

Manuscript Number: JTCC-D-18-00009R3

Title: Validation de la version française d'une échelle évaluant les pratiques disciplinaires de parents d'enfants d'âge scolaire Validation of a french version of a scale for assessing the discipline practices of parents of elementary school-aged children

Article Type: Article original

Keywords: Pratiques parentales; évaluation; comportement; enfant; validation; analyses confirmatoires; Questionnaire Points-forts Points faibles

Corresponding Author: Dr. Fabrice Brodard,

Corresponding Author's Institution:

First Author: Fabrice Brodard

Order of Authors: Fabrice Brodard; Nahema El Ghaziri; Kossi B Kounou; Gregory Zecca

Abstract: Cette étude investigate la validité de la version française de l'Échelle des pratiques parentales de Arnold et al. (1993). La version originale de cette échelle a montré son utilité pour identifier les parents dont les stratégies de discipline sont contreproductives et notamment pour quantifier les effets de certaines interventions comportementales. Nous avons testé les différentes structures factorielles proposées dans la littérature avec des analyses factorielles confirmatoires, sur un échantillon de 801 parents d'enfants d'âge scolaire (4 à 13 ans). Les résultats indiquent que le modèle à deux facteurs proposé par Irvine et al. (1999) est le meilleur pour notre échantillon. La structure est invariante selon le sexe du parent et de l'enfant, tout comme selon l'âge de l'enfant. Les indices de consistance interne des deux facteurs laxisme et réactivité excessive sont satisfaisants. Nous avons pu proposer des valeurs de référence pour les mères et les pères, ainsi qu'en fonction de l'âge des enfants, qui seront utiles au clinicien pour évaluer les pratiques de parents consultants. Des liens entre les facteurs et les difficultés de l'enfant évaluées avec le Questionnaire Points forts - Points faibles (SDQ) ont aussi été mis en évidence, les corrélations les plus élevées étant celles impliquant la réactivité excessive.

Validation de la version française d'une échelle évaluant les pratiques disciplinaires de
parents d'enfants d'âge scolaire

Validation of a french version of a scale for assessing the discipline practices of
parents of elementary school-aged children

Fabrice Brodard¹, Nahema El Ghaziri¹, Kossi B. Kounou^{1,2}, Gregory Zecca

¹ Centre de recherche sur la famille et le développement (FADO), Université de Lausanne,
Quartier de Mouline-Geopolis, 1015 Lausanne, Suisse

² Institut National des Sciences de l'Éducation (INSE), Université de Lomé, 01 BP : 1515
Lomé - Togo

Note de l'auteur:

La correspondance concernant ce manuscrit doit être adressée à Fabrice Brodard,
Université de Lausanne, Institut de Psychologie, Quartier UNIL - Mouline, 1015 Lausanne.

E-mail: fabrice.brodard@unil.ch

Tél: +41 21 692 32 78

Fax: +41 21 692 32 65

Conflit d'intérêt : aucun.

Nombre de mots : 3674

Titre court : Validation de la version française de l'échelle des pratiques parentales

Article soumis au Journal de Thérapie Comportementale et Cognitive

REVISION SOUMISE LE 25.06.2018

Validation de la version française d'une échelle évaluant les pratiques disciplinaires de parents d'enfants d'âge scolaire

Validation of a french version of a scale for assessing the discipline practices of parents of elementary school-aged children

Résumé

Cette étude investigate la validité de la version française de l'Échelle des pratiques parentales de Arnold et al. (1993). La version originale de cette échelle a montré son utilité pour identifier les parents dont les stratégies de discipline sont contreproductives et notamment pour quantifier les effets de certaines interventions comportementales. Nous avons testé les différentes structures factorielles proposées dans la littérature avec des analyses factorielles confirmatoires, sur un échantillon de 801 parents d'enfants d'âge scolaire (4 à 13 ans). Les résultats indiquent que le modèle à deux facteurs proposé par Irvine et al. (1999) est le meilleur pour notre échantillon. La structure est invariante selon le sexe du parent et de l'enfant, tout comme selon l'âge de l'enfant. Les indices de consistance interne des deux facteurs *laxisme* et *réactivité excessive* sont satisfaisants. Nous avons pu proposer des valeurs de référence pour les mères et les pères, ainsi qu'en fonction de l'âge des enfants, qui seront utiles au clinicien pour évaluer les pratiques de parents consultants. Des liens entre les facteurs et les difficultés de l'enfant évaluées avec le *Questionnaire Points forts – Points faibles (SDQ)* ont aussi été mis en évidence, les corrélations les plus élevées étant celles impliquant la *réactivité excessive*.

Mots-clefs : Pratiques parentales ; évaluation ; comportement ; enfant ; validation ; analyses confirmatoires ; Questionnaire Points-forts Points faibles

Abstract

Several decades of research have emphasized the importance of parenting in the development of behavioral problems in children. Prevention and intervention for these difficulties require the assessment of parental practices with reliable measures. This study investigated the psychometric properties of the French version of the Parenting Scale (PS; Arnold et al. 1993). The original version of this scale has shown its usefulness by allowing the identification of the parents whose strategies of discipline are counterproductive, and by quantifying the effects of certain parenting programs.

