

## Mesures du perfectionnisme chez l'adolescent : validation des versions francophones de deux questionnaires

Céline Douilliez

Université Lille Nord de France et UDL3, PSITEC, Villeneuve  
d'Ascq, France

Estelle Hénot

Université Lille Nord de France

*L'Almost Perfect Scale-Revised* (APS-R; Slaney, Rice, Mobley, Trippi, & Ashby, 2001) et la *Child-Adolescent Perfectionism Scale* (CAPS; Flett, Hewitt, Boucher, Davidson, & Munro, 2000) sont deux échelles multidimensionnelles d'évaluation du perfectionnisme qui ont été validées auprès d'enfants et d'adolescents. Pour répondre aux besoins des chercheurs francophones, la présente étude porte sur la validation des versions en langue française de ces deux échelles. L'échantillon se composait de cent quarante-cinq participants (72 filles) âgés de 10 à 17 ans. D'une part, les résultats indiquent une cohérence interne satisfaisante pour l'ensemble des deux questionnaires. D'autre part, des corrélations moyennes à fortes entre les scores totaux et entre certaines sous-échelles des deux questionnaires indiquent qu'ils mesurent des dimensions communes du perfectionnisme. Par ailleurs, les corrélations entre les deux échelles et des mesures d'anxiété générale et de dépression indiquent que les sous-échelles maladaptatives de perfectionnisme sont les seules à être corrélées positivement avec ces symptomatologies. Enfin, les résultats suggèrent la nécessité de tenir compte du niveau scolaire et du genre dans la comparaison des scores à la version en langue française de la CAPS.

*Mots-clés* : perfectionnisme, enfants, adolescents, validation de questionnaires

Le perfectionnisme peut être considéré comme un trait de personnalité caractérisé par un effort pour obtenir la perfection et par la tendance à se mettre des exigences de performance élevée qui s'accompagnent de tendances à être extrêmement critique par rapport à son propre comportement (Stoerber & Otto, 2006, p. 295). De nombreux auteurs suggèrent que le perfectionnisme est un construit multidimensionnel (par ex., Frost, Marten, Lahart, & Rosenblate, 1990; Hewitt & Flett, 1991; Slaney, Rice, Mobley, Trippi & Ashby, 2001; mais voir Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002, pour une argumentation en faveur de l'unidimensionnalité du perfectionnisme). Ainsi, Frost et ses collaborateurs (1990) et Hewitt et Flett (1991) s'accordent à distinguer des dimensions intrapersonnelles et interpersonnelles. De cette conception sont nés deux outils d'évaluation portant tous deux le nom d'Échelle Multidimensionnelle de Perfectionnisme : *Multidimensional Perfectionism Scale* (FMPS) de Frost et ses collaborateurs (1990) et *Multidimensional Perfectionism Scale* (HMPS) d'Hewitt et Flett (1991).

D'autres auteurs proposent une distinction entre un perfectionnisme positif et un perfectionnisme négatif (Hamacheck, 1978; Slade & Owens, 1998; Slaney et al., 2001). Appuyant cette dis-

tinction, une analyse factorielle menée sur le HMPS et sur le FMPS a permis de dégager deux facteurs d'ordre supérieur, l'un reflétant les aspects positifs du perfectionnisme et appelé Efforts positifs et l'autre reflétant les aspects négatifs du perfectionnisme, appelé Préoccupations maladaptées pour l'évaluation (Frost, Heimberg, Holt, Mattia & Neubauer, 1993). Différents outils d'évaluation du perfectionnisme reposent sur cette distinction. Par exemple, l'Échelle de perfectionnisme positif et négatif de Terry-Short, Owens, Slade et Dewey (1995), issue d'une conception comportementale (Slade & Owens, 1998), distingue les comportements et les pensées perfectionnistes, qui sont toujours dirigées vers l'atteinte de buts élevés, selon leur fonction, soit de renforcement positif (c.-à-d., obtention de conséquences positives en termes de satisfaction, de reconnaissance), soit de renforcement négatif (c.-à-d., évitement de conséquences négatives telles que l'échec). *L'Almost Perfect Scale – Revised* (APS-R) de Slaney et ses collaborateurs (2001) mesure quant à elle deux dimensions adaptatives du perfectionnisme : les standards élevés et l'ordre et une dimension dysfonctionnelle : l'écart. Les Standards élevés concernent la tendance de l'individu perfectionniste à se fixer des exigences élevées et à s'évaluer en fonction de ces standards. La sous-échelle Ordre reflète l'importance accordée à l'ordre et à l'organisation. Enfin, la sous-échelle Écart reflète la tendance de l'individu à percevoir un décalage entre ses standards personnels et sa performance. Si l'existence d'une facette adaptative au perfectionnisme est encore sujette à débat (par ex., Flett & Hewitt, 2006), des éléments empiriques de plus en plus nombreux viennent soutenir cette distinction (pour une revue, voir Stoerber & Otto, 2006).

La littérature portant sur le perfectionnisme a augmenté de manière exponentielle ces vingt dernières années (Flett & Hewitt, 2002). Cependant, alors que de nombreux auteurs postulent que ce trait de personnalité se construit au cours de l'enfance (pour une

---

This article was published Online First May 30, 2011.

Céline Douilliez, Université Lille Nord de France, Lille, France et UDL3, PSITEC, Villeneuve d'Ascq, France; Estelle Hénot, Université Lille Nord de France, Lille, France.

Les auteurs remercient Pierre Philippot pour ses commentaires sur une version précédente de ce manuscrit. Toute correspondance concernant cet article doit être adressée à Céline Douilliez, Université Lille 3- Charles de Gaulle, UFR de Psychologie, Laboratoire PSITEC, Domaine universitaire Pont du Bois, BP 60149, 59653 Villeneuve d'Ascq Cedex, France. Courriel : celine.douilliez@univ-lille3.fr

