

MÉTHODOLOGIE

# Stratégies de *coping* des patients douloureux : adaptation française du *coping strategies questionnaire* (CSQ-F)

## Pain coping strategies: French adaptation of the coping strategies questionnaire (CSQ-F)

S. Irachabal<sup>a,\*</sup>, M. Koleck<sup>b</sup>, N. Rasclé<sup>b</sup>, M. Bruchon-Schweitzer<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Département carrières sociales, IUT 2, université Pierre-Mendès-France, Grenoble-II, place Doyen-Gosse, 38031 Grenoble cedex, France

<sup>b</sup> Équipe de psychologie de la santé, laboratoire de psychologie EA3662, université Victor-Segalen, Bordeaux II, 33076 Bordeaux cedex, France

Reçu le 27 juin 2006 ; accepté le 27 novembre 2006

Disponible sur Internet le 4 septembre 2007

### MOTS CLÉS

Douleurs chroniques ;  
*Coping strategies questionnaire* ;  
Analyse structurale  
confirmatoire

**Résumé** Le *coping strategies questionnaire* de Rosenstiel et Keefe (CSQ) est l'outil le plus fréquemment utilisé pour évaluer les stratégies de *coping* spécifiques à la douleur. Trois équipes, Tuttle et al. [Rehabil Psychol 36 (1991) 179–187], Swartzman et al. [Pain 57 (1994) 311–316], Robinson et al. [Clin J Pain 13 (1997) 43–49] ont examiné la structure factorielle des sous-échelles du CSQ elles-mêmes et ont obtenu cinq ou six facteurs. Une analyse structurale confirmatoire a montré la supériorité du modèle en six facteurs dans un échantillon de 472 douloureux chroniques américains (Riley et al. [Clin J Pain 13 (1997) 156–162]). Dans notre étude, nous avons testé la structure factorielle de l'adaptation française du CSQ dans une population de 330 patients douloureux chroniques. L'analyse factorielle confirmatoire a permis de démontrer la pertinence du modèle de Robinson et al. [Clin J Pain 13 (1997) 43–49] constitué des facteurs prière, réinterprétation, ignorance, dramatisation, distraction et auto-encouragements. Cependant, le facteur auto-encouragements caractérisé par une consistance interne trop faible dans nos analyses a été supprimé. La solution retenue dans notre échantillon n'est donc composée que de cinq facteurs. Cette étude confirme la stabilité de la structure factorielle du CSQ quelle que soit la culture de la population étudiée.

© L'Encéphale, Paris, 2008.

\* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : [sandrine.irachabal@iut2.upmf-grenoble.fr](mailto:sandrine.irachabal@iut2.upmf-grenoble.fr) (S. Irachabal).

**KEYWORDS**

Chronic pain;  
Coping strategies  
questionnaire;  
Confirmatory factor  
analysis

**Summary**

**Background.** – Many studies have shown that the strategies used to cope with chronic pain play a very important role in the adjustment to the pathology and to its effects (emotional distress, physical and psychosocial impairment, and quality of life). Among the methods assessing coping with pain, the most widely used instrument at present is the coping strategies questionnaire (CSQ) developed by Rosenstiel and Keefe, [Pain 17 (1983) 33–44]. This questionnaire is composed of 48 items distributed in eight subscales each including six items: diverting attention, reinterpreting pain sensations, coping self-statements, ignoring pain sensations, praying and hoping, catastrophizing, increasing activity level, and increasing pain behaviour. Most studies examining the factor structure of the CSQ have used the scores of its eight prior theoretically derived scales rather than the 48 items. Three studies, Tuttle et al. [Rehab Psychol 36 (1991) 179–187], Swartzmann et al. [Pain 54 (1994) 311–316; Robinson et al. [Clin J Pain 13 (1997) 43–49] have examined the factor structure of the CSQ from the 48 original items on the questionnaire and have yielded five or six factors. A structural confirmatory analysis showed the superiority of the six-factor model [Clin J Pain 13 (1997) 156–162]: distraction, catastrophizing, ignoring pain sensations, distancing from pain, coping self-statements and praying. The present study aimed at measuring the internal consistency and the construct validity of the French version of the CSQ.

