



Disponible en ligne sur [www.sciencedirect.com](http://www.sciencedirect.com)

**SciVerse ScienceDirect**

et également disponible sur [www.em-consulte.com](http://www.em-consulte.com)



Article original

## Validation de l'inventaire des facteurs de résilience (IFR-40)

### *Psychometric validation of the inventory of the resilience factors (IRF-40)*

J. Békaert<sup>a,\*,b,1</sup>, G. Masclat<sup>b,2</sup>, R. Caron<sup>c,3</sup>

<sup>a</sup> Hôpital maritime de Zuydcoote, boulevard Vancauwenbergue, 59123 Zuydcoote, France

<sup>b</sup> Université Charles-de-Gaulle, 59653 Villeneuve-d'Ascq, France

<sup>c</sup> CRPMS EA 3522, université Paris-Diderot, Sorbonne Paris-Cité, 75013 Paris, France

#### IN F O A R T I C L E

*Historique de l'article :*

Reçu le 14 juin 2011

Accepté le 26 octobre 2011

*Mots clés :*

Facteurs de protection

Traumatisme

Dépression

Adolescent

Résilience

#### R É S U M É

Cet article a pour objectif de valider la structure factorielle de l'inventaire des facteurs de résilience (IFR-40) auprès d'adolescents au moyen d'une analyse factorielle confirmatoire (AFC). Les analyses réalisées confirment la présence de trois facteurs, interprétés en termes de facteurs de protection familiaux, facteurs de protection individuels et facteurs de protection extrafamiliaux. L'étude de la validité divergente confirme les liens prédits entre l'IFR-40 et l'échelle composite de dépression (MDI-C) de Berndt et Kaiser (1999). Enfin, l'IFR-40 différencie les adolescents exposés à un traumatisme présentant des scores de dépression à la MDI-C de ceux ne manifestant pas de dépression. Ainsi, l'IFR-40 est une échelle tridimensionnelle présentant des propriétés psychométriques satisfaisantes. Les résultats sont discutés à la lumière de leurs implications à la fois théoriques et pratiques.

© 2011 Société française de psychologie. Publié par Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

\* Auteur correspondant. 90, rue Albert-Mahieu, 59140 Dunkerque, France.

Adresse e-mail : [jessica.bekaert@hotmail.fr](mailto:jessica.bekaert@hotmail.fr) (J. Békaert).

<sup>1</sup> Psychologue à l'hôpital maritime de Zuydcoote et doctorante à l'université Charles de Gaulle. Thème de recherche : résilience ; violence conjugale ; psychopathologie des polyaddictions.

<sup>2</sup> Professeur émérite. Thème de recherche : résilience ; épuisement professionnel.

<sup>3</sup> MCF-HDR en psychopathologie. Thème de recherche : résilience ; psychopathologie de la personne âgée ; cancérologie.

## A B S T R A C T

---

**Keywords:**

Protective factors  
 Traumatism  
 Depression  
 Adolescentndabstractone

Bekaert, Mascllet and Caron's inventory of resilience factors (IRF-40) is a French measurement scale which measures the protection factors combining to bring about resilience in adolescents. This three-dimension measurement instrument has been worked out on the basis of a literary review aiming at identifying all the protection factors reported in the research studies. An exploratory factorial analysis with oblimin rotation carried out on a sample of 299 adolescents enabled to underline the three-dimension structure (familial protection factors: personal protection factors; extra-familial protection factors) including 40 items. The study of the internal consistency reveals high coefficients for the whole scale (0.91) as well as for the different dimensions (0.77 to 0.91). The examination of the convergent validity shows significant correlations with the life satisfaction scale ( $r=0.61$ ) and the psychological well-being scale ( $r=0.72$ ). As for the temporal stability ( $n=73$ ), a measure of 0.92 was obtained. The present research aims at completing the evaluation of the psychometric properties of the IRF-40 on a sample of adolescents. With the intention of bringing to light the structure of the instrument, a confirmatory factorial analysis (CFA) was carried out on 414 adolescents (average age = 14.96). The analyses carried out approve of the three-dimension structure of the scale. The study of the divergent validity ( $n=123$ ) has brought to light a high and significant correlation ( $r=-0.757$ ) between the IRF-40 and Berndt and Kaiser's composite depression scale as well as a significant correlation between the IRF-40 and the under scale of the MDI-C ( $r$  varies between  $-0.294$  and  $-0.563$ ). In addition, the IRF-40 enables to differentiate the adolescents exposed to a traumatism and who have depression scores to those who experience no depression. Indeed, the participants not experiencing depression obtain significantly higher scores on the IRF-40 ( $U=282.5$ ;  $P=0.001$ ) in comparison with the participants experiencing depression. What is more, it appears that the latter score lower familial protection factors ( $U=443.5$ ;  $P=0.001$ ), personal protection factors ( $U=390$ ;  $P=0.001$ ) and extra-familial factors ( $U=629$ ;  $P=0.001$ ) than those who do not experience depression. As a conclusion, the results of the present study show a very probant image of the psychometric qualities of the IRF-40 and support its use on a population of adolescents.