revue voir Flett, Hewitt, Oliver, & Macdonald, 2002), ce n'est que récemment que des études empiriques ont examiné la structure du perfectionnisme chez l'enfant et l'adolescent. Ainsi, Stumpf et Parker (2000) ont administré le FMPS à un échantillon d'enfants de nationalité américaine, élèves de 6<sup>e</sup> année et doués sur le plan scolaire. L'analyse en composantes principales a identifié une structure factorielle relativement semblable à celle mise en évidence chez l'adulte. Par ailleurs, Flett, Hewitt, Boucher, Davidson et Munro (2000) ont adapté le HMPS à l'enfant et à l'adolescent, en développant la Child and Adolescent Perfectionism Scale (CAPS). Toutefois, peu de données de validation concernant cette échelle sont disponibles. L'analyse factorielle de la CAPS rapportée par Flett, Hewitt et Davidson (1990, cité dans Hewitt, Caelian, Flett, Sherry, Collins & Flynn, 2002) révèle deux sous-échelles semblables à celles de l'HMPS, le Perfectionnisme orienté vers soi (POS) et le Perfectionnisme prescrit par autrui (PPA). Le POS renvoie à la dimension intrapersonnelle du construit et concerne la tendance à avoir des exigences élevées pour soi et à s'évaluer en fonction de ces standards. Le PPA constitue l'aspect interpersonnel du construit et mesure la tendance de l'individu à croire que les autres fixent des standards élevés pour lui et qu'ils l'évaluent en fonction de ces standards. Les sous-échelles présentent une consistance interne satisfaisante ( $\alpha$  de Cronbach de 0,85 pour le POS et de 0,86 pour le PPA; Hewitt et al., 2002) et une bonne fidélité test-retest après 56 semaines (coefficient de corrélation de 0,74 pour le POS et de 0,66 pour le PPA; Flett et al., 2000, cité dans Donaldson, Spirito & Farnett, 2000). Il existe également une version espagnole de la CAPS qui a été validée sur une population d'adolescentes âgées de 11 à 19 ans (Castro, Gila, Gual, Lahortiga, Saura, & Toro, 2004). La structure factorielle de cette version espagnole n'a pas été examinée. Cependant, les auteurs rapportent une consistance interne satisfaisante ( $\alpha$  de Cronbach de 0,89 pour l'échelle totale, de 0,88 pour le POS et de 0,87 pour le PPA) et une bonne fidélité test-retest ( $r = 0,83$  après une semaine). Récemment, deux études (McCreary, Joiner, Schmidt & Ialongo, 2004; O'Connor, Dixon & Rasmussen, 2009) ont remis en question la structure en deux facteurs initialement proposée par Flett et ses collaborateurs (2000). Leur analyse factorielle confirmatoire respective était basée sur 14 des 22 items de la CAPS dont la sélection variait légèrement en fonction de l'étude. Néanmoins, ces deux études montrent une meilleure adéquation d'un modèle à trois : Perfectionnisme orienté vers soi-efforts (POS-effort) évaluant les efforts perfectionnistes; Perfectionnisme Orienté vers Soi-auto-critique (POS-auto-critique), évaluant la tendance à être auto-critique; Perfectionnisme Prescrit par Autrui (PPA). Les résultats divergents concernant la structure factorielle de la CAPS appellent de nouvelles études.

Dans un même effort de validation des échelles de perfectionnisme auprès de populations d'enfants et d'adolescents, Gilman et Ashby (2003a) rapportent une bonne consistance interne des échelles Standards élevés et Écart de l'APS-R dans une population d'adolescents âgés de 12 à 15 ans (Standards élevés :  $\alpha = 0,82$  et écart :  $\alpha = 0,87$ ). Cependant, ces auteurs n'ont pas examiné la structure factorielle de l'échelle et n'ont pas inclus l'échelle Ordre dans leur étude invoquant la faible consistance interne de cette sous-échelle. Il paraît donc essentiel d'examiner si la structure factorielle de l'APS-R identifiée chez l'adulte peut être reproduite chez l'adolescent.

L'utilisation d'échelles validées, comme la CAPS ou l'APS-R, dans des populations d'enfants et d'adolescents a permis de mettre en évidence que le perfectionnisme était un trait de personnalité présent très tôt dans la vie de l'individu (dès 7 ans; Kenney-Benson & Pomerantz, 2005) et lié, comme chez l'adulte, à de nombreuses psychopathologies (dépression, par ex., Accordino, Accordino & Slaney, 2000; Donaldson et al., 2000; anxiété et colère, par ex., Hewitt et al., 2002; troubles du comportement alimentaire, par ex., Castro et al., 2004; Kirsh, McVey, Tweed & Katzman, 2007). Ces premières études suggèrent que le perfectionnisme est associé à diverses psychopathologies dès le plus jeune âge. Des études longitudinales devraient être menées auprès d'enfants, d'adolescents et d'adultes afin de tester si le perfectionnisme a bien un statut de facteur de risque pour le développement de ces troubles.

À notre connaissance, aucune échelle de perfectionnisme validée auprès d'enfants et d'adolescents n'existe en langue française. C'est pourquoi, afin de répondre aux besoins des chercheurs francophones, nous présentons l'étude de validation des versions francophones de la CAPS et de l'APS-R dans une population francophone d'adolescents. La consistance interne, la structure factorielle et la validité concordante de chacune des échelles seront présentées. Les relations entre ces deux échelles et les symptomatologies anxieuses et dépressives seront également examinées.

## Méthode

### Participants

Cent quarante-huit participants, âgés de 10 à 17 ans, ont été recrutés dans 3 établissements d'enseignement secondaire du Nord de la France. Trois participants ont été exclus de l'échantillon car ils n'avaient pas répondu à tous les questionnaires. L'échantillon final se compose donc de 145 participants (72 filles,  $M = 12,72$  ans,  $\acute{E}.T. = 1,26$ ; 73 garçons,  $M = 12,77$  ans,  $\acute{E}.T. = 1,44$ ). La répartition des garçons et des filles dans les différents niveaux scolaires est la suivante : 6<sup>e</sup>, 20 filles et 20 garçons; 5<sup>e</sup>, 25 filles et 24 garçons; 4<sup>e</sup>, 18 filles et 17 garçons; 3<sup>e</sup>, 12 filles et 9 garçons. Il n'y a pas de différence de répartition des filles et des garçons à travers les différentes classes,  $\chi^2(3) = 0,47$ , *ns*.

### Procédure

Les directeurs de 3 collèges ont été contactés afin de leur expliquer l'étude. Tous ont accepté d'y participer. Une lettre d'explication de l'étude à destination des parents et des enfants a été distribuée en classe, accompagnée d'un formulaire de consentement. Les enfants pour lesquels un consentement a été obtenu de leur part et de celle de leurs parents ont rempli les questionnaires en classe. Les questionnaires, décrits dans la section Mesures, ont été rassemblés dans un livret dont la première page consistait toujours en des questions sociodémographiques. L'ordre des questionnaires était contrebalancé à travers les participants.

### Mesures

**Échelle presque parfaite-révisée (EPP-R).** L'EPP-R est la version francophone de l'*Almost Perfect Scale—Revised* (Slaney et al., 2002). Il s'agit d'un questionnaire auto-rapporté comportant 23 affirmations évaluant le perfectionnisme. Les participants

doivent indiquer pour chaque affirmation leur degré d'accord à l'aide d'une échelle de Likert en 7 points allant de 1 (*Pas du tout d'accord*) à 7 (*Tout à fait d'accord*). La version originale en anglais du questionnaire a d'abord fait l'objet d'une traduction en français par le premier auteur. Les affirmations ont ensuite été rétro-traduites en anglais par un anglophone. Les désaccords entre la traduction et la rétro-traduction ont été discutés afin d'obtenir un consensus sur la traduction. La version originale comporte 3 sous-échelles : Standards élevés (7 items : 1, 5, 8, 12, 14, 18, 22), Ordre (4 items : 2, 4, 7, 10) et Écart (12 items : 3, 6, 9, 11, 13, 15, 16, 17, 19, 20, 21, 23).