**Method.** – The CSQ was translated into French with the forward and backward translation procedure. To evaluate internal consistency, Cronbach's alphas were computed. Construct validity of the questionnaire was estimated through confirmatory factor analysis (CFA) in a sample of 330 chronic pain patients (71% of women): 40.3% suffered from low back pain, 33.6% from headaches and 26.1% from neuropathic pain. The three factor structures previously proposed in the literature were tested using the LISREL 8.3 structural equation-modelling program developed by Jöreskog and Sörbom, [Lisrel 8: user's reference guide, Chicago: Scientific Software International, 1993].

**Results.** – The CFA performed on the three models of factor structures of the CSQ previously reported confirms the best fit of the six-factor model by Robinson et al. [Clin J Pain 13 (1997) 43–49] in our sample. However, the coping self-statements factor, whose internal consistency was too weak in our analysis (Cronbach's  $\alpha = 0.57$ ), was eliminated. We therefore retained only five factors in our sample. The French version of the CSQ (CSQ-F) is composed of 21 items belonging to five factors: distraction, catastrophizing, ignoring pain sensations, reinterpreting pain sensations, and praying.

**Conclusions.** – The present study indicates that the internal consistency and the construct validity of the French version of the CSQ were adequate, and contributes to demonstrate the stability of the factor structure of the CSQ across samples. The 21-item French adaptation of the CSQ (CSQ-F) appears to be a very interesting tool because it facilitates the use of this questionnaire, not only for research but also in the clinical assessment of the patients suffering from chronic pain.

© L'Encéphale, Paris, 2008.

**Introduction**

De nombreuses recherches ont montré que les stratégies utilisées pour faire face à une douleur chronique jouent un rôle important dans l'ajustement des patients à leur pathologie, en termes de détresse émotionnelle, de handicap et de qualité de vie (cf. revues de la littérature réalisées par Jensen et al. [8] et Boothby et al. [2]). Il ressort de ces revues que les stratégies passives, telles que la dramatisation ou l'évitement, se révèlent les plus dysfonctionnelles. Il semble donc particulièrement important de pouvoir évaluer les stratégies de *coping* des patients douloureux chroniques.

Parmi les méthodes permettant d'évaluer ce *coping* spécifique à la douleur, l'instrument le plus largement utilisé à l'heure actuelle est le *coping strategies questionnaire* (CSQ), élaboré par Rosenstiel et Keefe [14]. Le CSQ est composé de 48 items répartis en huit sous-échelles comprenant six items chacune. Six de ces sous-échelles font référence à des stratégies cognitives. Il s'agit de :

- la diversion de l'attention : penser à des choses qui permettent de détourner l'attention de la douleur ;
- la réinterprétation des sensations : essayer de percevoir les sensations autrement que comme douloureuses ;
- l'auto-encouragement : se dire que l'on peut faire face à la douleur quelle que soit son intensité ;
- l'ignorance de la douleur : nier que la douleur nous fait souffrir et nous affecte ;
- la prière et l'espoir : se dire qu'il faut espérer et prier pour que la douleur s'atténue un jour ;
- la dramatisation : s'inquiéter et ne s'attacher qu'aux aspects négatifs de la douleur ;
- Les deux dernières sous-échelles correspondent à des stratégies comportementales :
- l'augmentation du niveau d'activités : essayer d'oublier la douleur en accomplissant diverses activités ;
- l'augmentation des comportements douloureux : adopter des comportements douloureux permettant de diminuer les sensations douloureuses.

