

PSYCHOPATHOLOGIE

# La version française du Relationship Scales Questionnaire de Bartholomew (RSQ, Questionnaire des échelles de relation) : étude de validation du construit

## *Construct validation study of the Relationship Scales Questionnaire (RSQ) on an adult sample*

N. Guédeney<sup>a,\*,d</sup>, J. Fermanian<sup>b,d</sup>, A. Bifulco<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Département de psychiatrie de l'adolescent, CMP institut mutualiste Montsouris, 45, rue de la Harpe, 75005 Paris, France

<sup>b</sup> Laboratoire de biostatistiques, hôpital Necker, AP-HP, Paris, France

<sup>c</sup> Lifespan Research Group, Royal Holloway, University of London, London, Royaume-Uni

<sup>d</sup> Inserm U669, université Paris-René-Descartes, Paris, France

Reçu le 19 octobre 2007 ; accepté le 8 décembre 2008

Disponible sur Internet le 7 avril 2009

### MOTS CLÉS

Relationship scales questionnaire ;  
Attachement ;  
Validité du construit

**Résumé** L'étude de validation du construit de la version française de l'autoquestionnaire sur l'attachement de l'adulte élaboré par Bartholomew, le Relationship Scales Questionnaire (RSQ, Questionnaire des échelles de relation) a porté sur un échantillon de 126 adultes. L'analyse factorielle exploratoire avec rotation orthogonale a porté sur les 17 items du RSQ et donne une structure en trois facteurs expliquant 48 % de la variance. Ces trois facteurs sont un facteur « évitement » (huit items, 21 % de la variance), un facteur « anxiété dans la relation » (cinq items, 14 % de la variance) et un facteur « sécurité » (cinq items, 11 % de la variance). La cohérence interne des échelles prototypiques est faible (coefficient de Cronbach inférieur à 0,60) sauf pour le prototype « détaché », celle des échelles construites à partir des facteurs issus de l'analyse factorielle est moyenne avec un coefficient de Cronbach toujours supérieur à 0,60. La fidélité test–retest à court terme est moyenne pour les échelles prototypiques (coefficient intraclasse inférieur à 0,70) et elle est bonne pour les scores des échelles issues de l'analyse factorielle (coefficient intraclasse supérieur à 0,80). Cette étude confirme les bonnes qualités psychométriques de l'outil mais demande des études complémentaires pour généraliser les résultats.

© L'Encéphale, Paris, 2009.

\* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : [nicole.guedeney@imm.fr](mailto:nicole.guedeney@imm.fr) (N. Guédeney).

**KEYWORDS**

Object attachment;  
Relationship scales  
questionnaire;  
Construct validity

**Summary**

*Introduction.* – The authors present the construct validity of the French version of the Relationship Scales Questionnaire (RSQ) designed by Griffin and Bartholomew (1994), which is the most widely-used self-report concerning adult attachment.

*Objectives.* – To improve knowledge on the psychometric properties of the RSQ by studying the construct validity on a sample of adults.

*Method.* – Subjects were recruited in a primary social care setting in Paris, France, and asked to fill in the RSQ twice: the first time just before meeting the social worker in charge, the second time, at home, with a prestamped form, two days later. A questionnaire on sociodemographic and economic variables was also filled in during the first time. Statistical analyses were conducted using Exploratory Factor Analysis with orthogonal rotation. The reliability was studied using Cronbach's coefficient for each new scale from the factor analysis. The test-retest reliability was studied for the prototypic scales and for the scales from the factor analysis, using the intra-class correlation method.

*Results.* – One hundred and twenty-six subjects were recruited and completed the two forms (mean interval: 2.16 days). The factor analysis gives a three-factor structure explaining 48% of the total variance. The three factors were: factor 1 "Avoidance" with seven items explaining 21% of the total variance; factor 2 "Anxiety in the relationships" (five items) explaining 14% of total variance and factor 3 "Security" (five items) explaining 11% of the total variance. Cronbach's coefficient was low for the prototypical scales (0.41 for "secure", 0.54 for "fearful", 0.22 for "preoccupied", and moderate for "dismissive" (0.64). It was moderate for the scales designed from the factor analysis (0.66 for F1, 0.69 for F2 and 0.60 for F3). The Intraclass Coefficients (ICC) were modest for the four prototypical scales (ICC < 0.70) and were good for the scales designed from the factor analysis (F1: ICC = 0.80; F2: ICC = 0.85 and F3: ICC = 0.78).