The study included 464 mothers and 347 fathers of elementary school-aged children (between the age of 4 and 13) from Switzerland and Belgium. Parents completed the PS and a measure of child behavior, the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ; Goodman, 1997). Eight different factorial structures were identified in the literature and tested with Confirmatory Factor Analyses (CFA). The results indicate that the two-factor model - *laxness* and *over-reactivity* - proposed by Irvine et al. (1999,) best fitted the data. Indeed, it led to the lowest values of RMSEA and SRMR (1999). Furthermore the TLI and CFI indices were greater than .90, supporting a satisfactory fit of the data. Results from multi-group CFA analyses indicated that this factor structure did not vary across child sex and age, or parental sex. In this French version, *laxness* and *over-reactivity* had good internal consistency when analyzing either the total sample, or when separating the data according to the sex of the parents or the child's age group.

It was possible to propose normative values of *laxness* and *over-reactivity* for mothers and fathers, as well as according to the age of the child, which will be useful for clinicians assessing parenting discipline practices of their clients.

The results indicated that mothers rated themselves as more over-reactive than fathers ($t(809) = 2.89, p < .01, d = .21$), but the effect size was small. The difference was non-significant for *laxness*. The sex and age of the child, as well as the parents' age did not affect *over-reactivity* and *laxness*. However, a weak link was found between education level and *over-reactivity*, but only for fathers ($r = .19, p < .01$).

The association between the two factors and the child's adjustment were also evaluated. The highest correlation appeared to be between *over-reactivity* and the Total Score on the SDQ ($r_s = .28, p < .001$). Correlations between *over-reactivity* and externalized problems (behavior and hyperactivity) were higher than those obtained with internalized problems. As for *laxness*, the correlations were lower: the highest one was with behavioral disorders ($r_s = .15, p < .001$). Over the entire sample ($R^2 = .09, \beta = .27, p < .001$) and in fathers ($R^2 = .10, \beta = .32, p < .001$), *over-reactivity* was the best predictor of the child's difficulties regardless of the sex of the child. In mothers, both factors predicted the child's difficulties ($R^2 = .08, p < .001$), with *over-reactivity* explaining more the variance of total SDQ ($\beta = .22, p < .001$) than *laxness* ($\beta = .14, p < .05$). *Over-reactivity* appears to correspond to the construct of "coercive discipline" theorized and intensively studied by Patterson and colleagues (1982), which represents parents' tendencies to criticize their child and to engage in severe disciplinary interactions. In summary, the Parenting Scale provides a quick and inexpensive measure of dysfunctional discipline practices. In contrast to more comprehensive measures of parental attitudes and beliefs, the PS items are specific enough to target concrete behaviors regarding parenting interventions. The PS can, therefore, be particularly useful in planning cognitive and behavioral therapy, as well as in evaluating the effects of treatment.

Keywords : Parenting scale ; behaviour ; child ; assessment ; validation ; discipline ; confirmatory analysis ; SDQ

Conflit d'intérêt : aucun.

Le lien entre les pratiques parentales (« parenting » dans la littérature anglophone) et le développement de l'enfant est bien établi. De nombreuses recherches ont montré une association entre des pratiques parentales inefficaces et des comportements perturbateurs chez l'enfant et l'adolescent, notamment les travaux fondateurs de Patterson et ses collègues aux États-Unis (p.ex., [1,2]), et ceux de Tremblay au Canada [3]. Ainsi des programmes de soutien à la parentalité, ou de pratiques parentales positives, ont été développés dans le but de promouvoir des pratiques plus favorables au développement sain de l'enfant. Parmi ces programmes, les plus évalués et efficaces se basent sur les théories de l'apprentissage social [4] et sur les modèles cognitifs et comportementaux, comme le système Triple P [5,6]. Afin d'évaluer l'efficacité de ces programmes, ou pour identifier les familles susceptibles de bénéficier de telles interventions, différentes méthodes d'évaluation des pratiques parentales ont été proposées. Plusieurs tâches d'observation ont été développées et utilisées dans la recherche [7–9]. Cependant, les procédures d'observation exigent que les codeurs soient bien formés pour être fiables, et prennent beaucoup de temps. Elles sont ainsi peu utilisables dans les recherches effectuées sur des grands échantillons, ainsi que dans la clinique. Des mesures auto-reportées ont donc été proposées pour mesurer d'abord les attitudes et croyances des parents concernant leur rôle de parent, puis leurs pratiques parentales. L'une des échelles les plus utilisées dans la littérature scientifique est la *Parenting Scale (PS)* d'Arnold [10]. En français, d'autres échelles ont été proposées au Québec [11] et en Belgique [12], mais à notre connaissance l'échelle *PS* n'a jamais été validée dans cette langue.

L'échelle des pratiques parentales d'Arnold

Arnold et ses collègues [10] ont commencé par identifier dans la littérature les « erreurs » de discipline parentale qui étaient liées théoriquement à des problèmes externalisés chez l'enfant [1,13]. Ils en ont construit une échelle, la *Parenting Scale (PS)*, dans lequel ils

proposent des situations hypothétiques. La réponse la plus adaptée à ces situations n'est pas évidente, diminuant ainsi le biais de désirabilité sociale dans les réponses des parents (figure 1). Le but est d'évaluer la probabilité avec laquelle un parent utilise certaines stratégies disciplinaires face à un scénario, ce qui démarque l'instrument des questionnaires précédents visant plutôt les croyances parentales et les attitudes générales en matière de discipline. Ceci permet une meilleure utilité clinique de l'échelle, car le thérapeute peut avoir accès aux pratiques privilégiées par le parent en fonction de comportements particuliers présentés par l'enfant.