Deux items supplémentaires permettent d'évaluer le contrôle que le sujet pense avoir sur sa douleur et sa capacité à réduire cette dernière.<sup>1</sup>

Les premières validations factorielles du CSQ, réalisées grâce à des analyses en composantes principales à partir des huit sous-échelles définies par Rosenstiel et Keefe [14], ont révélé différentes structures dans les études de Rosenstiel et Keefe [14], Spinhoven et al. [15], Jensen et al. [7], Lawson et al. [11], Dozois et al. [4]. Si ces multiples études présentent un grand intérêt puisqu'elles ont travaillé sur la recherche de facteurs de second ordre, elles ne permettent pas de conclure sur la validité interne du CSQ.

Trois équipes ont étudié la structure factorielle du CSQ à partir des 48 items d'origine du questionnaire: Tuttle et al. [18], Swartzman et al. [16], Robinson et al. [13].

Tuttle et al. [18] ont réalisé une analyse factorielle des réponses de 181 douloureux chroniques qui a révélé une structure en cinq facteurs conservant 34 items: dramatiser (F1), prier/espérer (F2), réinterpréter les sensations (F3), divertir son attention (F4) et ignorer les sensations (F5). L'analyse factorielle de Swartzman et al. [16], portant sur 126 douloureux chroniques, a également abouti à cinq facteurs mais en ne conservant que 31 items: se distraire (F1), ignorer la douleur (F2), réinterpréter les sensations (F3), dramatiser (F4) et prier/espérer (F5). L'analyse en composantes principales réalisée par Robinson et al. [13] sur une population de 965 douloureux chroniques a mis en évidence six facteurs composés de 27 items: se distraire (F1), dramatiser (F2), ignorer la douleur (F3), réinterpréter les sensations douloureuses (F4), s'auto-encourager (F5) et prier (F6). Cette étude paraît beaucoup plus fiable en raison du nombre élevé de sujets. Dans une étude plus récente, Harland et Georgieff [6] ont identifié une structure identique à celle de Robinson et al. [13]. Souhaitant aboutir à une version plus courte du CSQ, ils ont appliqué ensuite des critères statistiques plus sévères qui ont entraîné la suppression de deux facteurs. Riley et al. [12] ont voulu vérifier quelle était la meilleure structure du CSQ. Ils ont donc procédé à une analyse factorielle confirmatoire des trois versions proposées antérieurement. Cette analyse confirmatoire, réalisée à partir des réponses au CSQ d'une population de 472 douloureux chroniques, a montré l'intérêt de la version à 27 items proposée par Robinson et al. [13] et la pertinence de leur solution à six facteurs.

Le CSQ a déjà été traduit et validé dans différentes langues [3,5,15,19] mais on ne dispose pas à l'heure actuelle d'une validation française de cet instrument. C'est pourquoi notre étude a pour objectif de vérifier la validité interne de la version française du CSQ en éprouvant par des analyses confirmatoires la compatibilité des trois modèles factoriels précédemment décrits avec nos résultats empiriques.

<sup>1</sup> Ces deux items n'ont pas été pris en compte dans notre étude car ils n'évaluent pas des stratégies de *coping* mais plutôt du contrôle perçu (processus d'évaluation secondaire selon le modèle transactionnel de stress de Lazarus).

## Méthode

### Sujets et procédure

Le recrutement des patients inclus dans cette étude s'est effectué de deux manières. Certains d'entre eux (70%) ont été vus dans le cadre de leur prise en charge à l'unité de traitement de la douleur chronique du CHU de Bordeaux. Les autres (30%) ont été rencontrés à l'occasion d'une visite de contrôle chez un médecin du travail lors d'un arrêt de travail suite à une lombalgie.

La population totale de cette étude était donc composée de 330 sujets souffrant de douleurs chroniques d'origines diverses. L'âge moyen de cet échantillon était de 44,19 ans (Écart-type = 11,96). Soixante et onze pourcent des sujets étaient des femmes et étaient mariés ou vivaient maritalement. L'ancienneté moyenne de la douleur était de 14 ans (Écart-type = 13,33). Cent trente-trois sujets (40,3%) se plaignaient de douleurs lombaires, 111 de céphalées (33,6%) et 86 de douleurs neuropathiques (26,1%).