*Discussion.* – The construct validity studied on an adult sample confirms the good psychometric properties of the RSQ considering the factor analysis, the test-retest short time reliability and the internal consistency. The factor analysis with three factors provides a different structure of classical descriptions with only two factors, but confirms the most recent results on Attachment Self-Reports that find a factor concerning security and two factors concerning management of insecurity (avoidance and anxiety in relationships). To be confirmed, the results require further research (confirmatory factor analysis, larger sample, other type of population).

© L'Encéphale, Paris, 2009.

Pour Bowlby [7], la théorie de l'attachement était pertinente tout au long de la vie. La qualité de l'attachement chez l'adulte se définit en particulier par l'équilibre du sujet entre savoir chercher de l'aide en cas de détresse et de vulnérabilité auprès de figures particulières et s'appuyer sur ses ressources propres pour surmonter un défi ou une crise. La qualité de l'attachement joue un rôle de vulnérabilité ou de facteur de protection dans le développement tout au long de la vie [7,23]. Un certain nombre d'aménagements traduisent chez le sujet la sécurité ou l'insécurité dans ses relations avec ces figures particulières dites figures d'attachement ou dans sa manière générale de considérer le fait de demander de l'aide ou de se débrouiller seul.

De nombreux outils de mesure, principalement des autoquestionnaires, ont été créés pour capturer ces caractéristiques relationnelles liées à l'attachement dans les relations actuelles – amoureuses ou proches – que nous tout adulte. On définit ainsi des « styles » ou « prototypes » d'attachement [13]. Il s'agit de profils d'attentes, de besoins, d'émotions, de stratégies de régulation émotionnelle et de comportement social dans les relations [22]. Ces autoquestionnaires mesurent le contenu explicite des perceptions et des vues que les sujets ont d'eux-mêmes et des autres, dans les relations proches.

Le Relationship Scales Questionnaire (RSQ, Questionnaire des échelles de relation) élaboré par Griffin et Bartholomew [15] est un des plus utilisés [22]. Plusieurs facteurs y contribuent. Cet autoquestionnaire repose sur le modèle théorique le plus complexe à l'heure actuelle. Ce modèle est construit à partir du concept de Modèles Internes Opérants qui sont au cœur de l'élaboration théorique de Bowlby [8,9]. Pour ce dernier, la construction d'un attachement « sécure » se traduit par la construction de modèles de travail qui sont des représentations cognitivo-affectives de soi et des autres en situation de détresse : la positivité du modèle de soi au regard de l'autre et la confiance dans la disponibilité et la bienveillance des autres en situation de détresse sont les caractéristiques de l'attachement sécure. Bartholomew et Horowitz et Griffin et Bartholomew [2,16] conceptualisent un modèle de l'attachement chez l'adulte à partir de ces deux dimensions : « la positivité du modèle de soi » et « la positivité du modèle des autres ». Chacune de ces deux dimensions peut être positive ou négative ; en les combinant, elle arrive à une classification en quatre catégories. Un style d'attachement « sécure » (modèles positifs de soi et des autres) indique le sentiment qu'on a de sa propre valeur et de son importance pour les autres ainsi que la conviction que les autres sont en général disponibles et

aidant en cas de besoin et qu'ils nous acceptent tels que nous sommes. Le style « préoccupé » (modèle de soi négatif et modèle des autres positif), se caractérise par le sentiment qu'on a peu de valeur pour les autres et en même temps, qu'on en attend des réponses positives tout en redoutant qu'elles ne soient pas aussi rassurantes et réconfortantes qu'on le souhaiterait. Le style « détaché » (modèle positif de soi et modèle négatif des autres) implique un sentiment de sa propre valeur qu'on ne doit qu'à soi-même et des attentes très négatives sur les autres dont on ne doit, en revanche, rien attendre. Enfin, le style « craintif » (modèles de soi et des autres négatifs) combine un sentiment de non-valeur personnelle au regard des autres et la croyance que les autres ne sont ni disponibles, ni bienveillants lorsque l'on en a besoin. Chaque style d'attachement (ou prototype) reflèterait une stratégie différente de faire face à la détresse, dans le contexte de relations proches, en particulier différentes modalités de régulation émotionnelle dans les dispositifs interpersonnels [3].