© 2011 Société française de psychologie. Published by Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

---

**1. Introduction**

Les individus confrontés à un événement traumatogène et ne présentant pas de trouble psychopathologique interrogent de façon permanente praticiens et chercheurs. Enjeu de réflexion majeur, la question de la résilience a fait l'objet de nombreux travaux et conceptualisations dans les sciences humaines et sociales. Problématique complexe et sujette parfois à controverses, l'étude de la résilience pose le problème d'élaboration et d'opérationnalisation des concepts et des indicateurs de mesure (Lecomte, 2002). En psychologie, dans le cadre de recherches appliquées à la santé, l'étude de la résilience paraît particulièrement intéressante et fondamentale notamment en termes de ressources mobilisées après la survenue d'un traumatisme. En effet, certains auteurs anglo-saxons (Garmezy, 1993 ; Rutter, 1985) ont davantage centré leur attention sur la mise en lumière des facteurs de risque

et de protection dans des contextes de vie très néfastes et ont, ainsi, permis de mettre à jour des listes de critères internes et externes favorisant la résilience (Duchet, 2006).

Lecomte (2002) définit la résilience comme un « processus dynamique consistant à bien se développer malgré des conditions de vie difficiles ou des événements traumatiques, basé sur l'interaction de potentialités internes à l'individu et de soutiens environnementaux [...] » (p. 10). Ces facteurs de protection, variables déterminantes de la résilience, impliquent des composantes de nature individuelle et environnementale, soit :

- les facteurs de protection individuels ;
- les facteurs de protection familiaux ;
- les facteurs de protection extrafamiliaux.

Cette première composante – les facteurs de protection individuels – se définit entre autres par la présence d'un tempérament actif, un sentiment d'autoefficacité et d'estime de soi, des compétences sociales, un lieu de contrôle interne, l'humour (Garmezy et Masten, 1991), le courage et l'optimisme face à l'adversité (Druss et Douglas, 1988), l'adaptabilité au changement (Rutter, 1985), l'autonomie, l'indépendance et les habiletés à résoudre les problèmes (Werner, 1989). Les facteurs de protection familiaux se traduisent, quant à eux, par la présence de parents chaleureux et de soutien parental, de bonnes relations parents/enfants, l'harmonie parentale (Garmezy et Masten, 1991), l'absence de conflits avec les parents (Fonagy et al., 1993), la structuration de la vie de famille (Masten et Coastworth, 1998). Enfin, la troisième composante – les facteurs de protection extrafamiliaux – refléterait le réseau de soutien social provenant pour exemple de grands-parents, de pairs, de professionnels.

Ainsi, la résilience dépendrait de ces facteurs qui apparaissent contribuer et jouer un rôle protecteur contre la désorganisation psychique chez les individus confrontés à un événement de vie à caractère traumatique. Afin de disposer d'un outil de mesure des facteurs de protection chez les adolescents, dans une optique de recherche sur la résilience, nous avons mis en œuvre le développement et la validation d'un outil de mesure (l'inventaire des facteurs de résilience [IFR-40] de Békaert et al., 2011). L'instrument est présenté en annexe (Annexe A). Une première analyse (ACP) des données recueillies ( $n=299$ ), réalisée avec une rotation oblique, a permis de dégager une structure factorielle en trois axes analogue à celle mise en évidence dans le modèle théorique de Garmezy et Masten (1991). En effet, le modèle de la résilience sur lequel nous nous appuyons postule que ce construit est multidimensionnel, ce qui fut vérifié par l'analyse factorielle (A.F.E) qui a permis d'identifier les trois facteurs en question. L'IFR-40 de Békaert et al. (2011) est un questionnaire autoadministré qui évalue les facteurs de protection, tels qu'ils ont été relevés par la littérature. Il est composé de 40 items mesurant les trois dimensions constitutives de la résilience. Chacune des dimensions I et II nommées respectivement dimension familiale et dimension personnelle est mesurée par 14 items et la dimension III ayant trait au domaine extrafamilial est évaluée au moyen de 12 items. Une échelle de type Likert en cinq points permet de déterminer le niveau d'accord de l'adolescent avec chacun des énoncés : 0 équivaut à « pas du tout d'accord » et 4 à « tout à fait d'accord » (par exemple : « je m'adapte facilement aux situations lorsque des changements arrivent »). Le score global de l'échelle varie entre 0 et 160. Afin de vérifier la validité concomitante de l'échelle, l'IFR-40 a été soumis à 299 adolescents (âge moyen = 15,26 ; écart-type [ET] = 2,97) conjointement à l'échelle de satisfaction de la vie (Diener et al., 1985) et à l'échelle de mesure des manifestations du bien-être psychologique (EMMBEP) de Massé et al. (1998). Les corrélations positives avec l'EMMBEP ( $r=0,72$ ) et l'échelle de satisfaction de la vie ( $r=0,61$ ) attestent la validité de l'IFR-40. L'alpha de Cronbach a également été utilisé afin de vérifier la cohérence interne de l'instrument. Un alpha de 0,91 a été obtenu pour l'échantillon d'adolescents et des alphas de 0,91, 0,88 et 0,77 ont été obtenus respectivement pour le facteur 1, le facteur 2 et le facteur 3. Ces résultats démontrent une excellente cohérence interne de l'instrument. Quant à la stabilité temporelle de l'instrument, celle-ci a été évaluée après un intervalle d'un mois auprès d'un échantillon de 73 adolescents. Une corrélation de Pearson test-retest de 0,92 a été obtenue pour le score global, ce qui s'avère très satisfaisant.