**Échelle de perfectionnisme pour enfant et adolescent (EPEA).** L'EPEA est la version française de la *Child and Adolescent Perfectionism Scale* (Flett et al., 2000) qui est une adaptation pour les enfants et les adolescents de l'Échelle multidimensionnelle de perfectionnisme d'Hewitt & Flett (1991). Il s'agit d'un questionnaire auto-rapporté comportant 22 affirmations. Les participants doivent indiquer pour chaque affirmation leur degré d'accord sur une échelle de Likert en 5 points allant de 1 (*Faux-Pas du tout vrai pour moi*) à 5 (*Tout à fait vrai pour moi*). La procédure de traduction et de rétro-traduction est semblable à celle utilisée pour l'EPP-R. La version originale comporte 2 sous-échelles : Perfectionnisme orienté vers soi (12 items : 1, 2, 4, 6, 7, 9, 11, 14, 16, 18, 20, 22) et Perfectionnisme socialement prescrit (10 items : 3, 5, 8, 10, 12, 13, 15, 17, 19, 21). Les items 3, 9 et 18 sont à inverser.

**Inventaire de dépression pour enfants.** L'Inventaire de dépression pour enfants (Saint-Laurent, 1990; version française du *Children's Depression Inventory* (CDI); Kovacs, 1983) est un questionnaire auto-rapporté qui se compose de 27 items évaluant la symptomatologie dépressive de manière unidimensionnelle. La cohérence interne dans l'étude de validation française était de 0,92. Le coefficient alpha de Cronbach dans la présente étude est de 0,86.

**Échelle d'anxiété manifeste pour enfants révisée.** L'Échelle d'anxiété manifeste pour enfants révisée (Turgeon & Chartrand, 2003; version francophone de la *Revised Children's Manifest Anxiety Scale* (RCMAS); Reynolds & Richmond, 1978) est un questionnaire auto-rapporté de 37 items. La RCMAS est composée de cinq facteurs qui peuvent être regroupés en 2 échelles globales, l'une, composée de 28 items, mesure l'anxiété et l'autre, composée de 9 items, évalue le mensonge. Les propriétés de la traduction française sont bonnes : la consistance interne de l'échelle d'anxiété est de 0,87 et la validité test-retest à 6 mois est de 0,67 pour l'échelle d'anxiété. Le coefficient alpha de Cronbach dans la présente étude est de 0,88 pour l'échelle d'anxiété.

## Résultats

### Analyses préliminaires

Les participants ayant plus de deux données manquantes à l'EPP-R (3,4 % des participants) ou l'EPEA (0,7 %) ont été exclus de l'analyse impliquant ce questionnaire. Pour l'EPP-R, 4,1 % des participants ont deux données manquantes et 26,2 % des participants ont une donnée manquante. Pour l'EPEA, 1,4 % des participants ont une donnée manquante. Les données manquantes ont été remplacées par la moyenne à l'item du groupe (en fonction du sexe et du niveau scolaire) auquel appartient le participant.

Les analyses préliminaires pour l'EPP-R ne révèlent aucune valeur extrême univariée ( $z < 3,29$ , voir Tabachnick & Fidell, 2003) mais mettent en évidence une valeur extrême multivariée (distance de Mahalanobis :  $\chi^2(23) > 49,73$ , voir Tabachnick & Fidell, 2003). Ce dernier participant a été exclu des analyses impliquant l'EPP-R. En ce qui concerne l'EPEA, les analyses préliminaires ne révèlent aucune valeur extrême univariée mais mettent en évidence trois valeurs extrêmes multivariées (distance de Mahalanobis :  $\chi^2(2) > 48,27$ ). Ces trois participants ont été exclus des analyses impliquant l'EPEA.

La normalité univariée des items de l'EPP-R et de l'EPEA a été examinée. Bien que les tests de Shapiro-Wilk révèlent une déviation de la normalité, l'examen des indices d'asymétrie et d'aplatissement indique que ces déviations ne sont pas sévères. Pour l'EPP-R, les résultats montrent que l'indice d'asymétrie est compris entre  $-0,63$  et  $0,20$  et que l'indice d'aplatissement est compris entre  $-1,06$  et  $0,48$ . Pour l'EPEA, les résultats montrent que l'indice d'asymétrie est compris entre  $-0,58$  et  $0,44$  et que l'indice d'aplatissement est compris entre  $-1,35$  et  $-0,23$ . Par ailleurs, le test de Mardia (1974) indique que l'hypothèse de normalité multivariée n'est pas respectée ni pour les items de l'EPP-R (coefficient de Mardia = 622,86,  $p < 0,001$ ) ni pour l'EPEA (coefficient de Mardia = 566,95,  $p < 0,001$ ).

### Structure Factorielle et consistance interne

**EPP-R.** Nous avons réalisé une analyse factorielle confirmatoire, à l'aide du logiciel LISREL 8.80 (Jöreskog & Sörbom, 2006), afin de tester le modèle à 3 facteurs (Écart, Standards élevés et Ordre) proposé dans la version originale de l'échelle. Étant donné l'absence de normalité rapportée précédemment, les méthodes d'estimation classiques peuvent être biaisées (Byrne, 2001). Par conséquent, nous avons utilisé la méthode d'estimation *unweighted least squares* (ULS) qui, à la différence de l'estimation du maximum de vraisemblance, ne repose pas sur l'hypothèse de normalité (Blunch, 2008). Comme le  $\chi^2$  n'est pas applicable avec la méthode ULS (Browne, 1982), l'adéquation du modèle a été testée en se référant aux indices suivants : la *goodness of fit index* (GFI), le *adjusted goodness of fit* (AGFI), le *parsimony goodness-of-fit index* (PGFI), et le *parsimony ratio* (PRATIO). Les critères pour une adéquation acceptable du modèle sont les suivantes : GFI et AGFI  $> 0,90$  (Cole, 1987), PGFI et PRATIO  $> 0,60$  (Blunch, 2008). Trois des 4 indices ont une valeur supérieure aux critères énoncés précédemment suggérant une adéquation acceptable du modèle (GFI = 0,91, AGFI = 0,89, PGFI = 0,75 et PRATIO = 0,82). La cohérence interne a été évaluée à l'aide du coefficient alpha de Cronbach. Ce coefficient est de 0,85 pour l'EPP-R, de 0,72 pour la sous-échelle Standards élevés, de 0,73 pour la sous-échelle Ordre et de 0,86 pour la sous-échelle Écart. Cependant, l'analyse factorielle montre que 3 items ont une saturation inférieure à 0,40 sur le facteur postulé (item 2 : Je suis une personne ordonnée, item 5 : Si tu n'exiges pas beaucoup de toi-même, tu ne réussiras jamais et item 18 : J'essaie de faire de mon mieux dans tout ce que je fais). L'adéquation du modèle est améliorée lorsque ces trois items sont enlevés (GFI = 0,94, AGFI = 0,92, PGFI = 0,76 et PRATIO = 0,81). La consistance interne de la sous-échelle Standard de laquelle ces items ont été supprimés reste inchangée (0,72) tandis que la consistance interne de l'EPP-R est légèrement améliorée (0,86). Cependant, nous avons pris la décision de

conserver, pour les analyses ultérieures, la version originale à 23 items. En effet, la version à 23 items présente une adéquation satisfaisante qui n'est que légèrement améliorée par la suppression des 3 items. De plus, afin de pouvoir comparer les scores entre les études déjà publiées utilisant l'APS-R et les futures études utilisant l'EPP-R, il est préférable de conserver la forme originale du questionnaire et ce d'autant plus que l'examen du contenu des 3 items identifiés ne suggère pas de problème de formulation ou de complexité qui pourrait expliquer leur faible saturation.