Ce questionnaire a été rempli par un échantillon de 168 mères d'enfants d'âge préscolaire, dont 65 consultaient pour des difficultés importantes avec leur enfant [10]. Les réponses ont ensuite permis d'extraire trois facteurs qu'ils ont appelé *laxisme*, *réactivité excessive* et *verbo­sité*. Les trois facteurs ont obtenu une bonne consistance interne (α de .63 à .84) et corrélaient significativement avec des mesures observationnelles de la discipline parentale. Les auteurs relevaient des similarités entre le contenu de la *PS* et la théorie dominante de Baumrind [13] sur les styles parentaux, dont sont issus les styles démocratique, permissif, autoritaire et désengagé. Le *laxisme* caractérise des parents qui peinent à mettre des limites claires, cèdent à un comportement problématique et ou le renforcent par des conséquences positives. Ce style correspond à la description des parents permissifs de Baumrind, qui ont tendance à éviter l'exercice du contrôle. Le facteur *réactivité excessive* s'apparente à la description du style autoritaire (authoritarian). Dans ce cas, les parents répondent au comportement de l'enfant par de la colère, de la malveillance, de l'irritation ou de la frustration et sont susceptibles d'affirmer leur pouvoir par des menaces et des châ­timents corporels. La *verbo­sité* fait référence à la tendance à donner de longues réprimandes verbales, plutôt qu'à prendre des mesures disciplinaires claires.

Depuis cette étude initiale, de nombreuses recherches ont étudié la structure factorielle de la version anglaise de la PS sur différents échantillons constitués essentiellement de mères et les résultats divergent. Les premières études ont tenté de répliquer la structure initiale à trois facteurs avec une analyse factorielle confirmatoire. La solution n'étant pas satisfaisante, différents auteurs ont alors conduit une analyse factorielle exploratoire et abouti à une solution à deux facteurs, très proches des facteurs originaux *laxisme* et *réactivité excessive* [14–16]. D'autres auteurs sont également arrivés à une solution à deux facteurs sur un échantillon constitué de parents afro-américains [17,18], le nombre d'items retenus pour les deux facteurs *laxisme* et *réactivité excessive* variant d'une étude à l'autre. D'autres encore identifient trois facteurs [19,20], le troisième étant appelé *hostilité* et comprenant des items relatifs à l'usage de violence physique ou verbale. Les études les plus récentes sur la version originale [17,19,21] ont comparé avec des analyses factorielles confirmatoires ces différents modèles proposés. Ces études proposent de retenir les deux facteurs *laxisme* et *réactivité excessive*, composés de cinq items par facteur dans le modèle de Reitman et al. [16], ou de six items dans le modèle d'Irvine et al. [14]

Hormis cette instabilité de sa structure factorielle, la version originale de l'échelle a montré de bonnes qualités psychométriques et cliniques. La consistance interne des deux facteurs *laxisme* et *réactivité excessive* varie de .56 à .79 selon les études, et ces facteurs ont une fidélité test-retest élevée de respectivement .80 et .91 à deux semaines d'intervalle [21] et de .68 et .65 à trois ans d'intervalle [15]. L'échelle s'est avérée très utile, rapide et peu coûteuse pour identifier les parents dont les stratégies de discipline sont contreproductives, pour quantifier les effets de certaines stratégies d'intervention, et dans les recherches qui s'intéressent aux relations entre les pratiques parentales et les conséquences sur l'enfant [22]. La capacité de la PS à discriminer entre des familles consultantes pour des difficultés de comportement de l'enfant et celles issues d'un échantillon communautaire a aussi été mise en

évidence [23]. D'autres ont démontré la sensibilité de l'échelle aux difficultés dans le parentage, indépendamment de l'âge de l'enfant [24], et avec des familles de différents niveaux socio-économiques et cultures [16,18]. Les scores de l'échelle corrèlent significativement avec les problèmes de comportements de l'enfant, avec l'implication des pères et le stress des parents, ainsi qu'avec l'évaluation des comportements parentaux durant des interactions parents-enfant [10,14,16,25].

Objectifs de l'étude

Le but de cette étude est de valider la version française de la *PS* en évaluant la structure factorielle et la consistance interne de l'échelle selon les différents modèles présents dans la littérature sur la version originale [14–16,19,20,24,26]. En effet, lorsqu'un instrument est traduit, il est important de vérifier la stabilité de sa structure factorielle [27]. Ceci nous apporte l'assurance que les échelles ont la même signification après un processus de traduction. La plupart des recherches sur la *PS* ayant été effectuées sur des échantillons de mères uniquement, il sera aussi intéressant d'analyser si la structure factorielle présente des différences significatives entre mère et père, mais aussi selon le sexe ou l'âge des enfants.

La validité concurrente de l'échelle sera aussi examinée avec une mesure des problèmes de l'enfant reportés par les parents. Les recherches précédentes ont révélé que les pratiques laxistes et excessives corrélaient plus fortement avec les problèmes externalisés de l'enfant, plutôt qu'avec les problèmes internalisés tels que les symptômes émotionnels. Finalement, les liens entre variables démographiques (p.ex. âge, sexe, niveau d'éducation des parents) et les scores sur les facteurs de la *PS* seront aussi analysés.

Méthode

Participants

Au total 464 mères et 347 pères de Suisse et de Belgique ont complété les questionnaires en faisant référence à l'un de leurs enfants âgé entre 4 et 12 ans. Les enfants de ces familles sont âgés entre 4;2 et 13;3 ans ($M = 9$ ans, 1 mois, $ET = 2.4$), et sont représentés par 51.73% de filles. Pour nos analyses, nous avons constitué deux groupes en fonction de l'âge des enfants, soit un groupe avec les enfants de 4 à 8 ans (groupe des « petits ») et un groupe avec les 9 à 13 ans (groupe des « grands »).