Ces résultats préliminaires obtenus demandent à être confortés et mis à jour au moyen d'une analyse confirmatoire des données (AFC). De plus, l'étude de la validité divergente de l'IFR-40 demeure nécessaire afin de compléter l'évaluation des propriétés psychométriques de l'outil. Ainsi, l'objet de la présente étude vise à confirmer et à approfondir les données obtenues lors de la validation partielle de l'IFR-40.

## 2. Étude 1

Lors de cette première étude, nous avons souhaité valider la structure factorielle en trois dimensions de l'IFR-40 au moyen d'une analyse factorielle confirmatoire.

### 2.1. Participants et procédure

La taille de l'échantillon étant déterminée en fonction du nombre de variables analysées, et l'analyse factorielle confirmatoire nécessitant dix sujets par variable (Clark et Watson, 1995), l'étude 1 a porté sur 414 adolescents issus de la population générale. L'échantillon comprend 211 filles et 194 garçons. Huit personnes ont omis de mentionner leur âge et neuf leur sexe. L'âge des participants varie de dix à 19 ans (âge moyen = 14,96 ; ET = 3,23). Ceux-ci ont été recrutés auprès de divers collègues, lycées et à l'université après avoir obtenu l'accord préalable des parents. La passation des instruments a été effectuée durant le temps de classe. Aucune compensation ou incitatif n'a été remis aux adolescents pour leur participation.

### 2.2. Instruments et méthode

Les adolescents ont reporté des informations personnelles et démographiques (genre, niveau d'étude). Les 40 items de l'IFR-40 retenus lors de l'étude exploratoire de l'outil étaient soumis à une analyse confirmatoire à l'aide de la version 6.0 du logiciel Statistica. La taille de l'échantillon retenue correspondait à un ratio répondants/items très satisfaisant : 10,35 (414/40), les spécialistes suggérant un ratio de 4 (Pedhazur et Pedhazur-Schmelkin, 1991), voire cinq répondants (Nunnally, 1978) par item.

Afin d'estimer l'adéquation du modèle proposé c'est-à-dire le niveau de correspondance entre la matrice des estimés théoriques et la matrice des estimés empiriques, nous avons eu recours à plusieurs indices. En effet, certains indices tels que la statistique du Chi<sup>2</sup> ( $\chi^2$ ) étant sensible à la taille de l'échantillon (Marsh et al., 1988) et au nombre de degrés de liberté du modèle (Gerbing et Anderson, 1993), il s'est avéré nécessaire d'utiliser d'autres indices répertoriés dans la littérature (Bollen et Long, 1993 ; Hoyle, 1995) pour l'obtention d'une mesure plus fiable. Ces indices incluaient le rapport du Chi<sup>2</sup> sur le nombre de degrés de liberté correspondant ( $\chi^2/dl$ ), le GFI (Goodness of Fit ; Jöreskog et Sörbom, 1993) qui mesure l'amélioration de l'adéquation par rapport à l'absence de modèle, le GFI ajusté (Adjusted Goodness of Fit Index [AGFI]) qui tient compte du nombre de variables dans le modèle et du nombre de degrés de liberté (Dickes et Kop, 2000) et permet d'évaluer à quel point les données représentent la structure factorielle postulée ainsi que le RMSEA (*root mean square error of approximation*). Une valeur  $\chi^2/dl$  inférieure à 5 signifie que les données obtenues s'ajustent bien au modèle théorique proposé (Jöreskog et Sörbom, 1993). Le GFI et l'AGFI, de leur côté, varient entre 0 et 1 et les modèles présentant des valeurs supérieures à 0,90 sont généralement considérés comme adéquats. Certains auteurs considèrent que des valeurs de 0,80 sont appropriées (Cohen, 1988). Quant au RMSEA, les valeurs égales ou inférieures à 0,08 représentent des indices acceptables (Browne et Cudeck, 1993) dont l'intervalle de confiance à 90 % est compris idéalement entre 0,05 et moins de 0,10 (MacCallum et al., 1996). Rappelons que le modèle à trois dimensions que nous éprouvons postule l'interdépendance des trois facteurs.

### 2.3. Résultats

Faisant suite à l'étude de la solution factorielle, l'analyse factorielle confirmatoire a permis d'étudier une structure en trois facteurs représentant les trois dimensions de l'échelle (facteurs de protection

**Tableau 1**  
Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire ( $n = 414$ ).

Indices d'ajustement						
Modèle	dl	$\chi^2$	$\chi^2/df$	GFI	AGFI	RMSEA
Tridimensionnel	780	2367,810 <sup>a</sup>	3,03	0,88	0,95	0,071 [0,07–0,08]

GFI : Goodness of Fit ; AGFI : Adjusted Goodness of Fit Index (GFI ajusté tenant compte du nombre de degré de liberté du modèle) ; RMSEA : indice RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation).