**EPEA.** Nous avons réalisé une analyse factorielle confirmatoire afin de tester la structure en 2 facteurs (POS et PPA) proposée par Flett et ses collaborateurs (2002), celles en trois facteurs (POS-efforts, POS-auto-critique et PPA) proposées respectivement par McCraery et ses collaborateurs (2004) et par O'Connor et ses collaborateurs (2009). Pour les mêmes raisons que celles évoquées pour l'EPP-R, la non-normalité des items de l'EPEA a nécessité l'utilisation de la méthode d'estimation ULS.

L'adéquation du modèle à deux facteurs est acceptable comme le suggèrent les valeurs des indices supérieures aux critères recommandés (GFI = 0,94, AGFI = 0,93, PGFI = 0,77 et PRATIO = 0,82). Le coefficient alpha de Cronbach est de 0,85 pour l'EPEA, de 0,77 pour l'EPEA-POS et de 0,85 pour l'EPEA-PPA. Les saturations sur les facteurs respectifs sont supérieures à 0,40 à l'exception de 4 items. Trois de ces items (3, 9 et 18) posaient également problème dans les études précédentes en raison de leur formulation négative (McCraery et al., 2004; O'Connor et al., 2009). O'Connor et ses collaborateurs (2010) soulignent que les items formulés négativement se révèlent souvent être de mauvais indicateurs de leur facteur cible. Par conséquent, comme ces auteurs le suggèrent, nous avons examiné à nouveau ce modèle en supprimant ces 3 items formulés négativement. Le quatrième item problématique (item 20) n'était pas repris dans la solution de McCraery et ses collaborateurs (2004) mais dans celle de O'Connor et ses collaborateurs (2009). De plus, ne disposant pas d'arguments conceptuels pour supprimer cet item, nous avons décidé de le conserver dans l'analyse. Le modèle à 2 facteurs basés sur 19 items présente une très bonne adéquation (GFI = 0,96, AGFI = 0,94, PGFI = 0,76 et PRATIO = 0,79) avec une saturation supérieure ou égale à 0,39 pour tous les items et des coefficients alpha de Cronbach acceptables : 0,86 pour l'EPEA (19 items), de 0,77 pour l'EPEA-POS (10 items) et de 0,86 pour l'EPEA-PPA (9 items).

Nous avons ensuite analysé le modèle en 3 facteurs de McCraery et ses collaborateurs (2004) qui présente également une bonne adéquation (GFI = 0,98, AGFI = 0,97, PGFI = 0,69 et PRATIO = 0,70) avec une saturation supérieure à 0,45 pour tous les items. Les coefficients alpha de Cronbach de l'EPEA (14 items,  $\alpha = 0,83$ ), de l'EPEA-POS-Efforts (4 items,  $\alpha = 0,71$ ) et de l'EPEA-PPA (8 items,  $\alpha = 0,71$ ) sont acceptables. Cependant, la consistance interne de l'EPEA-POS-auto-critique (2 items,  $\alpha = 0,43$ ) pose problème. Notons que les coefficients rapportés par McCraery et ses collaborateurs (2004) étaient également relativement faibles (0,58 pour l'EPEA-POS-Efforts, 0,66 pour l'EPEA-POS-auto-critique mais 0,85 pour l'EPEA-PPA).

Enfin, le modèle à 3 facteurs proposé par O'Connor et ses collaborateurs (2009) révèle également une bonne adéquation (GFI = 0,97, AGFI = 0,96, PGFI = 0,68 et PRATIO = 0,70) avec une saturation supérieure à 0,41 pour tous les items. Les coefficients alpha de Cronbach de l'EPEA (14 items,  $\alpha = 0,80$ ) et de l'EPEA-PPA (7 items,  $\alpha = 0,80$ ) sont acceptables alors qu'ils sont inférieurs au seuil recommandé (0,70 selon Nunnally, 1978) pour l'EPEA-POS-Efforts (3 items,  $\alpha = 0,65$ ) et l'EPEA-POS-auto-critique (4 items,  $\alpha = 0,56$ ). Ces coefficients sont inférieurs à ceux rapportés par O'Connor & ses collaborateurs (2010;  $\alpha > 0,71$  pour l'EPEA-Efforts;  $\alpha > 0,71$  pour l'EPEA-Auto-critique;  $\alpha > 0,83$  pour l'EPEA-PPA). À l'issue de ces analyses, nous avons conservé un modèle en 2 facteurs, basé sur les 19 items formulés positivement. En effet, il s'agit du modèle qui répond le plus adéquatement à l'ensemble des critères statistiques (adéquation de la structure factorielle et consistance interne des sous-échelles) et conceptuels (justification théorique des items supprimés). Dans les analyses ultérieures, le score à la sous-échelle POS a été obtenu en faisant la somme des scores aux items 1, 2, 4, 6, 7, 11, 14, 16, 20 et 22 tandis que le score à la sous-échelle PPA a été obtenu en faisant la somme des items 5, 8, 10, 12, 13, 15, 17, 19 et 21.

Les moyennes, écarts-types et coefficients de consistance interne de chacun des questionnaires de l'étude sont présentés dans le Tableau 1.

### Validité concordante

Afin d'explorer la validité concordante de l'EPP-R et de l'EPEA, un coefficient de corrélation a été calculé entre ces deux échelles. Les résultats révèlent une corrélation forte, positive et

Tableau 1  
Moyennes, écarts-types, consistance interne et inter-corrélations

	<i>M</i>	<i>ET</i>	$\alpha$	1	2	3	4	5	6	7
1. EPP-R	95,70	1,64	0,85	—						
2. Standards	31,16	0,63	0,72	0,71***	—					
3. Écarts	46,83	1,13	0,86	0,87***	0,38***	—				
4. Ordre	17,71	0,45	0,73	0,46***	0,24**	0,13	—			
5. EPPA	55,66	1,11	0,86	0,56***	0,44***	0,46**	0,26**	—		
6. POS	29,56	0,61	0,77	0,58***	0,57***	0,38***	0,35***	0,82***	—	
7. PPA	26,07	0,70	0,86	0,38***	0,20*	0,39***	0,11	0,87***	0,42***	—

*Note.* EPP-R, Échelle presque parfaite-révisée (score total), Écart, sous-échelle Écart de l'EPP-R, Standards, sous-échelle Standards élevés de l'EPP-R, sous-échelle Ordre de l'EPP-R. EPPA, Échelle de perfectionnisme pour enfant et adolescent, POS, sous-échelle Perfectionnisme orienté vers soi de l'EPPA, PPA, sous-échelle Perfectionnisme prescrit par autrui de l'EPPA.