L'échantillon est majoritairement suisse à 81.5% et le nombre moyen d'enfants par famille est de 1.57 ($ET = 0.76$). L'échantillon comprend 82.6% de familles intactes avec deux parents, 10.8% de familles monoparentales et 5.8% de familles recomposées. Les informations obtenues par rapport à la profession des parents indiquent que 75.6% des mères et 99.1% des pères sont des professionnels actifs. Selon la Classification Internationale des Types de Professions (CITP-08), notre échantillon compte 22% d'ouvriers et employés non qualifiés (catégorie 7) et 20% d'artisans et ouvriers (catégorie 6) ce qui est supérieur à la moyenne Suisse [28]. En revanche les employés de type administratifs, les professions intellectuelles et scientifiques et les dirigeants sont sous-représentés dans notre échantillon.

Mesures

L'*Échelle des Pratiques Parentales* (PS; [10]) est une mesure auto-reportée des comportements disciplinaires des parents (figure 1). Elle est composée de 30 items contenant deux réponses comportementales opposées pour faire face à une difficulté de comportement de l'enfant, et que le parent doit évaluer sur une échelle de Likert à 7 niveaux. Il est demandé au parent d'identifier à quel endroit de l'échelle il se situe en moyenne durant les deux derniers mois. Un score élevé indique un style disciplinaire plus problématique. La version

française a été traduite par un service bilingue du gouvernement manitobain (Canada) spécialisé dans le soutien aux familles (Healthy Child Manitoba), et rétrotraduit par une autre personne de ce service. Les auteurs de cet article et le service de traduction ont discuté des divergences entre la version originale et la rétrotraduction jusqu'à ce qu'un consensus soit atteint.

Le *Questionnaire Points forts - Points faibles (SDQ)* [29] est un questionnaire de dépistage mesurant la perception des parents des comportements prosociaux et problématiques de leur enfant. Il comprend 25 items évalués sur une échelle à trois niveaux allant de 0 (pas vrai) à 2 (très vrai). Les items se répartissent dans cinq sous-échelles composées de cinq items chacune : les problèmes émotionnels, de conduites, d'hyperactivité/inattention, de relations avec les pairs et le comportement prosocial. Un score total de difficultés (situé entre 0 et 40) peut être obtenu en additionnant les quatre échelles de problèmes. La version française a démontré une consistance interne assez faible des échelles (coefficients α de Cronbach allant de .46 pour les relations avec les pairs à .74 pour l'hyperactivité) [30]. Dans la présente étude, la consistance interne est acceptable, les indices variant de .58 à .76 (.78 pour le score total).

Procédure

Les participants ont été principalement recrutés en passant par les écoles, avec la collaboration du personnel scolaire (p.ex., enseignants, doyens, ...). Cinq écoles, toutes publiques et réparties dans différentes régions géographiques (urbaines et rurales) nous ont donné accès aux parents. Ceux-ci recevaient via leur enfant un courrier décrivant le but de l'étude et l'engagement demandé, un questionnaire sociodémographique, et l'échelle des pratiques parentales. Un sous-échantillon a également reçu le questionnaire *SDQ* ($N=610$). En

cas d'intérêt, ils devaient nous retourner les questionnaires remplis dans les deux semaines par l'intermédiaire de leur enfant ou directement à notre adresse. Les participants n'ont reçu aucune compensation pour leur participation à cette recherche qui correspond aux règles éthiques de la Société Suisse de Psychologie. Les analyses statistiques ont été effectuées avec le logiciel SPSS 24.0® et les analyses confirmatoires avec le logiciel R 3.3.2, notamment le package lavaan [31].

Résultats

Analyses de la structure factorielle de l'échelle

Dans un premier temps, nous avons mené des analyses factorielles confirmatoires pour évaluer l'adéquation de nos données avec les modèles présentés dans la littérature sur la version originale. Suivant les recommandations en vigueur [32] et pour permettre une comparaison avec les modèles précédemment testés dans la littérature [21], les indices d'adéquation suivants ont été utilisés : le TLI (Tucker Lewis Index ; [33], le CFI (Indice d'ajustement comparatif ; [34]), le RMSEA (racine de l'erreur quadratique d'approximation) et le SRMR (moyenne standardisée de la valeur résiduelle). Ces indices comportent l'avantage d'être peu affectés par la taille de l'échantillon. Comme les différents modèles testés n'étaient pas imbriqués (chaque modèle n'incluant pas la totalité des items de l'échelle), il n'a pas été possible de déterminer l'ajustement relatif des modèles en examinant les différences de khi-carré et des degrés de liberté.

Pour chaque analyse confirmatoire, les deux facteurs ont été autorisés à covarier. Les résultats pour les différents modèles testés sur l'ensemble de notre échantillon sont présentés dans le tableau 1. Seul le modèle proposé par Irvine et al. [14] obtient des indices d'adéquation satisfaisants. Les valeurs RMSEA et SRMR inférieures aux autres modèles

indiquent que ce modèle représente mieux les données que les autres modèles testés [35]. Les indices TLI et CFI sont supérieurs à .90 pour ce modèle, ce qui est révélateur d'un ajustement satisfaisant des données [14].

Mettre ici Tableau 1

Le modèle proposé par Irvine et al. est aussi le plus adéquat pour les mères (RMSEA=.051; TLI=.89; CFI=.92) et pour les pères (RMSEA=.055; TLI=.89; CFI=.91). Les poids factoriels standardisés de chacun des items de ce modèle sont présentés dans le tableau 2. Les valeurs sont toutes supérieures à .40, que ce soit sur l'ensemble de l'échantillon ou sur le modèle testé sur les mères ou les pères indépendamment.