<sup>a</sup> Le  $\chi^2$  est significatif au seuil  $p = 0,00$ .

personnels, facteurs de protection familiaux et facteurs de protection extrafamiliaux). Nous avons examiné la qualité de l'ajustement du modèle aux données réelles. Les valeurs des indices d'adéquation du modèle global sont reportées dans le **Tableau 1**. Les résultats obtenus montrent des indices satisfaisants ( $\chi^2 = 2367,810$  ;  $df = 780$  ;  $\chi^2/df = 3,03$  ;  $p = 0,00$ ). L'indice RMSEA est égal à 0,071 et permet de juger d'une bonne adéquation entre les deux matrices. Les indices absolus GFI et AGFI sont significatifs puisqu'ils dépassent leurs seuils respectifs. L'indice GFI est égal à 0,88 et l'indice AGFI est au-dessus du seuil de 0,90, révélateur d'un très bon ajustement des données (AGFI = 0,95). Par conséquent, ce modèle à trois facteurs rencontre les critères d'un bon ajustement et constitue une représentation satisfaisante des données au modèle testé.

#### 2.4. Conclusion

La présente étude évaluait la structure factorielle de l'IFR-40 au moyen d'une analyse factorielle confirmatoire. Les résultats sont favorables à une structure en trois facteurs comprenant une composante individuelle, familiale et extrafamiliale. En effet, au regard des résultats statistiques, les indices d'ajustement du modèle permettent de conclure que la structure mise en évidence correspond au modèle testé et confirment dans une large mesure la validité de construit du test, et ce, auprès d'adolescents. L'ensemble des résultats de cette étude vont dans le sens d'une confirmation de la structure tridimensionnelle de l'échelle de IFR-40.

### 3. Étude 2

Au cours de cette seconde étude, la validité divergente de l'outil nouvellement créé a été évaluée au moyen de l'échelle composite de dépression de **Berndt et Kaiser (1999)**. Rappelons qu'au sein de la littérature scientifique, des associations négatives ont été mises en évidence entre la résilience et la dépression (**Hjemdal et al., 2006** ; **Wagnild et Young, 1993**).

#### 3.1. Participants et procédure

L'étude 2 a été menée sur 123 participants issus de la population générale. L'échantillon comprend 84 filles et 39 garçons dont la moyenne d'âge est 17,3 ans ( $ET = 2,41$ ). Ceux-ci ont été recrutés auprès de collèges, lycées et à l'université après avoir obtenu l'accord préalable des parents. La passation des instruments a été effectuée durant le temps de classe. Aucune compensation ou incitatif n'a été remis aux adolescents pour leur participation.

#### 3.2. Instrument et méthode

Les participants ont rapporté des informations personnelles et démographiques (genre, niveau d'étude, âge). La validité divergente était évaluée en corrélant l'IFR-40 avec les mesures de « dépression ». Ainsi, conjointement à l'IFR-40, l'instrument suivant a été administré : l'échelle composite de dépression (Multiscore Depression Inventory for Children [MDI-C]) de **Berndt et Kaiser (1999)** :

Ce questionnaire d'autoévaluation de 79 items permet d'évaluer les troubles de l'humeur chez l'adolescent au travers de huit dimensions (estime de soi : huit items ; anxiété : 11 items ; humeur

**Tableau 2**

Corrélations entre l'inventaire des facteurs de résilience (IFR-40) et l'échelle composite de dépression (MDI-C).

	MDI-C	A	SE	SM	IH	SI	LE	P	D
IFR-40	-0,757 <sup>a</sup>	-0,500 <sup>a</sup>	-0,517 <sup>a</sup>	-0,563 <sup>a</sup>	-0,448 <sup>a</sup>	-0,514 <sup>a</sup>	-0,364 <sup>a</sup>	-0,614 <sup>a</sup>	-0,294 <sup>a</sup>

A : anxiété ; SE : estime de soi ; SM : humeur triste ; IH : sentiment d'impuissance ; SI : introversion sociale ; LE : faible énergie ; P : pessimisme ; D : provocation.

<sup>a</sup> Corrélation significative à 0,01.

triste : huit items ; introversion sociale : dix items ; pessimisme : neuf items ; provocation : 13 items ; faible énergie : huit items et sentiment d'impuissance : 11 items). Cette échelle se présente sous la forme de phrases courtes (e.g. : « je pense beaucoup à la mort ») et propose un format de réponse de type vrai/faux.

### 3.3. Résultats

Les analyses de corrélation font apparaître un lien fort entre le score à l'IFR-40 et le score à l'échelle composite de dépression ( $r = -0,757$  ;  $p = 0,01$ ). Ainsi, au plus la sévérité de la dépression est grande chez les adolescents et au plus ils obtiennent un score faible sur l'IFR-40. Les sous-échelles de l'échelle composite de dépression corrélaient également de façon négative et significative avec l'IFR-40 ( $r$  compris entre  $-0,294$  et  $-0,614$ ). Les coefficients obtenus sur les différentes sous-échelles sont reportés dans le **Tableau 2**.

### 3.4. Conclusion

Cette étude visait à évaluer la validité divergente auprès d'un échantillon d'adolescents. Des corrélations ont été établies entre le résultat total des participants à l'IFR-40 et les résultats globaux obtenus par ces derniers à l'échelle composite de dépression ainsi que sur les sous-échelles de la MDI-C, soit l'anxiété (A), l'estime de soi (SE), l'humeur triste (SM), le sentiment d'impuissance (IH), l'introversion sociale (SI), la faible énergie (LE), le pessimisme (P) et la provocation (D). Comme attendu, les résultats montrent une corrélation forte et négative entre la MDI-C et l'IFR-40, ce qui vient appuyer la validité de l'instrument. De plus, les corrélations négatives obtenues entre l'IFR-40 et les sous-échelles de l'échelle composite de dépression confirment la validité divergente de l'instrument.

