4	399,91	133	3,0	0,07	0,89	0,86	0,78	0,82
Modèle 5	663,67	135	4,9	0,10	0,83	0,79	0,63	0,64

RMSEA : Root Mean Square Error of Approximation;

GFI : Goodness of Fit Index;

AGFI : Adjusted Goodness of Fit Index;

NFI : Normed Fit Index;

NNFI : Non-Normed Fit Index.

**Tableau 3 Résultats de l'analyse de régression entre les scores d'affiliations et les scores du profil de Duke**

Variables Dépendantes	Variables indépendantes	$\beta$	<i>t</i> ou <i>F</i>	<i>ddl</i>	<i>p</i> <	<i>R</i> <sup>2</sup>
Santé Physique	Famille	.29	8.69	986	.0001	.13
	Ecole	.03	1.05	986	ns	
	Pairs	.14	4.41	986	.0001	
	R Multiple	-	49.09	3,986	.0001	
Santé Mentale	Famille	.35	11.74	979	.0001	.32
	Ecole	.21	7.15	979	.0001	
	Pairs	.25	9.14	979	.0001	
	R Multiple	-	151.87	3,979	.0001	
Santé Sociale	Famille	.28	9.06	981	.0001	.27
	Ecole	.01	0.21	981	ns	
	Pairs	.37	13.14	981	.0001	
	R Multiple	-	119.29	3,981	.0001	

ns : non significatif



## **ANNEXE**

Liste des items de l'Echelle d'Affiliation Contextuelle pour Adolescents

### **Dans ma famille...**

1. La vie dans ma famille est agréable
2. Le climat dans ma famille est détendu
3. J'obéis facilement à mes parents
4. Je trouve que, dans ma famille, on fait des choses intéressantes ensemble (sorties, jeux...)
5. J'aime bien parler avec mon père ou ma mère
6. Chez moi, je m'isole souvent parce que je ne me sens pas bien avec mes parents

### **Au collège...**

7. Les enseignants sont souvent injustes avec les élèves
8. J'écoute toujours en classe
9. Au collège, il m'arrive de « répondre » à un enseignant
10. Au collège, j'obéis facilement aux adultes
11. Au collège, il m'arrive de frapper, casser, détériorer quand je suis en colère
12. Quand j'arrive le matin au collège, mes devoirs sont toujours faits

### **Avec les jeunes de mon âge...**

13. Je fais pas mal d'activités
14. Je préfère souvent me retrouver seul
15. Je ne les trouve pas intéressants
16. Je me sens souvent rejeté(e)
17. Je me fais facilement des nouveaux copains (nouvelles copines)
18. Je peux donner mon avis comme les autres