Mettre ici Tableau 2

Nous avons testé l'invariance (configurationnelle, métrique, et scalaire) du modèle de Irvine et al. en fonction du sexe des parents et de l'enfant, ainsi que de l'âge des enfants [36]. Les modèles apparaissent comme équivalents, les changements des RMSEA étant inférieurs à .015 et des CFI inférieurs à .01 [37]. En d'autres termes, la même structure de facteurs et d'items s'applique aux pères comme aux mères, aux garçons et aux filles, ainsi qu'aux enfants du groupe « petit » ou « grand ». En revanche, les poids factoriels varient selon le sexe du parent et l'âge des enfants, ce qui indique que l'invariance métrique n'est pas assurée dans ces cas.

Analyses descriptives

Le facteur *laxisme* comprend six items qui font référence à une discipline permissive. La consistance interne du facteur est satisfaisante que ce soit pour l'échantillon total, ou que l'on effectue l'analyse en séparant les données selon le sexe du parent et le groupe d'âge de

l'enfant (voir tableau 3). L'analyse de la normalité avec le diagramme Q-Q montre des données s'éloignant de la droite pour ce facteur, ayant pour conséquence le choix de tests non-paramétriques pour nos analyses inférentielles. Le facteur *réactivité excessive* est formé de six items qui montrent des réactions colériques ou irritables du parent. Les valeurs alphas sont également satisfaisantes et la normalité est respectée. Les scores moyens et les indices alphas obtenus par nos sujets sur ces deux facteurs ont été reportés sur le tableau 3.

Mettre ici Tableau 3

Nous avons également investigué les différences selon le sexe de l'enfant et du parent. Les mères s'évaluent comme significativement plus excessives dans leurs réactions que les pères ($t(809) = 2.89, p < .01, d = .21$), mais la taille de l'effet est faible. Par contre les mères ne montrent pas de différences significatives en fonction du sexe ou de l'âge de l'enfant, et il en va de même pour les pères.

Il n'y a pas de corrélations significatives en fonction de l'âge de l'enfant, de l'âge du parent et du niveau d'éducation des mères, mais un lien faible ($r = .19, p < .01$) entre le niveau d'éducation des pères et la *réactivité excessive*. L'ANOVA effectuée à partir de ces niveaux de formation révèle que les pères qui ont fait un apprentissage rapportent plus de *réactivité excessive* que les pères ayant atteint un niveau de formation universitaire.

Liens entre pratiques parentales et comportement de l'enfant

Des corrélations de rang de Spearman ont été calculées entre les deux facteurs de la *PS* et des mesures du comportement de l'enfant (voir tableau 4). Nous avons choisi ce test non-paramétrique car les variables du SDQ présentaient des distributions ne respectant pas la normalité. Entre les pratiques parentales et le comportement de l'enfant, nous trouvons des

liens significatifs entre la *réactivité excessive* et chacune des dimensions du SDQ, le lien le plus fort étant avec le *total* du SDQ ($r_s = .28, p < .001$). Les corrélations avec les problèmes externalisés (comportement et hyperactivité) sont supérieures à celles obtenues avec les problèmes internalisés. Avec le *laxisme*, les corrélations sont plus faibles, la plus élevée étant avec les *troubles du comportement* ($r_s = .15, p < .001$).

Mettre ici Tableau 4

Afin d'analyser la prédiction des pratiques parentales sur les difficultés des enfants, nous avons conduit des analyses de régression multiples en introduisant les difficultés totales de l'enfant évaluées par le SDQ comme variable dépendante et les pratiques parentales comme variables indépendantes. Sur l'ensemble de l'échantillon, le facteur *réactivité excessive* est le meilleur prédicteur des difficultés de l'enfant ($R^2 = .09, \beta = .27, p < .001$), quel que soit le sexe de l'enfant. Si nous menons ces analyses séparément sur les deux groupes de parents, nous constatons que chez les pères, le facteur *réactivité excessive* est le meilleur prédicteur des difficultés de comportement ($R^2 = .10, \beta = .32, p < .001$). Chez les mères, les deux facteurs prédisent ensemble les difficultés de l'enfant ($R^2 = .08, p < .001$), la *réactivité excessive* expliquant davantage la variance du *total* du SDQ ($\beta = .22, p < .001$) que le *laxisme* ($\beta = .14, p < .05$).

Discussion

Le but principal de cette étude était de valider la version française de la PS en examinant ses propriétés psychométriques. Les analyses factorielles confirmatoires ont montré une adéquation satisfaisante de nos données avec le modèle à deux facteurs proposé par Irvine et ses collègues. Ce modèle est également ressorti comme le plus adéquat des

études similaires effectuées sur la version originale [17,19]. En outre, nous avons mis en évidence un niveau suffisant d'invariance de la structure du modèle en fonction du sexe des parents et des enfants, ainsi que de l'âge de ces derniers. Les six items qui constituent le facteur *réactivité excessive* représentent une tendance des parents à répondre de manière aversive et irréfléchie aux comportements problématiques de leur enfant. L'analyse des six items qui saturent sur le facteur *laxisme* suggère qu'il représente la tendance des parents à laisser-faire l'enfant et à menacer sans mettre à exécution les conséquences évoquées. La consistance interne des deux facteurs est satisfaisante ($\alpha > .70$) sur tous les groupes testés. Notons que les 18 items qui n'appartiennent à aucun des facteurs représentent également des pratiques parentales dysfonctionnelles et constituent une source d'information clinique intéressante.