## 4. Étude 3

L'objectif de cette troisième étude est de déterminer si un groupe d'adolescents rapportant avoir subi un traumatisme et souffrant de dépression évaluées au moyen de la MDI-C diffère d'un groupe d'adolescents ayant subi un traumatisme et ne manifestant pas de dépression sur la MDI-C, en termes de score sur l'IFR-40. Ainsi, les adolescents reportaient des informations démographiques et personnelles dont la présence d'événements de vie négatifs, de façon similaire à l'étude de Hjerdal et al. (2006) à partir de questions ouvertes.

### 4.1. Participants et procédure

Nos 93 participants, d'une moyenne d'âge de  $17,17 \pm 2,07$  ans, ont été recrutés au sein de collèges, lycées et universités. La passation des différentes échelles s'est déroulée de manière autoadministrée après accord préalable des parents et sous couvert d'anonymat. Parmi les participants sollicités, 72 femmes ( $17,64 \pm 1,73$  ans) et 21 hommes ( $15,56 \pm 2,57$  ans) ont reporté avoir rencontré un événement de vie négatif vécu sur un mode traumatique (pour exemple : mort d'un membre de la famille ou d'un ami, exposition à la violence conjugale, accident. . .).

## 4.2. Instruments

Deux outils d'évaluation ont été utilisés comme suit :

- l'échelle composite de dépression de **Berndt et Kaiser (1999)** est un outil psychométrique, conçu pour les enfants et les adolescents. Composée de 79 items, dont les réponses prennent la forme oui/non, elle mesure la sévérité globale de la dépression. Ce questionnaire, facile à compléter, ambitionne de mettre à jour les symptômes liés à la dépression. Un score inférieur à 56 souligne l'absence de dépression, un score de 56 à 65 indique des niveaux de symptomatologie en relation avec une dépression faible à modérée, alors qu'au-delà de 75, celui-ci peut être qualifié de sévère. Cet instrument montre une bonne fidélité et une bonne validité ;
- l'IFR-40 pour les adolescents (IFR-40) présente une répartition des items en trois facteurs. Ces facteurs sont les suivants :
  - facteurs de protection familiaux,
  - facteurs de protection personnels,
  - facteurs de protection extrafamiliaux.

Quatorze items pour les deux premiers facteurs et 12 items pour le dernier facteur sont proposés, donnant un total de 40 propositions (exemple d'item : je vois, souvent, le bon côté des choses). Pour chacun des items, le répondant indique sur une échelle de type Likert en cinq points dans quelle mesure ces items lui correspondent.

## 4.3. Résultats

### 4.3.1. Description de la population

Le **Tableau 3** décrit la population de l'étude selon l'existence ou non d'une dépression évaluée au moyen de l'échelle composite de dépression de **Berndt et Kaiser (1999)**. En effet, 38 de nos participants répondent à des scores de dépression à la MDI-C avec une moyenne d'âge de 17,63 ans, alors que pour les participants ne présentant pas de scores de dépression ( $n = 55$ ), l'âge moyen est de 16,87 ans. L'analyse statistique montre l'existence d'une différence significative entre les participants présentant une dépression et ceux n'ayant pas de dépression pour chacune des échelles de l'IFR-40 (FP fam : facteurs de protection familiaux, FP pers : facteurs de protection personnels, FP extr : facteurs de protection extrafamiliaux), ainsi que pour les scores à la MDI-C.

### 4.3.2. Corrélations

Les différents types de facteurs de protection entretiennent une relation inverse avec les indicateurs de la dépression. Ainsi, le score mesuré par la MDI-C présente une corrélation négative avec le score total de l'IFR-40 et les scores de FP fam, de FP perso et de FP extr (**Tableau 4**). Ces résultats révèlent une relation distincte entre la dépression et les facteurs de protection. Les facteurs de protection de type familiaux, personnels et extrafamiliaux étant corrélés négativement à l'échelle composite de dépression ( $r = -0,67$  pour FP fam,  $p < 0,05$  ;  $r = -0,55$  pour FP pers,  $p < 0,05$  ;  $r = -0,31$  pour FP extr,  $p < 0,05$ ), il apparaît que l'absence de facteurs de protection est reliée à une dépression plus marquée.

### 4.3.3. Différences entre les deux groupes de participants

Les deux groupes (présence de dépression, absence de dépression) se distinguent par des scores significativement différents sur l'IFR-40. En effet, les participants ne présentant pas de dépression obtiennent des scores sur l'IFR-40 ( $U = 282,5$  ;  $p = 0,001$ ) significativement supérieurs aux participants manifestant une dépression. De plus, il apparaît que ces derniers ont des scores en facteurs de protection familiaux ( $U = 443,5$  ;  $p = 0,001$ ), en facteurs de protection personnels ( $U = 390$  ;  $p = 0,001$ ) et facteurs de protection extrafamiliaux ( $U = 629$  ;  $p = 0,001$ ) plus faibles que ceux ne présentant pas de dépression.