Pour chacun des 48 items constituant la version française du questionnaire<sup>2</sup>, les sujets étaient invités à indiquer s'ils avaient recours à la stratégie décrite pour faire face à leur douleur, selon une échelle de type Likert en quatre points (1: jamais, 2: parfois, 3: souvent et 4: très souvent)<sup>3</sup>.

### Analyses des données

Les structures factorielles proposées antérieurement dans la littérature ont été testées grâce à des analyses structurales confirmatoires réalisées avec le logiciel LISREL 8.3 de Jöreskog et Sörbom [9]. Cette méthode permet de déterminer le degré d'adéquation existant entre la matrice de variance-covariance calculée à partir des données observées dans la population concernée et la matrice de variance-covariance établie à partir d'éléments théoriques ou empiriques issus de la littérature. Ainsi sont testées différentes hypothèses concernant les relations entre les variables manifestes (ici les items de l'échelle) et les variables latentes (facteurs) en fonction des données disponibles dans la littérature.

Différents indicateurs d'adéquation ont été retenus ici. Le  $\chi^2$  permet de tester si les différences entre la matrice observée et la matrice reproduite sont provoquées notamment par des erreurs d'échantillonnage. Lorsqu'il est non significatif, le  $\chi^2$  indique que les deux matrices ne diffèrent pas significativement. De plus, le ratio  $\chi^2/\text{ddl}$  ne doit pas être supérieur à trois.

<sup>2</sup> La version originale du CSQ a été soumise à une procédure de double traduction.

<sup>3</sup> Le format des réponses est différent de celui de Swartzman et al. [16] en six points et de celui en sept points utilisé par Rosenstiel et Keefe [14] dans la version d'origine ainsi que par Tuttle et al. [18] et par Robinson et al. [13]. Le format en quatre points a été choisi afin de faciliter les réponses des sujets et d'éviter un recours trop fréquent à la réponse intermédiaire. Cette modification ne permet donc pas de comparer les scores moyens entre notre échantillon français et celui des autres pays (voir Tableau 3- moyennes et écart-type de l'échantillon).

Le *root mean square error of approximation* (RMSEA) qui tient compte des erreurs liées à la taille de l'échantillon et aux écarts à la normalité dans la distribution des variables doit être inférieur à 0,08 pour indiquer une adéquation raisonnable et inférieur à 0,05 pour attester d'une adéquation satisfaisante.

Le *goodness of fit index* (GFI) et l'*adjusted goodness of fit index* (AGFI) sur les degrés de liberté peuvent être interprétés comme la proportion de covariances de la matrice observée qui peut être prédite à partir de la matrice reproduite. Ces deux indicateurs qui varient entre zéro et un indiquent une bonne adéquation lorsqu'ils sont supérieurs à 0,90 même s'il n'existe pas véritablement de seuil absolu. Le test de signification des différences de  $\chi^2$  a été utilisé pour comparer les trois modèles proposés antérieurement dans la littérature.

La consistance interne de chaque facteur de la version retenue a été évaluée grâce au coefficient  $\alpha$  de Cronbach. Ce coefficient doit être égal ou supérieur à 0,60 pour indiquer une bonne homogénéité de l'instrument.

## Résultats

Chaque structure factorielle décrite dans les études visant à vérifier la validité de construit du CSQ à partir des items de celui-ci [13,16,18] a été testée dans le but d'identifier la structure correspondant au meilleur modèle dans notre échantillon. Même si les trois modèles obtiennent des indicateurs d'adéquation satisfaisants, ces derniers démontrent indubitablement la supériorité du modèle en six facteurs de Robinson et al. [13]. En effet, non seulement le modèle en six facteurs présente un ajustement satisfaisant ( $\chi^2/\text{ddl} = 2,59$ ; GFI = 0,85; RMSEA = 0,70) mais il recueille également la réduction significative du  $\chi^2$  par rapport au modèle précédent la plus importante (Tableau 1).