\*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

significative entre les deux échelles,  $r = 0,56$ ,  $p < 0,001$ . Le Tableau 1 rapporte les corrélations entre les sous-échelles de ces deux questionnaires.

### Relation entre les scores de perfectionnisme, l'anxiété et la dépression

Des coefficients de corrélation ont été calculés entre les scores aux deux échelles et d'une part, le CDI (mesure de dépression) et, d'autre part, le RCMAS (mesure d'anxiété). Ces corrélations sont rapportées dans le Tableau 2. Les distributions des scores à ces deux derniers questionnaires n'étant pas normales, des coefficients  $r_s$  de Spearman ont été calculés. Ils indiquent une corrélation positive mais faible entre le score au CDI et le score à l'EPP-R,  $r_s = 0,29$ ,  $p < 0,01$ . Une corrélation forte et positive est observée entre le score au CDI et la sous-échelle Écart,  $r_s = 0,52$ ,  $p < 0,001$ . Une corrélation négative mais faible est observée entre le CDI et la sous-échelle Ordre,  $r_s = -0,24$ ,  $p < 0,05$ , tandis que la corrélation entre le score au CDI et la sous-échelle Standards élevés n'est pas significative,  $r_s = -0,01$ , *ns*. Par ailleurs, une corrélation moyenne positive est observée entre le RCMAS-Anxiété et le score total à l'EPP-R,  $r_s = 0,41$ ,  $p < 0,001$ . Le RCMAS-Anxiété corrèle également fortement et positivement avec le score de la sous-échelle Écart,  $r_s = 0,57$ ,  $p < 0,001$ . Les sous-échelles Ordre et Standards élevés ne corrélaient pas significativement avec le RCMAS-Anxiété, respectivement  $r_s = -0,07$ , *ns* et  $r_s = 0,09$ , *ns*.

En ce qui concerne l'EPEA, une corrélation positive mais faible est observée entre la sous-échelle PSP et la CDI,  $r_s = 0,25$ ,  $p < 0,01$ . Aucune corrélation significative n'est observée entre la CDI et le score total à l'EPEA et le score à la sous-échelle POS, respectivement  $r_s = 0,14$ , *ns* et  $r_s = -0,02$ , *ns*. Par ailleurs, des corrélations positives mais faibles sont observées entre le RCMAS-Anxiété et le score total à l'EPEA,  $r_s = 0,19$ ,  $p < 0,05$ , et le score de la sous-échelle PSP,  $r_s = 0,25$ ,  $p < 0,01$ . La

corrélations entre le score au RCMAS-Anxiété et la sous-échelle POS n'est pas significative,  $r_s = -0,09$ , *ns*.

### Effet du genre et du niveau scolaire<sup>1</sup>

Les scores totaux et les scores aux sous-échelles de l'EPP-R et de l'EPEA ont été comparés en fonction du sexe et du niveau scolaire au moyen d'une ANOVA avec le sexe (fille vs garçon) et le niveau scolaire (regroupée en 2 catégories pour avoir des effectifs suffisants : 6<sup>e</sup>-5<sup>e</sup> et 4<sup>e</sup>-3<sup>e</sup>) comme facteurs intersujets. Pour l'EPP-R, les résultats n'indiquent ni effet principal ni interaction des deux variables (tous les  $F_s(1, 129) < 2,04$  et tous les  $p_s > 0,15$ ). Il est à noter que la puissance pour ces analyses est faible, comprise entre 0,06 et 0,29. Les moyennes et écart-types pour l'EPP-R et ses sous-échelles sont présentés dans le Tableau 3 en fonction du sexe et du niveau scolaire.

Pour l'EPEA, les résultats indiquent un effet principal du sexe sur le score total,  $F(1, 136) = 9,54$ ,  $p < 0,005$ ,  $\eta^2 = 0,07$ , puissance observée = 0,87 et les scores aux sous-échelles POS,  $F(1, 136) = 5,45$ ,  $p < 0,05$ ,  $\eta^2 = 0,04$ , puissance observée = 0,64 et PPA,  $F(1, 136) = 8,22$ ,  $p < 0,001$ ,  $\eta^2 = 0,05$ , puissance observée = 0,81, les garçons ayant un score plus élevé que les filles. Les résultats indiquent également un effet principal du niveau scolaire sur le score à la sous-échelle POS,  $F(1, 136) = 9,35$ ,  $p < 0,005$ ,  $\eta^2 = 0,06$ , puissance observée = 0,86 : Les élèves de 6<sup>e</sup> et de 5<sup>e</sup> année ont un score plus élevé que les élèves de 4<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> année. Nous n'observons pas d'effet du niveau scolaire sur le score total à l'EPEA,  $F(1, 136) = 1,20$ , *ns*,  $\eta^2 = 0,01$ , puissance observée = 0,29, ni sur le score à la sous-échelle PPA,  $F(1, 136) = 0,15$ , *ns*,  $\eta^2 = 0,00$ , puissance observée = 0,07. L'interaction entre le niveau scolaire et le sexe est significative pour le score total,  $F(1, 136) = 4,82$ ,  $p < 0,05$ ,  $\eta^2 = 0,03$ , puissance observée = 0,59. Alors qu'il n'y a pas de différence en 6 et 5<sup>e</sup>,  $t(83) = 0,69$ , *ns*, les garçons ont un score total de perfectionnisme plus élevé que les filles en 4 et 3<sup>e</sup>me,  $t(53) = 3,06$ ,  $p < 0,005$ . Nous n'observons pas d'interaction entre le niveau scolaire et le genre sur le score à la sous-échelle POS,  $F(1, 136) = 3,25$ , *ns*,  $\eta^2 = 0,02$ , puissance observée = 0,43, ni sur le score à la sous-échelle PPA,  $F(1, 136) = 3,67$ , *ns*,  $\eta^2 = 0,03$ , puissance observée = 0,48. Les moyennes et écart-types pour l'EPEA et ses sous-échelles sont présentés dans le Tableau 4 en fonction du genre et du niveau scolaire.