**Tableau 3**

Évaluation de la population ( $n=93$ ) en fonction de la présence de dépression évaluée au moyen de l'échelle composite de dépression MDI-C.

	Âge	IFR-40	FP fam	FP pers	FP extr	MDI-C
Dépression ( $n=38$ )	17,63 ± 1,80	97,92 ± 13,95	37,65 ± 7,74	28,97 ± 6,91	31,28 ± 7,02	61,76 ± 4,45
Pas de dépression ( $n=55$ )	16,87 ± 2,23	120,90 ± 14,29	46,25 ± 7,35	38,23 ± 7,40	36,41 ± 6,06	46,67 ± 3,0
		$p=0,001$	$p=0,001$	$p=0,001$	$p=0,001$	$p=0,001$

Moyennes, écart-types et valeurs de  $p$  pour le test de Mann-Whitney ; IFR-40 : inventaire des facteurs de résilience ; FP fam : facteurs de protection familiaux ; FP pers : facteurs de protection personnels ; FP extr : facteurs de protection extrafamiliaux.

**Tableau 4**

Matrice de corrélations.

Variable	IFR-40	FP fam	FP pers	FP extr	MDI-C
IFR-40	1				
FP fam	0,80*	1			
FP pers	0,77*	0,45*	1		
FP extr	0,61*	0,24*	0,28*	1	
MDI-C	-0,70*	-0,67*	-0,55*	-0,31*	1

IFR-40 : inventaire des facteurs de résilience ; FP fam : facteurs de protection familiaux ; FP pers : facteurs de protection personnels ; FP extr : facteurs de protection extrafamiliaux ; MDI-C : échelle composite de dépression ; \* $p < 0,05$ .

#### 4.4. Conclusion

La comparaison des sous-groupes « dépression » et « non-dépression » révèle la singularité de ceux-ci aux différentes sous-échelles de l'IFR-40. Les participants ne manifestant pas de dépression se caractérisent par des scores plus élevés sur l'IFR-40 ainsi que sur les sous-échelles de l'instrument, en opposition avec ceux des participants manifestant une dépression. De fait, nos résultats soutiennent l'idée que les adolescents ayant un score élevé sur l'IFR-40 seraient davantage enclins à présenter une symptomatologie dépressive réduite alors que ceux ayant un score bas sur l'IFR-40 seraient plus enclins à présenter une symptomatologie dépressive marquée.

## 5. Discussion

L'objectif du présent article était de présenter les résultats de trois études visant à valider un nouvel instrument permettant d'évaluer les facteurs de résilience. Les résultats obtenus indiquent que ce nouveau questionnaire évalue adéquatement les facteurs de résilience à l'aide de trois dimensions cohérentes. En effet, une première analyse des données recueillies avait permis dans un premier temps de dégager une structure factorielle analogue à celle mise en évidence dans la littérature, une seconde analyse (analyse factorielle confirmatoire) a permis de vérifier l'existence d'une structure en trois facteurs représentant les trois dimensions de l'échelle : facteurs de protection personnels, facteurs de protection familiaux, facteurs de protection extrafamiliaux. Ainsi, la conceptualisation tridimensionnelle proposée, largement admise au sein de la littérature (Hjemdal et al., 2006), s'ajuste parfaitement aux données et les résultats attestent de la validité de construit de l'IFR-40. Par ailleurs, les liens corrélationnels obtenus entre l'IFR-40 et la MDI-C étaient significatifs. Le score total de l'instrument ainsi que ses sous-échelles étaient corrélés négativement et de façon significative avec la MDI-C ( $r = -0,757$  ;  $p = 0,01$ ), ce qui témoigne de la validité divergente de l'IFR-40. De plus, une étude comparative portant sur deux groupes d'adolescents ayant été confrontés à un traumatisme a permis de mettre en évidence des scores significativement plus importants sur l'IFR-40 pour les adolescents ne manifestant pas de dépression à la MDI-C en comparaison aux adolescents présentant une dépression. De fait, nos résultats soutiennent l'idée que les adolescents disposant d'un panel plus large de facteurs de protection seraient davantage enclins à présenter une symptomatologie réduite en lien avec la dépression. Par ailleurs, au cours d'études ultérieures, il serait intéressant d'intégrer conjointement à la passation de la MDI-C et de l'IFR-40, d'autres outils tels que la version courte du GHQ (General Health Questionnaire) de Goldberg (1978) qui vise à quantifier et repérer les troubles psychopathologiques. Le recours à un



inventaire d'événements de vie permettrait également une appréhension plus fine et serait dans d'un apport indéniable. Rappelons que les événements de vie vécus par les adolescents peuvent impliquer la relation des parents (divorce, séparation) ou même leur santé (handicap, accident, comportement addictif et psychopathologie). Comme le souligne [Habimana \(1999\)](#), un épisode dépressif de la mère représente un facteur à risque prépondérant de dépression pour l'adolescent. De surcroît, les deuils consécutifs à la mort d'un parent ou de quelqu'un de proche sont des événements de vie qui nécessitent d'être pris en compte. Il serait également intéressant de considérer dans la présence de la symptomatologie dépressive, des variables telles que l'âge au moment de la survenue de l'événement en question, le cumul des événements de vie...