La validité interne de cette structure est révélée par la présence de coefficients de régression élevés, tous étant supérieurs à 0,45 excepté pour les items 12 (0,38) et 14 (0,32) appartenant au facteur « dramatisation » (Tableau 2). Seul le facteur « auto encouragements » n'obtient pas un coefficient  $\alpha$  de Cronbach acceptable (0,57), alors que les cinq autres facteurs possèdent des  $\alpha$  (de 0,71 à 0,83) qui témoignent de la bonne homogénéité de ces dimensions.

Les corrélations entre les facteurs sont présentées dans le Tableau 3, elles sont toutes significatives exceptées les corrélations entre les dimensions « dramatisation » et « distraction » ( $r = 0,062$ ), et « dramatisation » et « réinterprétation » ( $r = 0,035$ ).

## Discussion

Les analyses structurales confirmatoires réalisées sur les trois modèles de structures factorielles du CSQ proposés dans les études antérieures confirment la meilleure adéquation du modèle de Robinson et al. [13] sur notre échantillon. La supériorité de ce modèle, par rapport à celui de Tuttle et al. [18] et celui de Swartzman et al. [16], avait également été démontrée par Riley et Robinson [12] sur un échantillon de 472 douloureux chroniques américains, grâce à l'utilisation d'une procédure statistique équivalente à la nôtre.

Au fur et à mesure des études portant sur sa validité interne, le CSQ a subi diverses modifications par rapport à sa structure originale (Tableau 2). Nous pouvons cependant constater que le modèle proposé par Robinson et al. [13] est celui qui est le plus proche de la structure décrite par les créateurs du CSQ.

Le facteur « diversion de l'attention » a subi plusieurs modifications au cours de ses validations successives. Cependant, nous pouvons constater la présence constante de trois items d'origine (items 30, 31 et 43). Le modèle de Robinson et al. [13] apparaît être le plus proche du modèle initial puisqu'il reprend quatre items originaux complétés par un cinquième item appartenant dans l'étude princeps au facteur « augmentation des activités comportementales ».

La bonne validité du facteur « dramatisation » a été démontrée, dans toutes les études, par la réplique dans son intégralité de sa structure originale. Cependant, dans notre échantillon français, les items 12 et 14 ne sont pas reliés significativement à ce facteur, ce qui permet d'envisager leur exclusion de la forme finale du questionnaire.

Le facteur « réinterprétation des sensations » sera répliqué intégralement par Swartzman et al. [16] et quasi intégralement par Tuttle et al. [18] (remplacement de l'item 1 par l'item 10), alors que Robinson et al. [13] ne conserveront que quatre items de la version d'origine correspondant au fait de prendre de la distance par rapport à la douleur.

En ce qui concerne le facteur « ignorance de la douleur », c'est également le modèle proposé par Robinson et al. [13] qui est le plus proche de la structure d'origine du CSQ puisque, dans leurs études de validation, Swartzman et al. [16] et Tuttle et al. [18] y ont inclus des items appartenant originellement au facteur « auto-encouragements ».

Le facteur « prière/espoir » initialement constitué de six items a peu à peu perdu les items relatifs à la dimension « espoir » pour ne plus apparaître que comme le facteur « prière » dans l'étude la plus récente.

Tableau 1 Comparaison des trois modèles factoriels concernant le CSQ.

	$\chi^2$	$p$	ddl	$\chi^2/\text{ddl}$	$\Delta\chi^2$	GFI	RMSEA
Modèle 1 Tuttle et al. [18]	1359,54	0,001	517	2,633		0,80	0,070
Modèle 2 Swartzman et al. [16]	1174,74	0,001	454	2,587	184,8*	0,82	0,069
Modèle 3 Robinson et al. [13]	800,29	0,001	309	2,599	374,41*	0,85	0,070

\* Significatif à  $p < 0,01$ .

**Tableau 2** Saturations factorielles de la structure en six facteurs (Robinson et al. [13]) obtenues dans notre population et structures factorielles antérieures [14,16,18].