Bartholomew et al. ont adapté leur modèle initialement conceptualisé sous une forme catégorielle (les styles sont exclusifs l'un de l'autre) à la possibilité de mesures continues pour chaque prototype d'attachement : ils nomment leurs scores les scores « prototypiques » (sécure, craintif, détaché et préoccupé) dans la mesure où chaque score reflète jusqu'à quel point le sujet se sent correspondre à tel ou tel prototype. Enfin, cet outil est simple d'administration, rapide à coter et a été élaboré pour des sujets en population générale. Les scores prototypiques sont associés à un certain nombre de caractéristiques psychologiques et interpersonnelles pertinentes en santé mentale de l'adulte comme en soins somatiques [23] et peuvent ainsi contribuer à mieux comprendre ce que représente la sécurité de l'attachement chez l'adulte.

Cette étude de validation du construit de la version française du RSQ a été conduite dans le cadre d'une étude portant sur l'étude des liens entre le système d'attachement et l'alliance de travail chez des adultes recourant à une demande d'aide sociale [17].

L'objectif de cet article est d'étudier la validité du construit de la version française du RSQ pour pouvoir en permettre l'utilisation sur des échantillons de populations française. Nous avons conduit une analyse factorielle exploratoire, étudié la consistance interne au moyen du coefficient alpha de Cronbach et la fidélité test–retest à court terme.

## Méthode

### Sujets

Les sujets ont été recrutés dans le service social polyvalent, (Direction de l'action sanitaire et sociale, Mairie de Paris), service assuré dans chaque arrondissement parisien par des travailleurs sociaux et répondant aux demandes dites « sociales » (renseignements pour des démarches administratives, recherche de logement, demande d'aide financière) de la population parisienne. Tout demandeur se voit affecter un travailleur social en fonction de sa domiciliation.

Les sujets ont été recrutés de manière consécutive. Était incluse dans l'étude toute personne rencontrant, pour la

première fois et pour une demande d'aide les concernant personnellement, le travailleur social les prenant en charge. Les sujets devaient être âgés entre 18 et 45 ans et pouvoir lire et comprendre le français. Étaient exclus les sujets venant sous contrainte (éducative ou judiciaire) ou demandant une aide sociale pour un proche.

## Instruments

### Le Relationship Scales Questionnaire

Le RSQ (15, Annexe 1) est un autoquestionnaire de 30 items élaboré à partir du Relationship Questionnaire, (RQ, 2) et de l'Adult Attachment Scale (AAS) de Collins et Read [12]. Seuls 17 items sont spécifiques du RSQ et sont regroupés en quatre sous-échelles qui définissent quatre « prototypes » d'attachement :

- la sous-échelle « sécure » (S) est composée de cinq items ;
- la sous-échelle « craintif » (F de « fearful ») de quatre items ;
- la sous-échelle « préoccupée » (P) de quatre items ;
- la sous-échelle « détachée » (D) de cinq items.

Le sujet cote chaque item sur une échelle de Likert en cinq points, en fonction du degré auquel la description de l'item s'applique à lui. Les scores pour chaque échelle sont calculés en suivant les consignes de Griffin et Bartholomew [16].

Les items du RSQ ont été traduits par les auteurs puis ont fait l'objet de deux traductions croisées indépendantes par des personnes de langue anglaise. Les versions ont été comparées à la version originale et la version obtenue par consensus (Annexe 1), a été acceptée par les auteurs du questionnaire (Bartholomew et al.).

### Questionnaire sociodémographique

Un questionnaire construit pour l'étude recueillait les variables sociodémographiques et socioéconomiques des sujets.

### Procédure

Chaque sujet participant à la recherche remplissait un formulaire de consentement informé. Il lui était demandé de remplir, immédiatement après sa rencontre avec le travailleur social, deux questionnaires : renseignements sociodémographiques, RSQ, puis de les remettre au recruteur qui vérifiait que les questionnaires étaient correctement remplis. Celui-ci remettait alors au sujet, dans une enveloppe préimprimée, un autre exemplaire du RSQ à remplir deux jours plus tard. Le chercheur responsable de l'étude (NG) téléphonait deux jours plus tard pour vérifier que le questionnaire avait été rempli et envoyé.

L'étude a reçu l'accord des commissions d'éthique selon la législation française en vigueur (CCPPRB Cochin).