L'étude des corrélats de l'IFR-40 avec les événements traumatogènes pose de nombreuses perspectives d'applications dans le domaine de la psychologie de la santé. L'outil offre aux cliniciens et aux chercheurs la possibilité de cibler ainsi que d'évaluer la présence ou l'absence des facteurs de protection chez les adolescents ayant été confrontés à un traumatisme et aux prises avec certains problèmes psychologiques tels que la dépression. Ces résultats ont, par conséquent, un impact majeur sur les interventions des professionnels de santé mentale puisqu'ils suggèrent de faire appel aux ressources de l'individu, de les développer, voire de les renforcer. Maintenant que cet instrument a démontré d'excellentes propriétés psychométriques, il importe de compléter l'évaluation des qualités métrologiques de l'IFR-40 auprès d'adolescents issus d'une population clinique.

## 6. Conclusion

Ces études visaient à évaluer les propriétés psychométriques de l'IFR-40. Les résultats permettent de conclure que l'IFR-40 présente des qualités psychométriques satisfaisantes et constitue une mesure qui assure une évaluation rapide et adéquate des facteurs de protection concourant à la résilience chez les adolescents francophones. Cette validation offre dans le contexte français un inventaire multidimensionnel spécifique permettant d'explorer de manière standardisée ces différents facteurs et ainsi de promouvoir des recherches en psychologie de la santé. Une traduction disponible en langue anglaise pourra par ailleurs permettre d'augmenter l'accès au questionnaire<sup>1</sup>.

## Déclaration d'intérêts

Les auteurs déclarent ne pas avoir de conflits d'intérêts en relation avec cet article.

---

<sup>1</sup> La version en langue anglaise peut être obtenue sur simple demande à l'auteur.

## Annexe A. Inventaire des facteurs de protection (IFR-40).

Veillez utiliser l'échelle ci-dessous pour exprimer jusqu'à quel point chacun des énoncés suivants vous correspond (écrivez le numéro vous représentant, à l'avant de chacun des énoncés).

	1	2	3	4	5
	Pas du tout	Légèrement d'accord	Modérément d'accord	D'accord	Tout à fait d'accord
1	Lorsque je rencontre des difficultés graves, j'arrive à les surmonter et je peux continuer à m'épanouir				
2	Mes parents réussissent à s'entendre même en cas de tension ou de problèmes familiaux				
3	Je réalise des activités avec l'un de mes parents				
4	J'ai l'impression qu'il y a beaucoup de choses dont je peux être fier (e)				
5	Je pense que je suis utile				
6	En général, en cas d'imprévu, j'arrive à me débrouiller seul				
7	Dans l'ensemble, je suis content (e) de moi-même				
8	L'un de mes parents me motive lorsque je dois faire quelque chose				
9	Je pense que mes parents sont de bons parents et qu'ils sont compétents dans leur rôle				
10	Mes parents ne sont pas isolés, ils prennent du plaisir à rencontrer d'autres personnes				
11	En général, je me considère comme quelqu'un qui réussit ce qu'il entreprend				
12	Nous nous entendons assez bien dans ma famille				
13	Je m'adapte facilement aux situations lorsque des changements arrivent				
14	Pour mieux comprendre les choses difficiles que je vis, je pose des questions aux personnes qui m'entourent				
15	Je me plais vraiment dans ma famille				
16	En général, je sais m'organiser, dans la vie de tous les jours				
17	Je pense maîtriser ma vie				
18	Je suis assez sûr (e) de moi				
19	Je connais un (e) ami (e) qui rencontre les mêmes problèmes que moi				
20	Je connais au moins une personne, autres que mes parents et mes amis, avec qui je peux parler de mes problèmes (voisin, professeur, oncle...)				
21	Dans des situations stressantes, je me centre sur le problème et je vois comment je peux le résoudre				
22	J'ai un (e) petit (e) ami (e) avec qui je me sens bien				
23	Je vois, souvent, le bon côté des choses				
24	J'ai un ami (e) que je considère comme mon confident et cela m'aide beaucoup dans les moments difficiles				
25	Quand je suis triste, l'un de mes parents me comprend et me soutient				
26	Lorsque je suis triste, il y a au moins un adulte, qui ne fait pas partie de ma famille, qui me donne des conseils ou des informations				
27	Mes amis m'aident quand je ne me sens pas bien				
28	Si quelque chose va mal, il y a au moins une personne qui me viendra en aide				
29	Je ne me laisse pas décourager lorsque j'échoue				
30	Il y a quelqu'un avec qui je peux discuter de décisions importantes qui concernent ma vie				
31	Je me sens en sécurité avec l'un de mes parents				
32	Je partage avec ma famille des valeurs morales comme par exemple le respect				
33	J'ai une bonne relation avec l'un de mes parents				
34	Je m'entends bien avec l'un de mes parents				
35	Ma foi me permet de me sortir de situation difficile				
36	L'un de mes parents est disponible quand j'en ai besoin				
37	Il y a au moins une personne qui partage mes intérêts et mes préoccupations				
38	J'ai l'impression de faire partie d'un groupe qui partage les mêmes choses que moi				
39	Mes parents ont des projets communs pour l'ensemble de la famille comme par exemple les vacances				
40	Il y a une personne fiable à qui je peux faire appel pour me conseiller lorsque j'ai des soucis				