Items	Saturations	Rosenstiel	Tuttle	Swartzman
<b>Facteur 1 : Distraction DIS (<math>\alpha = 0,77</math>)</b>				
3. <sup>a</sup> J'essaie de penser à quelque chose d'agréable	0,66	DIV	DIV	∅
30. <sup>a</sup> Je repense à des moments agréables du passé	0,91	DIV	DIV	DIS
31. <sup>a</sup> Je pense à des personnes avec lesquelles j'aime être	0,86	DIV	DIV	DIS
43. <sup>a</sup> Je pense aux choses que j'aime faire	1,00	DIV	DIV	DIS
45. <sup>a</sup> Je fais quelque chose qui me plaît comme regarder la télévision ou ...	0,60	AAC	∅	DIS
<b>Facteur 2 : Dramatisation DRA (<math>\alpha = 0,81</math>)</b>				
5. <sup>a</sup> C'est terrible et j'ai l'impression que jamais ça n'ira mieux	0,76	DRA	DRA	DRA
12. C'est affreux et j'ai l'impression que cela me submerge	0,38	DRA	DRA	DRA
14. J'ai l'impression que la vie ne vaut pas la peine d'être vécue	0,32	DRA	DRA	DRA
28. <sup>a</sup> Je m'inquiète tout le temps de savoir si ça va finir	0,76	DRA	DRA	DRA
38. <sup>a</sup> J'ai l'impression de ne plus pouvoir supporter la douleur	0,99	DRA	DRA	DRA
42. <sup>a</sup> J'ai l'impression de ne plus pouvoir continuer	0,71	DRA	DRA	DRA
<b>Facteur 3 : Ignorance des sensations douloureuses IGN (<math>\alpha = 0,71</math>)</b>				
20. <sup>a</sup> Je ne pense pas à la douleur	0,45	IGN	IGN	IGN
24. <sup>a</sup> Je ne porte aucune attention à la douleur	0,47	IGN	IGN	IGN
27. <sup>a</sup> Je fais comme si elle n'était pas là	0,92	IGN	∅	∅
35. <sup>a</sup> Je continue comme si de rien n'était	0,80	IGN	IGN	IGN
40. <sup>a</sup> Je l'ignore	0,65	IGN	IGN	IGN
<b>Facteur 4 : Réinterprétation REI (<math>\alpha = 0,71</math>)</b>				
1. <sup>a</sup> J'essaie de prendre de la distance par rapport à la douleur, comme si ...	0,58	REI	∅	REI
18. <sup>a</sup> J'essaie de ne pas y penser comme si c'était mon corps, mais plutôt ...	0,71	REI	REI	REI
34. <sup>a</sup> J'imagine que la douleur est en dehors de mon corps	0,60	REI	REI	REI
46. <sup>a</sup> Je fais comme si ça ne faisait pas partie de moi	0,61	REI	REI	REI
<b>Facteur 5 : Auto-encouragements ENC (<math>\alpha = 0,57</math>)</b>				
6. Je me dis d'être courageux et de continuer malgré la douleur	0,69	ENC	IGN	∅
8. Je me dis que je peux dominer ma douleur	0,52	ENC	IGN	∅
23. Je me dis que je ne peux pas laisser la douleur gêner ce que j'ai à faire	0,47	ENC	IGN	IGN
37. Même si j'ai mal, je continue à faire ce que j'ai à faire	0,64	ENC	IGN	IGN
<b>Facteur 6 : Prière PRI (<math>\alpha = 0,83</math>)</b>				
17. <sup>a</sup> Je prie Dieu que ça ne dure pas longtemps	1,20	ESP	ESP	ESP
32. <sup>a</sup> Je prie pour que la douleur disparaisse	1,00	ESP	ESP	ESP
41. <sup>a</sup> Je compte sur ma foi en Dieu	0,82	ESP	ESP	ESP
<b>Items supprimés</b>				
2. Je sors de chez moi et je fais quelque chose comme aller au cinéma ...		AAC	∅	DIS
4. Je n'y pense pas comme si c'était une douleur mais plutôt comme ...		REI	REI	REI
7. Je lis		AAC	∅	∅
9. Je prends mes médicaments		ACD	∅	∅
10. Je compte ou je fredonne une chanson dans ma tête		DIV	REI	∅
11. J'y pense comme si c'était une autre sensation, comme un ...		REI	REI	REI
13. Je joue à des jeux dans ma tête pour éloigner mon esprit de la douleur		DIV	∅	∅
15. Je sais qu'un jour je rencontrerai quelqu'un qui pourra m'aider et ...		ESP	ESP	ESP
16. Je marche beaucoup		AAC	∅	∅

