

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/286305698>

# Etude de validation sur une population française de l'échelle d'attitudes dysfonctionnelles de Weissman et Beck (DAS-forme A)

Article in *Journal de Thérapie Comportementale et Cognitive* · January 1994

CITATIONS

15

READS

872

3 authors:



**Martine Bouvard**

Université Savoie Mont Blanc

103 PUBLICATIONS 2,960 CITATIONS

SEE PROFILE



**Jean Cottraux**

Claude Bernard University Lyon 1

229 PUBLICATIONS 5,095 CITATIONS

SEE PROFILE



**Siphiwo Charles**

Cape Peninsula University of Technology

22 PUBLICATIONS 453 CITATIONS

SEE PROFILE

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



on a book about personality disorders [View project](#)

## ETUDE DE VALIDATION SUR UNE POPULATION FRANCAISE DE L'ECHELLE D'ATTITUDES DYSFUNCTIONNELLES DE WEISSMAN ET BECK (DAS FORME A)

BOUVARD M., COTTRAUX J., CHARLES S., CIALDELLA P., GUERIN J., AIMARD G.

*Hôpital Neurologique, Unité de Traitement de l'Anxiété  
59, bd Pinel, 69344 Lyon-Montchat*

---

### RÉSUMÉ :

La validation et l'analyse factorielle de la version française de l'échelle d'attitudes dysfonctionnelles (DAS – forme A) de Weissman et Beck sont présentées. L'étude porte sur deux groupes de sujets : un groupe de sujets dépressifs (n = 100) et un groupe de sujets contrôles (n = 93). Les deux groupes sont comparables en ce qui concerne l'âge et le sexe. L'échelle d'attitudes dysfonctionnelles forme A possède une fidélité et une cohérence interne satisfaisantes. Elle apparaît valide, différenciant les sujets dépressifs des sujets contrôles. La validité convergente est satisfaisante avec deux autres questionnaires, l'échelle de désespoir de Beck et le questionnaire des pensées automatiques d'Hollon. Elle est peu satisfaisante avec le Beck 13 et une échelle simple d'évaluation du risque suicidaire (ERSD de Ducher) et pas du tout satisfaisante avec l'échelle de dépression d'Hamilton. L'analyse factorielle met en évidence quatre facteurs se rapportant globalement à la notion de sociotropie/autonomie. Afin d'améliorer les qualités psychométriques du questionnaire en particulier la stabilité, nous proposons une version réduite à 29 items. Les items retenus ont une corrélation supérieure à 0,50 avec l'un des quatre facteurs de l'analyse factorielle.

*Mots-clés :* Thérapie cognitive, dépression, cognitions, méthodologie.

### SUMMARY : Validation and factorial analysis of the dysfunctional attitudes scale (form A).

BOUVARD M., COTTRAUX J., CHARLES S., CIALDELLA P., GUERIN J., AIMARD G. (*Journal de Thérapie Comportementale et Cognitive*, 1994, 4, 4, 127-135)

The French version of Weissman and Beck Dysfunctional Attitudes Scale (form A) was administered to 93 control subjects and to 100 depressed patients in order to test its validity, its reliability and to determine its factorial structure. The two groups were comparable as far as age and sex are concerned. The Dysfunctional Attitudes Scale has a good test retest reliability and a good internal consistency. The DAS (form A) is valid and differentiates depressive patients from control subjects. Validity is satisfactory in relation with other scales assessing depressive cognitions, the automatic thoughts questionnaire and the Hopelessness scale ; it is less satisfactory with Beck 13 scale and a scale assessing the suicidal risk (ERSD) ; it is not at all satisfactory with Hamilton depression scale. The factorial analysis elicits four factors globally reflecting sociotropic-autonomic dimensions. A short version of the DAS is proposed to improve the psychometric properties of the questionnaire. This short version is composed of the 29 items which have an over 50 correlation with at least one of the four factors of the factorial analysis.

*Key words :* Cognitive therapy, depression, cognitions, methodology.