Pour ces deux facteurs, nous avons pu proposer des valeurs de références pour les mères et les pères, ainsi qu'en fonction de l'âge des enfants. Les mères se sont évaluées comme sensiblement plus excessives dans leur réaction que les pères s'évaluaient eux-mêmes, ce qui est cohérent avec des recherches précédentes (p.ex. [19]). Aucune autre différence significative de moyennes n'a été trouvée selon le sexe des parents ou de leur enfant, ainsi ou en fonction de l'âge de celui-ci.

Par ailleurs, les liens entre ces pratiques parentales dysfonctionnelles et les comportements de l'enfant ont également été analysés. Les analyses corrélationnelles montrent des liens significatifs mais faibles entre les facteurs et les problèmes de comportements de l'enfant, similairement aux études précédentes menées sur la version originale [21,38]. Notons toutefois des corrélations plus élevées entre le facteur *réactivité excessive* et les comportements externalisés de l'enfant, plutôt qu'avec les comportements internalisés. Ce facteur semble correspondre au construit de «discipline coercitive» théorisé

par Patterson et ses collègues (p.ex. [2]), qui représente les tendances des parents à critiquer leur enfant et à s'engager dans des interactions disciplinaires sévères. Les nombreux travaux de Patterson et ses collègues ont en effet démontré que ce type de discipline contribue au développement de comportement désobéissant et agressif chez les enfants (p.ex. [39]). Bien que les recherches dans le domaine soulignent également que la consistance du parent dans ses réponses aux comportements problématiques de l'enfant s'avère un élément clé d'une discipline efficace [40], les corrélations sont plus faibles avec le facteur *laxisme* dans notre étude. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que les parents plus laxistes tolèrent davantage les comportements difficiles de leur enfant et ne perçoivent pas certains comportements comme problématiques. Il convient en effet de rappeler que comme tout questionnaire, les instruments utilisés dans cette recherche mesurent des perceptions et non des comportements réels. À ce propos, et bien que l'auteur de l'échelle originale ait trouvé des corrélations fortes entre les scores de la PS et des observations des pratiques parentales [10], d'autres travaux sont nécessaires pour confirmer ces résultats.

D'autres limites sont à relever dans cette étude. La majorité des données ayant été récoltée en Suisse-Romande, la généralisation de ces résultats à des parents provenant d'autres pays francophones pourrait être problématique. De plus, les parents sont d'un niveau socio-économique plus faible que la moyenne, et des parents nés en dehors de la Suisse ont été peu représentés dans cette étude. D'ailleurs, l'impact de la culture d'origine sur les pratiques parentales reste un domaine à étudier et se situe au centre de nos travaux futurs.

En résumé, l'échelle fournit une mesure rapide et peu coûteuse des pratiques disciplinaires dysfonctionnelles. Contrairement à des mesures plus globales des attitudes et croyances parentales, les items sur la PS sont assez spécifiques pour cibler des comportements précis dans l'accompagnement des parents. La PS peut donc être particulièrement utile dans la planification d'une thérapie cognitive et comportementale, ainsi que pour l'évaluation des

effets du traitement. Néanmoins, les chercheurs et les cliniciens devraient garder à l'esprit que la PS n'est fiable que pour évaluer deux dimensions des pratiques parentales qui sont déterminantes pour le développement de l'enfant. Pour une évaluation plus complète des pratiques, d'autres dimensions telles que l'attention positive, la supervision, et la communication affective devraient être prises en considération. De même, d'autres variables telles que le sentiment d'efficacité parental et l'éducation reçue dans l'enfance par les parents peuvent influencer les pratiques disciplinaires et devraient être évaluées conjointement.

Références

- [1] Patterson GR, Reid JB, Dishion TJ. *Antisocial boys*. vol. 4. Eugene, OR: Castalia Pub Co; 1992.
- [2] Patterson GR. *Coercive family process*. vol. 3. Eugene, OR: Castalia Publishing Company; 1982.
- [3] Côté S, Vaillancourt T, LeBlanc JC, Nagin DS, Tremblay RE. The development of physical aggression from toddlerhood to pre-adolescence: A nation wide longitudinal study of Canadian children. *J Abnorm Child Psychol* 2006;34(1):68–82.
- [4] Bandura A, McClelland DC. *Social learning theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-hall; 1977.
- [5] Brodard F, Zimmermann G, Sanders M. Le système de prévention et d'intervention Triple P. Dans: Favez N, Darwiche J. rédacteurs. *Les thérapies de couple et de famille*, Wavre: Mardaga; 2016, p. 49–66.
- [6] Sanders MR, Kirby JN, Tellegen CL, Day JJ. The Triple P-Positive Parenting Program: A systematic review and meta-analysis of a multi-level system of parenting support. *Clin Psychol Rev* 2014;34(4):337–57.
- [7] Frascarolo-Moutinot F, Favez N. Une nouvelle situation pour évaluer le fonctionnement familial: le Jeu du Pique-Nique. *Devenir* 2005;17(2):141–151.
- [8] Patterson GR. Naturalistic observation in clinical assessment. *J Abnorm Child Psychol* 1977;5(3):309–322.
- [9] Robinson EA, Eyberg SM. The dyadic parent–child interaction coding system: Standardization and validation. *J Consult Clin Psychol* 1981;49(2):245-250.
- [10] Arnold DS, O'Leary SG, Wolff LS, Acker MM. The Parenting Scale: A measure of dysfunctional parenting in discipline situations. *Psychol Assess* 1993;5(2):137–44.
- [11] Terrisse B, Larose F. *Échelle des compétences éducatives parentales (ECEP) : (manuel)*. Québec: Éditions du Ponant; 2000.
- [12] Meunier J-C, Roskam I. Psychometric properties of a parental childrearing behavior scale for French-speaking parents, children, and adolescents. *Eur J Psychol Assess*