### Statistiques

Les données quantitatives ont été décrites au moyen des paramètres usuels : moyenne, écart-type (S.D.). Les

données qualitatives ont été décrites en utilisant les pourcentages et les proportions. Une analyse factorielle exploratoire a été effectuée au moyen d'une analyse en composantes principales suivie d'une rotation Varimax orthogonale des facteurs obtenus. Le nombre de facteurs retenus a été choisi au moyen du Scree test et de la valeur propre des facteurs supérieure à 1 pour aboutir à un choix raisonné. Le seuil de saturation retenu a été de 0,30. Un coefficient alpha de Cronbach ( $\alpha$ ) a été calculé pour mesurer la cohérence interne des échelles correspondant aux facteurs issus de l'analyse factorielle. La fidélité test–retest a été évaluée au moyen du coefficient de corrélation intra-classe (CIC) calculé après analyse de variance à 1 facteur.

Tous les test statistiques étaient bilatéraux avec un seuil significatif à  $p < 0,05$ .

### Constitution de l'échantillon

Sur les 219 sujets approchés, 142 (65%) ont accepté de participer à l'étude. Il n'y avait pas de différence significative entre l'échantillon de refus et celui des acceptants pour l'âge, la profession et le lieu de naissance. Parmi ces derniers, dix sujets (7%) ont refusé de continuer de participer après leur rencontre avec l'assistante sociale et six sujets (4%) ont dû être retirés de l'étude en raison des questionnaires incomplètement remplis. La première étape de l'évaluation a donc porté sur 126 sujets (88,73% des acceptants). La deuxième évaluation a porté sur 105 questionnaires (83,33%). Vingt et un (16,66%) questionnaires ont été perdus, inutilisables ou non renvoyés. Le délai moyen entre les deux remplissages a été de 2,16 jours (S.D. = 0,83).

## Résultats

### Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon d'étude

Le **Tableau 1** présente les caractéristiques démographiques et économiques de l'échantillon. On remarque la prédominance des sujets de sexe féminin, le niveau d'éducation plutôt élevé puisque 73,3% avaient au moins le niveau baccalauréat. La grande majorité des sujets (79,8%) était née en France. En revanche, une majorité des sujets était dans une situation professionnelle précaire (77,8%) avec des revenus personnels en dessous du seuil de pauvreté (67,8%).

Les scores de chaque prototypes du RSQ sont présentés dans le **Tableau 2**.

### Analyse factorielle du RSQ (17 items pris en compte)

Après rotation Varimax, l'analyse factorielle donne une solution à trois facteurs orthogonaux, F1, F2, F3, prenant en compte 47,62% de la variance. Les résultats sont présentés dans le **Tableau 3**. Un premier facteur comporte sept items (1,2,6,10,12,19,26) et explique 21,29% de la variance totale. On l'a nommé facteur « évitement » du fait du contenu clinique des items les plus saturés. Un deuxième facteur comporte cinq items (5,22,24,25,28) et explique 13,75% de la variance totale. Nous avons nommé le facteur

**Tableau 1** Description des caractéristiques sociodémographiques et économiques de l'échantillon d'étude ( $n = 126$ ).

Variables	Pourcentage (%)	M (S.D.)
Âge		31,0 ans (6,67)
Genre		
Femmes	77	
Hommes	23	
Lieu de naissance		
Territoire français	79,8	
Autre	20,2	
Niveau d'étude par rapport au baccalauréat		
Au-dessous	26,7	
Niveau bac ou au-dessus	73,3	
Situation de vie		
Seul(e)	74,2	
Avec un(e) partenaire	25,8	
Enfants		
Avec	55,6	
Sans	44,4	
Statut professionnel		
Stable	22,2	
Précaire ou chômage	64,3	
Étudiant	7,1	
Femme au foyer	6,4	
Revenu individuel		
Sous le seuil de pauvreté	67,8	
Niveau ou au-dessus du seuil	32,2	
Motif principal de demande d'aide		
« Social »	74,2	
« Non social »	25,8	

« anxiété dans la relation » du fait du contenu clinique des items les plus saturés.

Enfin, un troisième facteur comporte cinq items (3,8,9,15,16) et explique 11,21% de la variance totale. Nous l'avons nommé facteur « sécurité », car il rassemble des items évoquant la recherche de confort ou le confort dans la proximité émotionnelle avec les autres.

### Étude de la fiabilité des outils

#### Étude de la cohérence interne

Les scores alpha de Cronbach pour les échelles « prototypiques » originales donnent une cohérence interne faible pour tous les prototypes ( $0,22 < \alpha < 0,54$ ) sauf pour le prototype « détaché » qui a une consistance interne moyenne ( $\alpha = 0,64$ ). Lorsque l'on considère les échelles correspondant aux facteurs issus de l'analyse factorielle, les coefficients alpha de Cronbach indiquent une cohérence interne moyenne ( $0,60 < \alpha < 0,69$ ) (**Tableau 2**).