L'échelle d'attitudes dysfonctionnelles (Dysfunctional Attitudes Scale : DAS) a été créée pour évaluer les schémas dépressogènes qui, selon la théorie de Beck, prédisposeraient l'individu à la dépression. Ce questionnaire représenterait une évaluation des postulats silencieux à l'origine de la triade négative et des erreurs systématiques de traitement de l'information des patients dépressifs. Le développement de l'échelle d'attitudes dysfonctionnelles (Weissman 1978) s'est fait à partir de données cliniques. Elle comprenait au départ 100 items représentant 7 systèmes de valeurs ou postulats de base des patients dépressifs à savoir l'approbation, l'amour, la réussite, le perfectionnisme, l'exigence ou obligation, l'omnipotence et l'autonomie. L'étude princeps de Weissman (1980) sur le questionnaire à 100 items a montré la lourdeur d'un tel instrument. La réalisation d'une analyse factorielle lui a permis de supprimer 20 items n'ayant pas une corrélation suffisante ( $<0,15$ ) avec le premier facteur. Elle a ensuite appliqué aux 80 items restants une technique spécifique permettant la création de deux formes parallèles, la forme A et la forme B, de 40 items chacune. Ces deux formes parallèles ont d'abord été étudiées par Weissman (1980) sur 70 étudiants qui les remplissaient à une semaine d'intervalle. La corrélation entre la forme A et la forme B se révélant à 0,79, les moyennes et les coefficients de cohérence interne étant semblables, l'auteur en conclut à l'utilisation des deux formes parallèles (forme A et forme B) plutôt qu'à la version originale à 100 items. Elle a ensuite (Weissman, 1980) confirmé les qualités psychométriques de ces deux formes parallèles sur une population de 356 étudiants dont la moitié reçut la forme A puis 8 semaines après la forme B et l'autre moitié reçut d'abord la forme B puis la forme A. La majorité des études en thérapie cognitive a retenu la forme A qui est devenue la plus connue et donc celle que nous avons choisie de présenter. D'après les données de la littérature les qualités métrologiques de la DAS forme A ont été réalisées soit sur des populations d'étudiants (Weissman 1980, Cane et coll. 1986, Oliver et Baumgart 1985, Dobson et Breiter 1983, Kwon et Oei 1992) soit sur des populations cliniques (Hamilton et Abramson 1983, Eaves et Rush 1984, Blackburn et coll. 1986, Hollon et coll. 1986, Dobson et Shaw 1986). La cohérence interne du questionnaire est toujours supérieure ou égale à 0,80 quel que soit le type de population (Oliver 1985, Cane 1986, Weissman 1980, Dobson 1983 et 1986, Kwon 1992). La fidélité test retest a seulement été étudiée sur une période de 15 jours par Dobson (1986) et ne montre aucune différence significative entre le test ( $m=138,73$ ) et le retest ( $m=136,80$ ) et par Gouveia (1986) sur une population contrôle (12 semaines d'intervalle,  $r=0,67$ ). La validité convergente du questionnaire a été étudiée d'une part avec des outils évaluant l'intensité de la dépression tels que l'inventaire de la dépression de Beck ou

l'échelle de dépression de Hamilton, d'autre part avec d'autres questionnaires des cognitions dépressives tels que le questionnaire des pensées automatiques d'Hollon ou l'échelle de désespoir de Beck. Pour le Beck (21 items) la corrélation passe de 0,30 à 0,40 pour une population étudiante (Dobson 1983, Weissman 1980) et de 0,54 à 0,64 pour des populations mixtes (Hollon 1986, Dobson 1986). La corrélation entre la DAS et l'échelle de Hamilton (24 items) est égale à 0,59 (Dobson 1986). La corrélation avec le questionnaire des pensées automatiques varie suivant les études et les populations retenues (Dobson 1983, Blackburn 1986, Dobson 1986, Kwon 1992). Elle passe de 0,41 (patients déprimés et déprimés guéris, patients anxieux et anxieux guéris, sujets contrôles, Blackburn 1986) à 0,78 (Dobson 1986). La corrélation de la DAS avec l'échelle de désespoir de Beck est non significative ( $r=0,26$ ) dans l'étude de Blackburn que nous venons de citer.