- 2007;23(2):113-124.
- [13] Baumrind D. Authoritarian vs. authoritative parental control. *Adolescence* 1968;3(11):255-272.
- [14] Irvine AB, Biglan A, Smolkowski K, Ary DV. The value of the Parenting Scale for measuring the discipline practices of parents of middle school children. *Behav Res Ther* 1999;37(2):127-142.
- [15] Prinzie P, Onghena P, Hellinckx W. Reexamining the Parenting Scale: Reliability, factor structure, and concurrent validity of a scale for assessing the discipline practices of mothers and fathers of elementary-school-aged children. *Eur J Psychol Assess* 2007;23(1):24-31.
- [16] Reitman D, Currier RO, Hupp SDA, Rhode PC, Murphy MA, O'Callaghan PM. Psychometric characteristics of the Parenting Scale in a Head Start population. *J Clin Child Adolesc Psychol* 2001;30(4):514-24.
- [17] Karazsia BT, van Dulmen MHM, Wildman BG. Confirmatory factor analysis of Arnold et al.'s Parenting Scale across race, age, and sex. *J Child Fam Stud* 2008;17(4):500-16.
- [18] Steele RG, Nesbitt-Daly JS, Daniel RC, Forehand R. Factor structure of the Parenting Scale in a low-income African American sample. *J Child Fam Stud* 2005;14(4):535-49.
- [19] Rhoades KA, O'Leary SG. Factor structure and validity of the parenting scale. *J Clin Child Adolesc Psychol* 2007;36(2):137-146.
- [20] Arney F, Rogers H, Baghurst P, Sawyer M, Prior M. The reliability and validity of the Parenting Scale for Australian mothers of preschool-aged children. *Aust J Psychol* 2008;60(1):44-52.
- [21] Salari R, Terreros C, Sarkadi A. Parenting Scale: Which version should we use? *J Psychopathol Behav Assess* 2012;34(2):268-281.
- [22] Sanders MR, Baker S, Turner KM. A randomized controlled trial evaluating the efficacy of Triple P Online with parents of children with early-onset conduct problems. *Behav Res Ther* 2012;50(11):675-684.
- [23] Freeman KA, DeCoursey W. Further analysis of the discriminate validity of the parenting scale. *J Psychopathol Behav Assess* 2007;29(3):169-176.
- [24] Collett BR, Gimpel GA, Greenson JN, Gunderson TL. Assessment of discipline styles among parents of preschool through school-age children. *J Psychopathol Behav Assess* 2001;23(3):163-170.
- [25] Arnold EH, O'leary SG, Edwards GH. Father involvement and self-report parenting of children with attention deficit-hyperactivity disorder. *J Consult Clin Psychol* 1997;65(2):337-342.
- [26] Harvey E, Danforth JS, Ulaszek WR, Eberhardt TL. Validity of the parenting scale for parents of children with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Behav Res Ther* 2001;39(6):731-743.
- [27] Rossier J, Dahourou D, McCrae RR. Structural and Mean-Level Analyses of the Five-Factor Model and Locus of Control Further Evidence From Africa. *J Cross-Cult Psychol* 2005;36(2):227-46.
- [28] OFS. Indicateurs du marché du travail 2017. Disponible: URL: <https://www.bfs.admin.ch/bfs/fr/home/statistiques/travail-remuneration/activite-professionnelle-temps-travail/actifs-occupes/profession-situation-profession.assetdetail.3865350.html> (accessed April 4, 2018).
- [29] Goodman R. SDQ: Information for researchers and professionals about the Strength & Difficulties Questionnaires. Janv 2012 à juin 2016; Disponible: URL: <http://www.sdqinfo.com/py/sdqinfo/b3.py?language=French> [cité le 22 mai 2018].
- [30] Shojaei T, Wazana A, Pitrou I, Kovess V. The strengths and difficulties questionnaire: validation study in French school-aged children and cross-cultural comparisons. *Soc*

- Psychiatry Psychiatr Epidemiol 2009;44(9):740–747.
- [31] Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). J Stat Softw 2012;48(2):1–36.
- [32] Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Struct Equ Model Multidiscip J 1999;6(1):1–55.
- [33] Marsh HW, Balla JR, McDonald RP. Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. Psychol Bull 1988;103(3):391–410.
- [34] Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. Psychol Bull 1990;107(2):238–246.
- [35] Browne MYC, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. Test Struct Equ Models 1993:136–162.
- [36] Meredith W, Teresi JA. An essay on measurement and factorial invariance. Med Care 2006;44(11):S69–S77.
- [37] Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. Struct Equ Model 2007;14(3):464–504.
- [38] Chen M, Johnston C. Maternal inattention and impulsivity and parenting behaviors. J Clin Child Adolesc Psychol 2007;36(3):455–68.
- [39] Burman B, Margolin G, John RS. America's angriest home videos: Behavioral contingencies observed in home reenactments of marital conflict. J Consult Clin Psychol 1993;61(1):28–39.
- [40] Dwairy M. Parental inconsistency: A third cross-cultural research on parenting and psychological adjustment of children. J Child Fam Stud 2010;19(1):23–9.