Tableau 2

Corrélations entre les scores totaux et le score aux sous-échelles de l'EPP-R et l'EPEA et les questionnaires d'anxiété et de dépression

Variables	CDI	RCMAS
EPP-R	0,29**	0,41***
Standards	-0,01	0,09
Écarts	0,52**	0,57***
Ordre	-0,24*	-0,07
EPPA	0,14	0,19*
POS	-0,02	0,09
PSP	0,25**	0,25**
<i>M</i>	13,83	11,37
<i>É.-T.</i>	8,21	6,35
$\alpha$	0,86	0,88

Note. EPP-R, Échelle presque parfaite-révisée (score total), Écart, sous-échelle Écart de l'EPP-R, Standards, sous-échelle Standards élevés de l'EPP-R, sous-échelle Ordre de l'EPP-R, EPPA, Échelle de perfectionnisme pour enfant et adolescent, POS, sous-échelle Perfectionnisme orienté vers soi de l'EPPA, PSP, sous-échelle Perfectionnisme socialement prescrit de l'EPPA, CDI, Inventaire de dépression pour enfant, RCMAS, sous-échelle Anxiété de l'Échelle d'anxiété manifeste pour enfants-révisée.

\*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

### Discussion

Le but de la présente étude était de valider les versions traduites en français de l'EPEA et de l'EPP-R, dans une population d'adolescents, afin de mettre ces outils d'évaluation du perfectionnisme à disposition des chercheurs francophones. Dans l'ensemble, les propriétés psychométriques satisfaisantes mises en évidence dans les versions originales de l'EPP-R et de l'EPEA sont reproduites dans les versions françaises.

Premièrement, nous avons examiné la structure factorielle et la consistance interne des versions françaises de l'EPEA et de l'EPP-R et de leurs sous-échelles. Conformément aux résultats

<sup>1</sup> Par soucis de concision, seuls les résultats significatifs sont détaillés. L'ensemble des analyses peut être obtenu sur demande envoyée au premier auteur.

Tableau 3  
Moyennes (écarts-types) du score total et des sous-échelles de l'EPP-R en fonction du niveau scolaire et du sexe

	Garçons	Filles
EPP-R		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	98,64 (20,02)	94,62 (19,93)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	94,17 (14,20)	95,33 (21,16)
EPP-R-Standards élevés		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	32,86 (6,6)	30,25 (6,96)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	30,96 (6,50)	29,93 (8,92)
EPP-R-Ordre		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	17,62 (5,19)	17,42 (5,54)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	18,44 (4,89)	17,02 (5,52)
EPP-R-Ecart		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	48,16 (14,56)	46,95 (13,31)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	44,76 (9,05)	48,38 (14,02)

Note. EPP-R, Échelle presque parfaite-révisée (score total), Écart, sous-échelle Écart de l'EPP-R, Standards, sous-échelle Standards élevés de l'EPP-R, sous-échelle Ordre de l'EPP-R.

obtenus dans l'étude originale (Slaney et al., 2001), l'analyse factorielle confirmatoire de l'EPP-R suggère une bonne adéquation d'un modèle à trois facteurs : Écart, Standards élevés et Ordre. La consistance interne de chacune de ces sous-échelles est satisfaisante et comparable aux autres études réalisées sur une population d'adolescents. En effet, les coefficients alpha variaient, selon les études, de 0,77 à 0,82 pour la sous-échelle Standards élevés et de 0,85 à 0,87 pour la sous-échelle Écart (Gilman & Ashby, 2003a; Gilman & Ashby, 2003b; Nounopoulos, Ashby, & Gilman, 2006). Nous n'avons pas de données concernant la sous-échelle Ordre, qui n'était pas incluse dans les études précédentes réalisées auprès d'adolescents.

L'examen de la structure factorielle de l'EPEA a donné lieu à des résultats divergents dans la littérature. Par conséquent, nous avons mené des analyses factorielles confirmatoires sur plusieurs modèles : le modèle en 2 facteurs (POS et PPA) proposé par Flett et ses collaborateurs (2002) et ceux en trois facteurs (POS-efforts, POS-auto-critique et PPA) proposés respectivement par McCraery et ses collaborateurs (2004) et par O'Connor et ses collaborateurs (2009). Nos analyses nous ont conduit à choisir la solution en deux facteurs proposée dans la version originale de l'EPEA (Flett et al., 2002) de laquelle les items formulés négativement (items 3, 9 et 18) ont été supprimés. En effet, nous avons observé un problème de saturation avec ces items qui avait déjà été soulevé par McCraery et ses collaborateurs (2004) et O'Connor et ses collaborateurs (2009). Le modèle à deux facteurs présentait, d'une part, la meilleure adéquation aux données et d'autre part, les sous-échelles ainsi déterminées présentaient une consistance interne satisfaisante et comparable à celle obtenue dans d'autres études réalisées auprès d'adolescents. En effet, les coefficients alpha variaient, selon les études, de 0,75 à 0,89 pour le POS et de 0,82 à 0,88 pour le PPA (Castro et al., 2004; Hewitt, Newton, Flett, & Callander, 1997; Hewitt et al., 2002).

Nous avons ensuite examiné la validité concordante des deux échelles. Une telle analyse n'a jamais, à notre connaissance, été réalisée auprès d'un échantillon d'adolescents. Les deux échelles sont fortement corrélées et nous pouvons émettre l'hypothèse qu'elles mesurent un construit similaire. Les différences et simili-

tudes entre les échelles permettent d'expliquer, d'une part que cette dernière corrélation ne soit pas parfaite et d'autre part, les fortes corrélations entre certaines sous-échelles des questionnaires. En effet, l'EPEA distingue les dimensions de perfectionnisme en fonction de la source de la pression à atteindre la perfection (soi ou les autres). Cependant, dans la conceptualisation d'Hewitt et Flett (1991), ces deux dimensions incluent la notion de standards élevés, qu'ils soient fixés par autrui ou par soi-même, et la notion d'évaluation en fonction de ces standards. L'EPP-R distingue trois dimensions, dont deux sont centrales, les standards élevés qui sont considérés comme positifs et l'écart perçu entre les standards et la performance qui est considéré comme négatif (Slaney et al., 2001). Cette dernière sous-échelle étant proche de la notion d'évaluation présente chez Hewitt et Flett (2001), on pouvait s'attendre à une corrélation positive entre la sous-échelle Écart de l'EPP-R et les deux sous-échelles de l'EPEA, ce que nos résultats confirment. Par ailleurs, la sous-échelle Standards élevés étant censée refléter l'aspect positif de perfectionnisme, il n'est pas étonnant qu'elle ne corrèle que faiblement avec le PPA qui est une dimension maladaptative du perfectionnisme (pour une revue, voir Enns & Cox, 2002).