L'échelle d'attitudes dysfonctionnelles différencie des sujets dépressifs de sujets psychiatriques non dépressifs et de sujets contrôles (Dobson 1986 et Hamilton 1983). Sa validité empirique a également été étudiée par Eaves (1984) sur des populations dépressives comparées à une population contrôle et par Blackburn (1986) sur des populations dépressives comparées à des populations anxieuses et contrôles. En ce qui concerne la spécificité de la DAS, les données de la littérature sont convergentes pour dire qu'elle ne différencie pas les groupes nosologiques de la dépression (Eaves, 1984, Hollon, 1986). Par ailleurs si les attitudes dysfonctionnelles apparaissent spécifiques à la dépression par rapport à l'anxiété (Blackburn, 1986), elles ne le seraient pas quant à la schizophrénie. En effet l'étude d'Hollon (1986) montre que des sujets psychiatriques, en particulier schizophrènes auraient des résultats comparables aux sujets dépressifs. D'autres études se sont intéressées au pouvoir prédictif de la DAS. Olinger (1987), sur une population étudiante, a montré que les événements de vie négatifs ont un impact modeste sur le niveau de dépression des sujets ayant un score bas à la DAS alors que cette relation est beaucoup plus forte pour les sujets qui scorent haut à la DAS. Cette étude confirmait les résultats de Wise (1986).

Plusieurs études se sont intéressées à la stabilité de l'échelle après un traitement. En effet, selon la théorie de Beck, les schémas dépressogènes auraient pour caractéristique d'être stables et donc la sensibilité intra individuelle de la DAS forme A devrait être faible. En fait les résultats de la littérature apparaissent contradictoires : 5 études infirment cette hypothèse et montrent que la DAS ne mesure pas des attitudes stables chez le sujet dépressif alors que 3 études donnent le résultat inverse (Blackburn 1988). Parmi les études infirmant la stabilité de la DAS, Hamilton (1983) a montré qu'entre le pré et le post le score des patients



dépressifs change de manière significative alors que ce n'est pas le cas pour les deux groupes contrôles (patients psychiatriques non dépressifs et sujets contrôles). De plus le score des patients guéris n'est pas différent de celui des contrôles. Les études de Simons (1984) et de Silverman (1984) montrent une réduction significative du score de la DAS chez des sujets traités en thérapie cognitive ou en pharmacologie. Enfin Blackburn (1986) avec cinq groupes de sujets met en évidence une différence significative entre les sujets dépressifs ( $m=147,7$ ) et les sujets dépressifs guéris ( $m=127,7$ ), les sujets anxieux ( $m=122,9$ ), les sujets anxieux guéris ( $m=111,6$ ) et les sujets contrôles ( $m=114,3$ ). Il n'existe pas de différence significative entre les sujets anxieux et les sujets dépressifs guéris ainsi qu'entre ces derniers et les sujets contrôles. Parmi les études allant dans le sens de la stabilité de la DAS, Eaves (1984) montre que l'échelle différencie les sujets contrôles des sujets dépressifs aussi bien en pré qu'en post. Le groupe de sujets dépressifs est reparti en 3 catégories : endogènes, non endogènes et sujets non guéris. Les 3 groupes de sujets dépressifs ont des résultats comparables aussi bien en pré qu'en post. Les sujets endogènes et non endogènes qui s'améliorent après un traitement ont une réduction significative du score de la DAS mais restent différents du groupe contrôle. Quant aux sujets dépressifs qui ne s'améliorent pas après le traitement, ils restent également différents des sujets contrôles. L'étude de Dobson (1986) irait également dans le sens de la stabilité de la DAS. Les auteurs ont des groupes de sujets comparables à ceux de Hamilton (1983), à savoir un groupe de sujets dépressifs, un groupe de patients psychiatriques non dépressifs et un groupe de sujets contrôles. Ils ne trouvent pas de différence significative après traitement alors que les scores aux autres échelles (Beck 21, HRSD et questionnaire des pensées automatiques) changent de manière significative. En fait le temps de réévaluation des sujets serait une variable cruciale dans la stabilité de la DAS. Plus la réévaluation serait proche de la rémission comme dans l'étude d'Eaves et plus la DAS serait stable. Il ressortirait donc de l'analyse des résultats que la DAS forme A ne mesure pas des attitudes stables.