Tableau 1*Analyse Factorielle Confirmatoire et Indices d'Ajustement des Modèles***Table 1.***Confirmatory factor analysis and goodness of fit indices for different models*

	χ^2	df	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
Échantillon Complet							
Prinzle et al. (2001)	773.93**	169	4.11	.75	.78	.066	.067
Reitman et al. (2001)	151.45**	34	4.46	.82	.86	.065	.062
Arney et al. (2008)	1374.46**	347	3.96	.69	.71	.060	.072
Collett et al. (2001)	1213.39**	298	4.07	.70	.73	.061	.070
Harvey et al. (2001)	695.03**	169	4.11	.78	.80	.062	.065
Rhoades et al. (2007)	256.86**	62	4.14	.82	.86	.062	.059
Arnold et al. (1993)	735.68**	294	2.50	.73	.76	.057	.067
Irvine et al. (1999)	166.47**	53	3.14	.90	.92	.051	.052

Note. χ^2 = Satorra–Bentler χ^2 ; df = degrés de liberté; TLI = Indice d'ajustement non normé ou Tucker Lewis Index; CFI = Indice d'ajustement comparatif; RMSEA = racine de l'erreur quadratique d'approximation. Une meilleure adéquation est indiquée par une augmentation dans les NNFI et CFI et par une diminution dans le le RMSEA.

Note. χ^2 = Satorra–Bentler χ^2 ; df = degrees of freedom; TLI = Tucker Lewis Index; CFI = comparative fit index; RMSEA = root mean square error of approximation. A better fit is indicated by an increase in NNFI and CFIs and a decrease in RMSEA.

** $p < .001$

Tableau 2

Poids factoriels standardisés pour le modèle de Irvine et al. de l'Échelle des Pratiques Parentales, correspondant aux pères, mères et à tout l'échantillon

Table 2

Factor Loadings for Irvine et al. model of the Parenting Scale, for fathers, mothers and all the sample.

Facteurs	Item No.	Pratiques parentales, réponses pôle négatif	Père	Mère	Tout
Réactivité excessive	<u>3</u>	Lorsque je suis bouleversé·e ou stressé·e, je suis difficile à satisfaire et je suis toujours sur le dos de mon enfant.	.53	.48	.50
	<u>6</u>	Lorsque mon enfant se conduit mal, je me lance souvent dans une longue dispute avec lui.	.52	.58	.56
	<u>10</u>	Lorsque mon enfant se conduit mal, j'élève la voix ou je crie.	.54	.60	.57
	<u>17</u>	Lorsqu'il y a un problème avec mon enfant, la situation s'aggrave et je fais des choses que je n'avais pas l'intention de faire.	.62	.51	.56
	22	Lorsque mon enfant se conduit mal, je deviens si frustré·e ou en colère que mon enfant voit que je suis bouleversé·e.	.66	.60	.62
	28	Lorsque mon enfant fait quelque chose que je n'aime pas, je l'insulte, lui dis des choses méchantes ou l'injurie.	.43	.48	.45
Laxisme	16	Lorsque mon enfant fait quelque chose que je n'aime pas, je passe souvent l'éponge.	.49	.49	.60
	<u>19</u>	Lorsque mon enfant ne fait pas ce que je lui demande de faire, je passe souvent l'éponge ou je finis par le faire moi-même.	.57	.60	.63
	<u>20</u>	Lorsque je le menace ou que je lui donne un avertissement de manière justifiée, je n'y donne généralement pas suite.	.53	.65	.59
	21	Si le fait de dire "non" ne fonctionne pas, j'offre une petite gâterie à mon enfant afin qu'il se comporte bien.	.53	.56	.69
	<u>26</u>	Lorsque je dis à mon enfant qu'il ne peut pas faire quelque chose, je le laisse faire malgré tout.	.72	.68	.54
	<u>30</u>	Si mon enfant se fâche lorsque je dis "non", je reviens sur ma position et je cède.	.67	.60	.49

Note : Les numéros d'items indiqués en gras sont des items à inverser lors de la cotation.

Tableau 3

Moyennes, écarts-types et coefficients de consistance interne des facteurs en fonction de l'âge des enfants et du sexe des parents

Table 3

Mean, standard deviations and internal consistency of the factors by child age and sex of the parent

		Facteurs	
		Laxisme <i>M (sd)</i>	Réactivité excessive <i>M (sd)</i>
Âge 4-8ans	Mères <i>N</i> = 184	2.19 (.72) $\alpha = .76$	3.29 (.83) $\alpha = .70$
	Pères <i>N</i> = 123	2.36 (.73) $\alpha = .73$	3.19 (.85) $\alpha = .71$
Âge 8-12 ans	Mères <i>N</i> = 281	2.34 (.79) $\alpha = .77$	3.31 (.89) $\alpha = .72$
	Pères <i>N</i> = 223	2.28 (.76) $\alpha = .77$	3.10 (.91) $\alpha = .73$
Échantillon total <i>N</i> = 811		2.29 (.76) $\alpha = .76$	3.22 (.88) $\alpha = .71$

Note : α = coefficient de Cronbach

Note : α = Cronbach coefficient

Tableau 4

Corrélations des deux facteurs de la PS avec le comportement de l'enfant évalué sur le Questionnaire des points forts-points faibles (SDQ)

Table 4

Correlations of the two factors of the Parenting Scale with the child behavior measured with the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ)

	SDQ N=610					
	Total	Troubles du comportement	Hyperactivité	Troubles émotionnels	Troubles relationnels	Prosocial
Laxisme	.14**	.15**	.06	.11**	.07	-.07
Réactivité excessive	.28**	.27**	.21**	.17**	.09*	-.17**

Note. * $p < .05$, bilatéral. ** $p < .01$, bilatéral

Figure 1

[Click here to download Fichier media divers: 3 prat_parentales.pdf](#)