**Tableau 2** Scores « prototypiques » du RSQ et scores des échelles correspondant aux facteurs issus de l'analyse factorielle du RSQ : moyenne, écart-type, coefficient alpha de Cronbach ( $n1 = 126$ ) et coefficient intraclasse pour le test–retest (CIC) ( $n2 = 106$ ).

	Moyenne (S.D.) ( $n1$ )	Cronbach ( $n1$ )	CIC (intervalle de confiance 95 % minimum–maximum) ( $n2$ )
Score du prototype sécure	3,13 (0,55)	0,41	0,53 (0,37–0,66)
Score du prototype craintif	3 (0,90)	0,54	0,57 (0,42–0,69)
Score du prototype préoccupé	2,97 (0,74)	0,22	0,67 (0,53–0,76)
Score du prototype détaché	3,22 (0,86)	0,64	0,59 (0,44–0,70)
Facteur 1 « évitement »	22,01 (5,23)	0,66	0,80 (0,70–0,86)
Facteur2 « anxiété dans les relations »	12,01 (4,28)	0,69	0,85 (0,77–0,90)
Facteur 3 « sécurité »	15,01 (4,28)	0,60	0,78 (0,68–0,85)

**Tableau 3** Résultats de l'analyse factorielle du RSQ (30 items). Les items dont la saturation est supérieure à 0,30 sont les seuls retenus.

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3
Valeur propre	3,62	2,34	1,90
Pourcentage de la variance totale expliquée	21,29	13,75	11,21
Item 1	0,721		
Item 2	0,627		
Item 3			0,482
Item 5		0,465	
Item 6	0,529		
Item 8			0,601
Item 9			0,658
Item 10	–0,481		
Item 12	0,509		
Item 15			0,617
Item 16			0,615
Item 19	0,667		
Item 22		0,503	
Item 24		0,744	
Item 25		0,626	
Item 26	0,726		
Item 28		0,695	

### Étude de la fidélité test–retest

Nous avons étudié la fidélité test–retest au moyen du coefficient intraclasse, pour les scores « prototypiques » et les scores des sous-échelles correspondant aux facteurs issus de l'analyse factorielle pour tous les sujets ayant pu être évalués deux fois, soit 106 sujets (Tableau 2).

On constate que la fidélité test–retest est modeste à moyenne pour les quatre scores « prototypiques » du RSQ (CIC < 0,70). Lorsque l'on considère les facteurs issus de l'analyse factorielle, la fidélité test–retest est satisfaisante (CIC  $\geq$  0,80) pour les scores des trois échelles correspondant aux facteurs issus de l'analyse factorielle.

### Discussion

L'étude de validation de construit de la version française du RSQ montre les bonnes qualités psychométriques de

l'outil, tant dans sa structure factorielle que dans sa fiabilité. La structure factorielle ne confirme pas la structure hypothétique en quatre prototypes du RSQ, mais trouve des facteurs ayant de bonnes qualités psychométriques et cohérents avec ce que l'on sait des aménagements de la sécurité ou de l'insécurité de l'attachement chez les adultes. C'est la seule étude à notre connaissance à avoir étudié la fidélité test–retest sur un si court intervalle.

Notre échantillon de validation est un échantillon d'adultes de bon niveau d'étude, culturellement homogène, relativement socialement intégré, entrés dans la vie active mais en grande précarité socioéconomique, très différent des autres études de validation qui concernent surtout des étudiants [1,14,16] ou, moins souvent, sur adultes non issus de milieux socioéconomiques à risques [15,19]. Cette diversification des échantillons de validation des outils d'attachement répond aux recommandations actuelles [13].

Le pourcentage de refus ou de sorties de l'étude est élevé comme il est habituel de le constater dans ce type d'échantillon à risque [5]. Les études qui ne sont pas menées dans le cadre médical ont un taux de participation toujours plus faible [20] d'autant qu'il n'y avait pas de rémunération offerte [11]. Cependant l'échantillon qui a participé était représentatif, en termes démographiques et socioéconomiques, de la population vue à Paris dans de tels services sociaux<sup>1</sup>. Il n'y avait de plus, pas de différences sociodémographiques entre les sujets qui ont participé à l'étude et ceux qui l'ont refusée.