## Références

- Békaert J., Masclat G., Caron, R., 2011. Élaboration et validation de l'inventaire des facteurs de résilience (IFR-40). *Neuropsychiatri. Enfance Adolescence*.
- Berndt, D.J., Kaiser, C.F., 1999. Multiscore Depression Inventory for Children (MDI-C), Western psychological services los Angeles, California; 1996 : adaptation française par Castro D. Les éditions du centre de psychologie appliqué, Paris.
- Bollen, K.A., Long, J.S., 1993. Testing structural equation models. CA, Sage, Newbury Park.
- Browne, M.W., Cudeck, R., 1993. Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen, K.A., Long, J.S. (Eds.), Testing structural equation models. CA, Sage, Newbury Park, pp. 136–162.
- Clark, L.A., Watson, D., 1995. Constructing validity: basic issues in objective scale development. *Psychol. Assess.* 7, 309–319.
- Cohen, J., 1988. Statistical power analysis for the behavioural sciences, 2nd Edition. L. Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ.
- Dickes, P., Kop, J.L., 2000. Les modèles d'équations structurales : introduction à LISREL (version 8. 3). Cahier de formation.
- Diener, E., Emmons, R.A., Larsen, R.J., Griffin, S., 1985. The satisfaction with life scale. *J. Pers. Assess.* 49, 71–76.

- Druss, R.G., Douglas, C.J., 1988. Adaptive responses to illness and disability: healthy denial. *Gen. Hosp. Psychiatry* 10, 163–168.
- Duchet, C., 2006. Du psycho traumatisme à la résilience : perspectives cliniques. In: Jehel, L., Lope, G., et al. (Eds.), *Psychotraumatologie : évaluation, clinique, traitement*. Dunod, Paris, pp. 57–65.
- Fonagy, P., Steele, M., Moran, G., Steele, M., Higgitt, A., 1993. Measuring the ghost in the nursery: an empirical study of the relation between parents' mental représentations of childhood expériences and their infants security of attachment. *J. Am. Psychoanal. Assoc.* 41, 957–989.
- Garmezy, N., 1993. Children in poverty: resilience despite risk. *Psychiatry* 56, 127–136.
- Garmezy, N., Masten, A., 1991. The protective role of competence indicators in children at risk. In: Cummings, E., et al. (Eds.), *Perspective on stress and coping*. Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ, pp. 151–174.
- Gerbing, D., Anderson, J., 1993. Monte carlo evaluations of Goodness-of-fit Indices. In: Bollen, K.A., Long, J.S. (Eds.), *Testing structural equation models*. Sage Focus edition, Thousand Oaks, pp. 40–65.
- Goldberg, D., 1978. *Manual of the general health questionnaire*. NFER publishing, Windsor, England.
- Habimana, E., 1999. Classification et étiologie. In: Habimana, E., Ethier, L.S., Petrot, D., Tousignant, M. (Eds.), *Psychopathologie de l'enfant et de l'adolescent. Approche intégrative*. Gaëtan Morin, Montréal, pp. 1–31.
- Hjemdal, O., Friborg, O., Stiles, T., Martinussen, M., Rosenvinge, J., 2006. A new scale for adolescent resilience: grasping the central protective resources behind healthy development. *Meas. Eval. Couns. Dev.* 39, 84–96.
- Hoyle, R.H., 1995. *Structural equation modelling. Concepts, issues, and applications*. CA, Sage, Thousand Oaks.
- Jöreskog, K.G., Sörbom, D., 1993. *LISREL 8: User's reference guide*. Scientific Software, Chicago, IL.
- Lecomte, J., 2002. Qu'est-ce que la résilience ? Question faussement simple. Réponse nécessairement complexe. *Prat. Psychol.* 1, 7–14.
- MacCallum, R., Brown, M., Sugawara, H., 1996. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol. Methods* 1 (2), 130–149.
- Marsh, H.W., Balla, J.R., Mc Donald, R.P., 1988. Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: the effect of sample size. *Psychol. Bull.* 103, 391–411.
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélaïr, S., Battaglini, A., 1998. Élaboration et validation d'un outil de mesure du bien-être psychologique : l'EMMBEP. *Rev. Can. Sante. Publique.* 89 (15), 352–357.
- Masten, A.S., Coastworth, J.D., 1998. The development of competence in favourable and unfavourable environments: lessons from research on successful children. *Am. Psychol.* 53 (2), 205–220.
- Nunnally, J.C., 1978. *Psychometric theory*, 2<sup>e</sup> edition. McGraw-Hill, New York, NY.
- Pedhazur, E.J., Pedhazur-Schmelkin, L., 1991. *Measurement, design, and analysis: an integrated approach*. Lawrence Erlbaum, Hillsdale, NJ.
- Rutter, M.D., 1985. Resilience in the face of adversity. *Br. J. Psychiatry.* 147, 598–611.
- Wagnild, G.M., Young, H.M., 1993. Development and psychometric evaluation of the resilience scale. *J. Nurs. Meas.* 2 (1), 165–178.
- Werner, E.E., 1989. High risk children in young adulthood: a longitudinal study from birth to 32 years. *Am. J. Orthopsychiatry.* 59, 72–81.