Enfin, le dernier objectif de la présente étude était d'examiner les relations entre ces deux échelles et les symptomatologies anxieuses et dépressives. Comme attendu, la dépression et l'anxiété sont corrélées positivement avec la sous-échelle Écart de l'EPP-R et la sous-échelle PPA de l'EPEA. Ce résultat met à nouveau en évidence l'association entre des dimensions maladaptatives du perfectionnisme et la symptomatologie dépressive (par ex., Castro et al., 2004; Hewitt et al., 2002) et anxieuse (Hewitt et al., 2002) chez l'enfant et l'adolescent. Par ailleurs, nous n'observons pas de corrélation entre les sous-échelles Standards élevés de l'EPP-R et POS de l'EPEA et les symptomatologies dépressives et anxieuses, ce qui suggère que ces dimensions de perfectionnisme seraient plutôt neutres par rapport à l'anxiété et la dépression. Bien que certaines études aient mis en évidence une relation entre POS et dépression (par ex., Castro et al., 2004; Hewitt et al., 2002) et anxiété (Hewitt et al., 2002) chez l'enfant et l'adolescent, ces corrélations ne sont pas retrouvées de manière consistante chez l'adulte (pour une revue relative à la dépression, voir Enns & Cox, 2002; pour une revue relative à l'anxiété, voir Frost & DiBartolo, 2002).

Tableau 4  
Moyennes (écarts-types) du score total et des sous-échelles de l'EPEA en fonction du niveau scolaire et du sexe

	Garçons	Filles
EPEA		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	57,76 (12,91)	55,79 (13,39)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	59,48 (12,73)	47,85 (11,05)
EPEA-POS		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	31,29 (6,27)	30,66 (7,32)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	29,79 (7,38)	24,84 (6,55)
EPEA-PPA		
6 <sup>e</sup> et 5 <sup>e</sup>	26,46 (8,65)	25,13 (8,24)
4 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup>	29,69 (7,31)	23,00 (7,63)

Note. EPPA, Échelle de perfectionnisme pour enfant et adolescent, POS, sous-échelle Perfectionnisme orienté vers soi de l'EPPA, PSP, sous-échelle Perfectionnisme socialement prescrit de l'EPPA.

Les rares études menées chez l'enfant et l'adolescent ont suggéré que le perfectionnisme, mesuré par les versions originales de l'EPEA et l'EPP-R, se développait précocement (Kenney-Benson & Pomerantz, 2005) et pourrait constituer un facteur de risque pour le développement de diverses psychopathologies (par ex., Accordino et al., 2000; Donaldson et al., 2000; Hewitt et al., 2002). La mise à disposition de ces échelles validées en langue française permettra aux chercheurs francophones de clarifier le rôle des différentes dimensions de perfectionnisme dans la vulnérabilité à l'anxiété et à la dépression chez l'enfant et l'adolescent notamment en menant des études longitudinales. Des études réalisées chez l'adulte ont mis en évidence certains processus (par ex., manque de soutien social, stratégies de régulation maladaptatives) qui semblent modérer ou médier les relations entre perfectionnisme et détresse psychologique (par ex., Rudolph, Flett, & Hewitt, 2007; Sherry, Law, Hewitt, Flett, & Besser, 2008). Des recherches doivent encore être réalisées pour examiner si ces processus jouent également un rôle chez l'enfant et l'adolescent.

Finalement, l'examen des différences de niveau scolaire et de genre ont amené à des conclusions différentes selon le questionnaire. Ces variables n'ont pas d'impact sur les scores à l'EPP-R. Par contre, les garçons présentent des scores de POS et de PPA plus élevés que les filles. Ces résultats se distinguent de ceux d'Hewitt et ses collaborateurs (1997; 2002) qui n'ont pas mis de différence en évidence en termes de genre. En ce qui concerne le score total à l'EPEA, cette différence entre filles et garçons n'est présente que pour les élèves en début d'études secondaires (6<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup>). De plus, les élèves de 6<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> présentent un score de POS plus élevé que les élèves de 4<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> alors. On peut faire l'hypothèse que l'entrée en secondaire s'accompagne de nouveaux défis qui amèneraient l'adolescent à se fixer des exigences élevées. Celles-ci pourraient ensuite s'ajuster au fil du parcours scolaire. Toutefois, ces résultats intrigants doivent être interprétés avec prudence en raison de la faiblesse des effectifs et par conséquent de la puissance des analyses.

Si la présente étude constitue une première étape dans la validation de ces deux questionnaires, d'autres études devront être effectuées afin de généraliser les présents résultats à des enfants plus jeunes. De plus, il serait également utile d'évaluer la stabilité test-re-test de ces échelles et mener des études longitudinales visant à évaluer la consistance du construit de perfectionnisme à travers l'âge<sup>2</sup> (Roberts & DelVecchio, 2000). Les effets respectifs et interactifs du genre et de l'âge gagneraient également à être étudiés dans un échantillon plus large afin de déterminer la nécessité de réaliser des normes en fonction de ces variables. De même des analyses multigroupes, que la taille du présent échantillon n'a pas permises, permettraient de s'assurer de la stabilité factorielle des deux questionnaires à travers le genre et les groupes d'âge. Enfin, il serait nécessaire d'étudier la validité différentielle de ces deux questionnaires en comparant les scores d'enfants et d'adolescents présentant des troubles cliniques.

### Conclusions

En conclusion, les résultats de la présente étude suggèrent que l'EPEA et l'EPP-R ont des qualités psychométriques satisfaisantes et comparables à celles des versions originales. Elles peuvent donc être utilisées pour mesurer l'importance de diverses dimensions du perfectionnisme (inter- vs intrapersonnelles; adaptative vs maladap-

tative) dans une population subclinique. Des recherches supplémentaires sont néanmoins nécessaires avant de pouvoir recommander avec certitude leur utilisation dans des populations cliniques.

<sup>2</sup> Les auteurs remercient l'expert anonyme qui a fait cette suggestion.

### Abstract

The Almost Perfect Scale—Revised (APS-R; Slaney, Rice, Mobley, Trippi, & Ashby, 2001) and the Child-Adolescent Perfectionism Scale (CAPS; Flett, Hewitt, Boucher, Davidson, & Munro, 2000) are two multidimensional scales assessing perfectionism. They were validated in children and adolescents samples. In order to meet the needs of French-speaking researchers, the present study exposes the validation study of their French versions. The sample consisted in 145 participants (72 girls) aged from 10 to 17 years. Results reveal a satisfactory internal consistency for both questionnaires. Further, medium to high correlations between overall scores and several subscores of both questionnaires show that they measure common dimensions of perfectionism. In addition, correlations between both scales and anxiety and depression show that only maladaptive perfectionism subscales are positively related to those symptoms. Finally, the results suggest taking into account school level and gender in the comparisons of the scores from the French version of the CAPS.