Notre analyse factorielle du RSQ 17items trouve une solution en trois facteurs comme dans l'étude de Bäckström et Holmes [1] qui est la seule comparable quant à la méthode d'analyse factorielle. La description clinique des facteurs ne peut pas être comparée faute d'informations suffisantes dans cette étude. La structure en trois facteurs de notre étude complète la structure en deux facteurs (évitement/anxiété) classiquement décrite sur des échantillons d'étudiants [10]. Les variations « écologiques » liées à la traduction et aux caractéristiques de l'échantillon de validation peuvent expliquer en partie cette différence ainsi que des choix méthodologiques (seuil du

<sup>1</sup> Source: SSP, DASES, 2000, 16 870 usagers: 55% des familles avaient au moins un enfant. Quarante-neuf pour cent habitaient chez elles, 33% travaillaient, 50% étaient au niveau ou au-dessous du seuil de pauvreté.

coefficient de saturation sélectionné, méthodes d'analyses factorielles).

La structure factorielle en trois facteurs confirme les hypothèses récentes de Becker et al. [4], Stein et al. [25] et de Bifulco et al. [6]. Ces auteurs considèrent qu'une structure en trois facteurs des autoquestionnaires d'attachement chez l'adulte correspond davantage à ce que l'on connaît maintenant de l'organisation possible des représentations d'attachement chez l'adulte à propos des relations proches en général [23]. Celles-ci s'organiseraient selon trois dimensions : une dimension continue « sécurité – insécurité » et deux dimensions caractérisant les modalités d'aménagements qualitatifs de l'insécurité éventuelle. La dimension « évitement » se caractérise par la minimisation des questions liées à l'attachement et la maximisation du recours aux ressources propres du sujet ; la dimension « anxiété dans la relation » se caractérise par une maximisation de l'importance des questions d'attachement et une difficulté à faire confiance à ses ressources propres pour surmonter un défi.

La cohérence interne des échelles prototypiques donne des résultats peu satisfaisants. Ils sont comparables aux résultats déjà publiés [1,16,19]. Cela confirme la critique de Bäckström et Holmes [1] : les échelles prototypiques du RSQ pourraient refléter plus qu'une seule dimension. C'est un des arguments qui a poussé l'auteur de l'outil à recommander, pour chaque nouvelle étude, d'utiliser les facteurs issus de l'analyse factorielle conduite sur l'échantillon de l'étude et qui sont plus adaptés aux caractéristiques de l'échantillon d'étude. L'inconvénient est de rendre difficilement comparable les études entre elles. La cohérence interne des sous-échelles correspondant aux facteurs issus de notre étude est, en revanche, satisfaisante et donc en faveur du fait que chaque facteur capte bien une seule dimension.

L'étude de la fidélité test–retest est celle, à notre connaissance, qui porte sur le plus petit intervalle de temps entre les deux évaluations ; cela permet de contrôler la survenue d'événements de vie négatifs [14,18,21] et les variations de l'humeur [20] qui peuvent jouer sur la stabilité de l'outil. Nous l'avons estimée au moyen du coefficient intraclasse, c'est-à-dire de la manière la plus exigeante : les résultats pour les scores prototypiques sont comparables aux résultats publiés, quel que soit le délai entre les deux évaluations [16,18,21]. La modestie de la fidélité test–retest des prototypes du RSQ n'est qu'apparente, étant donné le faible nombre d'items constitutifs des sous-échelles [16]. La fidélité test–retest des scores des échelles correspondant aux scores issus de notre analyse factorielle est meilleure :

cela est peut être dû, étant donné là aussi le faible nombre d'items, à la cohérence interne plus forte de chaque facteur.

## Limitations

L'analyse factorielle, compte tenu que nous avons affaire à une nouvelle échelle, a été exploratoire. Elle devra être confirmée par des études ultérieures, en raison du faible nombre de sujets de l'échantillon, les caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon qui ne sont pas représentatives de la population générale française ainsi que par une analyse factorielle confirmatoire.

## Conclusion

L'étude de validation du construit de la version française du RSQ sur un échantillon de sujets adultes confirme les bonnes propriétés psychométriques de l'outil. Cet outil facile à administrer et à coter a montré son intérêt dans de nombreuses études dans le domaine de la santé mentale et de l'attachement chez l'adulte.