Tableau 2 (Suite)

Items	Saturations	Rosenstiel	Tuttle	Swartzman
19. Je me détends, je me décontracte		ACD	∅	∅
21. J'essaie de penser à l'avenir, à ce que sera ma vie après que ...		ESP	DIV	∅
22. Je me dis que je n'ai pas mal		IGN	IGN	∅
25. Je fais confiance aux médecins qui trouveront un jour ...		ESP	ESP	∅
26. Peu importe l'intensité de la douleur, je sais que je peux y faire face		ENC	IGN	IGN
29. Je me couche		ACD	∅	∅
33. Je prends une douche ou un bain		ACD	∅	DIS
36. Je vois cela comme un défi et ne laisse pas la douleur me perturber		ENC	IGN	IGN
39. J'essaie de ne pas rester seule		AAC	∅	DIS
44. Je fais n'importe quoi pour éloigner mon esprit de la douleur		AAC	DIV	∅
47. Je reste actif, par exemple en faisant des tâches ménagères ou des projets		AAC	∅	∅
48. J'utilise une compresse chauffante		ACD	∅	∅

DIV = diversion de l'attention; REI = réinterprétation; ESP = prière/espoir; AAC = augmentation des activités comportementales; ACD = augmentation des comportements douloureux.

<sup>a</sup> items constituant le CSQ-F.

Tableau 3 Matrice de corrélations entre les différents facteurs du CSQ-F et moyennes des scores pour chaque facteur.

	DIS	DRA	IGN	REI	PRI	Moyenne	Écart-type
DIS	1,00					12,59	4,55
DRA	0,062	1,00				9,69	3,72
IGN	0,252**	-0,266**	1,00			10,93	3,82
REI	0,200**	0,035	0,346**	1,00		6,65	2,95
PRI	0,224**	0,283**	-0,122*	0,128*	1,00	6,06	3,32

DIS = distraction; DRA = dramatisation; IGN = ignorance; REI = réinterprétation; PRI = prière.

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

La dimension « auto-encouragements » apparaît d'emblée dans la littérature comme une dimension instable car elle n'a été validée en tant que telle que dans l'étude de Robinson et al. [13]. Dans les études de Tuttle et al. [18] et de Swartzman et al. [16], ces items ont été inclus dans la dimension « ignorance ».

Même si nous avons effectivement confirmé la supériorité du modèle en six facteurs de Robinson et al. [13], nous préconisons de ne retenir que cinq de ces facteurs dans les travaux ultérieurs utilisant cet outil dans sa version française. En effet, le facteur « auto-encouragements » souffre d'une trop faible consistance interne dans notre étude. Cela confirme le manque de stabilité de ce facteur qui n'était pas retrouvé dans les analyses exploratoires de Tuttle et al. [18] et de Swartzman et al. [16] et qui apparaissait dans l'étude de Robinson et al. [13] comme étant le facteur qui obtenait l'alpha de Cronbach le plus bas.