**Keywords:** perfectionism, child, adolescent, questionnaire validation

### Références

- Accordino, D. B., Accordino, M. P., & Slaney, R. B. (2000). An investigation of perfectionism, mental health, achievement, and achievement motivation in adolescents. *Psychology in the School, 37*, 535–545.
- Blunch, N. J. (2008). *Introduction to structural equation modeling using SPSS and AMOS*. London : Sage Publications.
- Browne, M. W. (1982). Covariance structures. Dans D. M. Hawkins (éd.), *Topics in Multivariate Analysis* (pp. 72–141). Cambridge : Cambridge University Press.
- Byrne, M. B. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing, 1*, 55–86.
- Castro, J., Gila, A., Gual, P., Lahortiga, F., Saura, B., & Toro, J. (2004). Perfectionism dimensions in children and adolescents with anorexia nervosa. *Journal of Adolescent Health, 35*, 392–398.
- Cole, D. A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 55*, 584–594.
- Donaldson, D., Spirito, A., & Farnett, E. (2000). The role of perfectionism and depressive cognitions in understanding the hopelessness experienced by adolescent suicide attempters. *Child Psychiatry and Human Development, 31*, 99–111.
- Enns, M. W., & Cox, B. J. (2002). The nature and assessment of perfectionism: A critical analysis. Dans G. L. Flett & P. L. Hewitt (éds.), *Perfectionism. Theory, research, and treatment* (pp. 33–62). Washington, DC : American Psychological Association.
- Flett, G., Hewitt, P. L., Boucher, D. J., Davidson, L. A., & Munro, Y. (2000). *The Child-Adolescent Perfectionism Scale: Development, Validation, and Association with Adjustment*. Manuscrit inédit.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2002). Perfectionism and maladjustment: An

- overview of theoretical, definitional, and treatment issues. Dans G. L. Flett & P. L. Hewitt (éds.), *Perfectionism. Theory, research, and treatment*. (pp. 1–31). Washington, DC : American Psychological Association.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2006). Positive versus negative perfectionism in psychopathology: A comment on Slade and Owens's dual process model. *Behavior Modification*, *30*, 472–495.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Davidson, L. A. (1990). *Perfectionism and perceived competence in children*. Article présenté au congrès annuel de la Société canadienne de psychologie, le 1<sup>er</sup> juin, 1990, Ottawa, Canada.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Oliver, J. M., & Macdonald, S. (2002). Perfectionism in children and their parents: A developmental analysis. Dans G. L. Flett & P. L. Hewitt (éds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp. 89–132). Washington, DC : American Psychological Association.
- Frost, R. O., & Di Bartolo, P. (2002). Perfectionism, anxiety, and obsessive-compulsive disorder. Dans G. L. Flett & P. L. Hewitt (éds.), *Perfectionism. Theory, research, and treatment* (pp. 341–371). Washington, DC : American Psychological Association.
- Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and Individual Differences*, *14*, 119–126.
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, *14*, 449–468.
- Gilman, R., & Ashby, J. S. (2003a). A first study of perfectionism and multidimensional life satisfaction among adolescents. *The Journal of Early Adolescence*, *23*, 218–235.
- Gilman, R., & Ashby, J. S. (2003b). Multidimensional perfectionism in a sample of middle school students: An exploratory investigation. *Psychology in the Schools*, *40*, 677–689.
- Hamacheck, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology*, *15*, 27–33.
- Hewitt, P. L., Caelian, C. F., Flett, G. L., Sherry, S. B., Collins, L., & Flynn, C. A. (2002). Perfectionism in children: Associations with depression, anxiety and anger. *Personality and Individual Differences*, *32*, 1049–1061.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, *60*, 456–470.
- Hewitt, P. L., Newton, J., Flett, G. L., & Callander, L. (1997). Perfectionism and suicide ideation in adolescent psychiatric patients. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *25*, 95–101.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). LISREL 8.8 for Windows [Computer software]. Lincolnwood, IL : Scientific Software International, Inc.
- Kenney-Benson, G. A., & Pomerantz, E. M. (2005). The role of mother's use of control in children's perfectionism: Implications for the development of children's depressive symptoms. *Journal of Personality*, *73*, 23–46.
- Kirsh, G., Mc Vey, G., Tweed, S., & Katzman, D. K. (2007). Psychosocial profiles of young adolescent females seeking treatment for eating disorders. *Journal of Adolescent Health*, *40*, 351–356.
- Kovacs, M. (1983). *The Children's Depression Inventory: A self-rated depression scale for school-aged youngsters*. Unpublished manuscript, University of Pittsburgh, Pittsburgh, PA.
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya B*, *36*, 115–128.
- McCreary, B. T., Joiner, T. E., Schmidt, N. B., & Ialongo, N. S. (2004). The structure and correlates of perfectionism in African American children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, *33*, 313–324.
- Nounopoulos, A., Ashby, J. S., & Gilman, R. (2006). Coping resources, perfectionism, and academic performance among adolescents. *Psychology in the Schools*, *43*, 613–622.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). New York : McGraw-Hill.
- O'Connor, R. C., Dixon, D., & Rasmussen, S. (2009). The structure and temporal stability of the Child and Adolescent Perfectionism Scale. *Psychological Assessment*, *21*, 437–443.
- Reynolds, C. R., & Richmond, B. O. (1979). What I think and feel: A revised measure of Children's Manifest Anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *25*, 15–20.
- Roberts, B. W., & Delvecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, *126*, 3–25.
- Rudolph, S. G., Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2007). Perfectionism and deficits in cognitive emotion regulation. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, *25*, 343–357.
- Saint-Laurent, L. (1990). Étude psychométrique de l'Inventaire de dépression pour enfants de Kovacs auprès d'un échantillon francophone. *Revue canadienne des Sciences du comportement*, *22*, 377–384.
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (2002). Clinical perfectionism: A cognitive-behavioral analysis. *Behaviour Research and Therapy*, *40*, 773–791.
- Sherry, S. B., Law, A., Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Besser, A. (2008). Social support as a mediator of the relationship between perfectionism and depression: A preliminary test of the Social Disconnection Model. *Personality and Individual Differences*, *45*, 339–344.
- Slade, P. D., & Owens, R. G. (1998). A dual process model of perfectionism based on reinforcement theory. *Behavior Modification*, *22*, 372–390.
- Slaney, R. B., Rice, K. G., Mobley, M., Trippi, J., & Ashby, J. S. (2001). The Almost Perfect Scale Revised. *Measurement and Evaluation in Counselling and Development*, *34*, 130–145.
- Stoerber, J., & Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, *10*, 295–319.
- Stumpf, H., & Parker, W. D. (2000). A hierarchical structural analysis of perfectionism and its relation to other personality characteristics. *Personality and Individual Differences*, *28*, 837–852.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston : Pearson.
- Terry-Short, L. A., Owens, R. G., Slade, P. D., & Dewey, M. E. (1995). Positive and negative perfectionism. *Personality and Individual Differences*, *18*, 663–668.
- Turgeon, L., & Chartrand, E. (2003). Reliability and validity of the Revised Children's Manifest Anxiety Scale in a French-Canadian sample. *Psychological Assessment*, *115*, 378–383.

Reçu le 23 avril 2009

Révision reçue le 27 octobre 2010

Accepté le 1 novembre 2010 ■