## Remerciements

Nos remerciements aux professionnels des services sociaux polyvalents de la Direction de l'action sanitaire et sociale de Paris qui ont rendu cette étude possible, à Mmes Guillotin-Graf et Anthonioz qui ont assuré le recrutement, à Mme Dugré-Lebigre qui a assuré les formalités éthiques, à Mme le Dr Curt qui a révisé le manuscrit.

Ce projet a été financé par l'Assistance publique des Hôpitaux de Paris (AP–HP) : CRC 01003.

## Annexe 1. Version française du Questionnaire des échelles de relation : RSQ (Bartholomew)

Traduction française : N. Guédeney, 2004.

Merci de bien vouloir lire les propositions suivantes et de coter jusqu'à quel point chacune d'elle décrit vos sentiments à propos des relations avec les gens dont vous vous sentez proches. Pensez à toutes ces relations proches, passées ou actuelles et répondez en fonction comment, en général, vous vous y sentez.

Pour chaque proposition, entourer d'un cercle le chiffre qui vous correspond le mieux. Donner une seule réponse pour chaque proposition et merci de répondre à toutes sans en oublier une seule.

	Pas du tout comme moi		Un peu comme moi		Tout à fait comme moi
1. Je trouve difficile de dépendre des autres.(c)	1	2	3	4	5
2. C'est très important pour moi de me sentir indépendant(e). (d)	1	2	3	4	5
3. C'est facile pour moi de me sentir proche des autres par rapport aux émotions (s)	1	2	3	4	5
4. Je veux ne pouvoir faire qu'un avec une autre personne.	1	2	3	4	5
5. Je crains d'être blessé(e) si je me permets de devenir trop proche des autres.(c)	1	2	3	4	5
6. Je me sens bien sans relations affectives proches.(d, p-inversé)	1	2	3	4	5
7. Je ne suis pas sûr(e) de pouvoir toujours compter sur la présence des autres lorsque j'en ai besoin.	1	2	3	4	5
8. Je veux être dans une intimité totale avec les autres quand il s'agit des émotions.(p)	1	2	3	4	5
9. Je suis inquiet(e) de me retrouver seul(e).(s inversé)	1	2	3	4	5
10. Je me sens à l'aise quand j'ai besoin des gens.(s)	1	2	3	4	5
11. Je crains souvent que mes partenaires amoureux(ses) ne m'aient pas vraiment.	1	2	3	4	5
12. Je trouve que c'est difficile de faire totalement confiance aux gens.(c)	1	2	3	4	5
13. Je m'inquiète du fait que les autres deviennent trop proches de moi.	1	2	3	4	5
14. Je veux des relations proches quand il s'agit des émotions.	1	2	3	4	5
15. Je me sens bien lorsque les gens ont besoin de moi.(s)	1	2	3	4	5
16. J'ai peur que les gens ne me donnent pas autant d'importance que je leur en donne.(p)	1	2	3	4	5
17. Les gens ne sont jamais là quand vous avez besoin d'eux.	1	2	3	4	5
18. Mon désir de ne faire qu'un avec les gens les fait parfois fuir.	1	2	3	4	5
19. C'est très important pour moi de sentir que je me suffis à moi-même.(d)	1	2	3	4	5
20. Je suis mal à l'aise quand quelqu'un se rapproche trop de moi.	1	2	3	4	5
21. J'ai souvent peur que mes partenaires amoureux(ses) ne veuillent pas rester avec moi.	1	2	3	4	5
22. Je préfère n'avoir personne qui dépende de moi.(d)	1	2	3	4	5
23. J'ai peur d'être abandonné. (e).	1	2	3	4	5
24. Je me sens un peu mal à l'aise quand je suis proche des Gens. (c)	1	2	3	4	5
25. Je trouve que les gens ne veulent pas être aussi proches de moi que je le souhaiterais.(p)	1	2	3	4	5
26. Je préfère ne pas dépendre des autres.(d)	1	2	3	4	5
27. Je sais que les autres seront là quand j'en aurai besoin.	1	2	3	4	5
28. J'ai peur que les gens ne m'acceptent pas.(s inversé)	1	2	3	4	5
29. Mes partenaires amoureux(ses) veulent souvent que je sois plus proche d'eux/elles que je ne le supporte.	1	2	3	4	5
30. Je trouve relativement facile d'être proche des gens.	1	2	3	4	5

Les items constitutifs des prototypes du RSQ sont indiqués par une initiale selon le prototype : « c » pour Craintif ; « s » pour Sécure ; « p » pour Préoccupé, « d » pour Détaché.