La validation de la version française du CSQ réalisée ici confirme la stabilité de la structure factorielle de ce questionnaire quelle que soit la culture de la population étudiée. Le CSQ-F est constitué de 21 items permettant d'évaluer cinq stratégies de *coping*. Il présente donc l'intérêt de faciliter l'administration de ce questionnaire dans le cadre de l'évaluation clinique des patients douloureux comme dans

celui de protocoles de recherche. À l'heure actuelle, parmi les équipes francophones menant des recherches auprès de patients douloureux, plusieurs utilisent le CSQ-F pour évaluer les stratégies de *coping* élaborées pour faire face à la douleur [1,10,17].

## Références

- [1] Bonnaud A, Chabrol H, Doron J, et al. Réactions cognitivo-comportementales à la douleur postopératoire dans le cadre du cancer du sein. *Ann Med Psychol* 2000;158(7):549–57.
- [2] Boothby JL, Thorn BE, Stroud MW, et al. Coping with pain. In: Gatchel RJ, Turk DC, editors. *Psychosocial factors in pain: critical perspectives*. New York: Guilford Press; 1999. p. 343–59, chap. 21.
- [3] Burckhardt CS, Henriksson C. The coping strategies questionnaire—Swedish version: evidence of reliability and validity in patients with fibromyalgia. *Scand J Behav Ther* 2001;30(3):97–107.
- [4] Dozois DJA, Dobson KS, Wong M, et al. Predictive utility of the CSQ in low back pain: individual versus composite measures. *Pain* 1996;66:171–80.
- [5] Franco LR, Garcia FJC, Picabia AB, et al. Assessment of chronic pain coping strategies. *Actas Esp Psiquiatr* 2004;32(2):82–91.

- [6] Harland NJ, Gorgieff K. Development of the coping strategies questionnaire 24, a clinically utilitarian version of the coping strategies questionnaire. *Rehabil Psychol* 2003;48(4): 296–300.
- [7] Jensen MP, Turner JA, Romano JM. Chronic pain coping measures: individual versus composite scores. *Pain* 1992; 51:273–80.
- [8] Jensen MP, Turner JA, Romano JM, et al. Coping with chronic pain: a critical review of the literature. *Pain* 1991;47: 249–83.
- [9] Jöreskog KG, Sörbom D. *Lisrel 8: user's reference guide*. Chicago: Scientific Software International; 1993.
- [10] Koleck M, Mazaux JM, Rascle N, et al. Psychosocial factors and coping strategies as predictors of chronic evolution and quality of life in patients with low back pain: a prospective study. *Eur J Pain* 2006;10(1):1–11.
- [11] Lawson K, Reesor KA, Keefe FJ, et al. Dimensions of pain-related cognitive coping: cross-validation of the factor structure of the coping strategy questionnaire. *Pain* 1990;43:195–204.
- [12] Riley JL, Robinson ME. CSQ: five factors or fiction? *Clin J Pain* 1997;13:156–62.
- [13] Robinson ME, Riley JL, Myers CD, et al. The coping strategies questionnaire: a large sample, item level factor analysis. *Clin J Pain* 1997;13:43–9.
- [14] Rosenstiel AK, Keefe FJ. The use of coping strategies in chronic low back pain patients: relationship to patient characteristics and current adjustment. *Pain* 1983;17:33–44.
- [15] Spinhoven P, Ter Kuile MM, Linssen ACG, et al. Pain coping strategies in a Dutch population of chronic low back pain patients. *Pain* 1989;37:77–83.
- [16] Swartzman LC, Gwadry FG, Shapiro AP, et al. The factor structure of the coping strategies questionnaire. *Pain* 1994;57:311–6.
- [17] Truchon M, Côté D. Predictive validity of the chronic pain coping inventory in subacute low back pain. *Pain* 2005;116:205–12.
- [18] Tuttle DH, Shutty MS, DeGood DE. Empirical dimensions of coping in chronic pain patients: a factorial analysis. *Rehabil Psychol* 1991;36:179–87.
- [19] Verra ML, Angst F, Lehmann S, et al. Translation, cross-cultural adaptation, reliability, and validity of the German version of the coping strategies questionnaire (CSQ-D). *J Pain* 2006;7(5):327–36.