## Références

- [1] Bäckström M, Holmes BM. Measuring adult attachment: a construct validation of two self-report instruments. *Scand J Psychol* 2001;42:79–86.
- [2] Bartholomew K, Horowitz LM. Attachment styles among young adults: a test of four category – model. *J Pers Soc Psychol* 1991;61:226–44.
- [3] Bartholomew K, Shaver PR. Methods of assessing adult attachment: do they converge. In: Simpson JM, Rholes NS, editors. *Adult attachment and close relationships*. NY: Guilford Press; 1998. p. 25–45.
- [4] Becker TE, Billings RS, Eveleth DM, et al. Validity of scores on three attachment style scales: exploratory and confirmatory evidence. *Educ Psychol Measurement* 1997;57:477–93.
- [5] Bifulco A, Moran P, Ball C, et al. Adult attachment style: II. Its relationship to psychosocial depressive vulnerability. *SPPE* 2002;37:60–7.
- [6] Bifulco A, Mahon J, Kwon JH, et al. The vulnerable attachment style questionnaire (VASQ): an interview based measure of attachment styles that predict depressive disorder. *Psychol Med* 2003;33:1099–110.
- [7] Bowlby J. *A secure base*. New York: Basic Books; 1988.
- [8] Bowlby J. *Attachement et perte*. Volume 1, l'attachement. Paris: PUF; 2002. 540 pages.
- [9] Bowlby J. *Attachement and loss*. Volume 1, Attachment. 2nd ed. New York: Basic Books; 1983. 464 pages.
- [10] Brennan KA, Clark CL, Shaver PR. Self report measurement of adult attachment: an integrative review. In: Simpson JA, Rholes WS, editors. *Attachment theory and close relationships*. New York: Guilford Press; 1998. p. 46–76.
- [11] Ciechanowski PS, Katon WJ, Russo JE, et al. The patient provider relationship: attachment theory and adherence to treatment in diabetes. *Am J Psychiatry* 2001;158:29–35.
- [12] Collins NL, Read SJ. Adult attachment, working models and relationship quality in dating couples. *J Pers Soc Psychol* 1990;58:644–63.
- [13] Crowell JA, Fraley RC, Shaver PR. Measurement of individual differences. In: Cassidy J, Shaver P, editors. *Handbook of Attachment*. NY: Guilford Press; 1999. p. 434–65.
- [14] Davila J, Cobb RJ. Predictors of change in attachment security during adulthood. In: Rholes WS, Simpson JA, editors. *Adult attachment theory: research and clinical implications*. NY: Guilford Press; 2004. p. 133–56.
- [15] Feeney JA, Hohaus L. Attachment and spousal caregiving. *Pers Relationships* 2001;8:21–39.
- [16] Griffin D, Bartholomew K. Models of the self and other: fundamental dimensions underlying measures of adult attachment. *J Pers Soc Psychol* 1994;67:430–45.
- [17] Guédénéy N. *Apport de la théorie de l'attachement à la relation d'aide*. Illustration: étude des liens entre le système d'attachement et l'alliance de travail sur un échantillon de 130 sujets recourant à une demande d'aide sociale. Thèse de Science; université Paris-6; 2004.
- [18] Kirkpatrick LA, Hazan C. Attachment styles and close relationships: a four-year prospective study. *Pers Relationships* 1994;2:229–37.
- [19] Kurdek LA. On being insecure about the assessment of attachment styles. *J Soc Pers Rel* 2002;19:811–34.
- [20] Puura K, Davis H, Papadopoulou K, et al. The European early promotion project: a new primary health care service to promote children's mental health. *Inf Ment Health J* 2002;23:606–24.
- [21] Scharfe E, Bartholomew K. Reliability and stability of adult attachment patterns. *Pers Relationships* 1994;1:23–43.
- [22] Shaver PR, Mikulincer M. Attachment –related psychodynamics. *Attach Hum Dev* 2002;4:133–61.
- [23] Shaver PR, Mikulincer M. What do self-report attachment measures assess? In: Rholes WS, Simpson JA, editors. *Adult attachment: theory, research and clinical implications*. NY: Guilford Press; 2004. p. 17–54.
- [24] Siegert RJ, Ward T, Hudson S. The structure of Romance. *N Z J Psychol* 1995;24:13–20.
- [25] Stein H, Koontz AD, Fonagy P, et al. Adult attachment: what are the underlying dimensions? *Psychol Psychother* 2002;75:77–91.