Enfin Dobson et Breiter (1983) ont montré que la DAS ne différencie pas les hommes et les femmes à la différence du questionnaire des pensées automatiques. Deux auteurs ont rapporté les qualités psychométriques de la DAS à l'étranger : Gouveia (1986) dans une version portugaise et Sahin (1989) dans une version turque. Dans ces deux études le score total des femmes est également comparable à celui des hommes mais une analyse d'items effectuée par Sahin montre que certains items différencieraient les deux sexes.

L'étude que nous allons présenter est l'étude des qualités psychométriques de la version française de la DAS (forme A) de Cottraux (traduction déjà publiée,

Cottraux et coll. 1985) sur une population de sujets dépressifs et de sujets contrôles. L'analyse factorielle porte sur l'ensemble de la population.

## L'ECHELLE D'ATTITUDES DYSFUNCTIONNELLES

Il s'agit d'un questionnaire comprenant 40 items que le sujet cote sur une échelle en 7 points, qui va de « entièrement d'accord » à « entièrement en désaccord ». La correction différencie deux sortes d'items, les items directs et les items indirects. Les dix items « directs » sont cotés de 1 à 7 en partant de la gauche. Ce sont les items 2, 6, 12, 17, 24, 29, 30, 35, 37 et 40. Les 30 autres items sont cotés de 1 à 7 en partant de la droite. Le score total est la somme des notes obtenus à tous les items. Plus le score est élevé et plus le patient a des chances d'avoir des attitudes dysfonctionnelles.

## MÉTHODE

### Sujets

Notre étude de validation du questionnaire a porté sur 193 sujets, 100 sujets dépressifs et 93 sujets contrôles. Les patients ont été diagnostiqués en fonction des critères de classification du DSMIII (1980) : 62 patients présentaient un trouble dysthymique et 38 patients une dépression majeure (épisode isolé). Le groupe de 93 sujets contrôles a été recruté parmi le personnel de l'Hôpital Neurologique et des stagiaires d'un centre de formation. Il a été constitué de telle sorte que les sujets contrôles soient appariés aux sujets dépressifs quant au sexe et à l'âge.

### Procédure

Au cours du bilan les patients et les sujets contrôles ont rempli outre l'échelle d'attitudes dysfonctionnelles deux autres questionnaires des cognitions dépressives, le questionnaire des pensées automatiques d'Hollon (Bouvard 1992) et l'échelle de désespoir de Beck (Bouvard 1992). Les patients dépressifs ont également rempli trois échelles de l'intensité dépressive dont le questionnaire de dépression (13 items) de Beck (Collet 1986). L'échelle du risque suicidaire de Ducher (Charles 1989) et l'échelle de Hamilton à 17 items (Hamilton 1960) ont été cotées par un seul évaluateur (Dr. Charles).

### Statistiques

L'appariement des deux groupes de sujets a été vérifié par le test du CHI 2 pour le sexe et par une analyse de variance pour l'âge. La fidélité test-retest ainsi que la validité convergente ont été calculées avec



le coefficient rho de Spearman. La cohérence interne a été calculée à partir du coefficient alpha de Cronbach. La validité empirique a été étudiée en comparant les scores totaux des deux groupes de sujets au moyen d'une analyse de variance paramétrique. La structure factorielle du questionnaire a été étudiée par l'analyse en facteurs principaux communs avec rotation (Varimax) et ce pour l'ensemble des sujets compte tenu de la taille de notre échantillon (Everitt 1975).

## RÉSULTATS

### Comparabilité des groupes (tableau I)

Les deux groupes de sujets sont statistiquement comparables en ce qui concerne l'âge et le sexe.

TABLEAU I. – Comparabilités des groupes.

	dépressifs n = 100	contrôles = 93	
Sexe : homme	40	45	Chi 2 = 1,37 ddl 1 p = 0,24
femme	60	48	
Age : moyenne	40,42	37,55	F = 3,06 p = 0,08
écart type	10,51	12,26	

### fidélité test-retest

Elle a été calculée sur les 93 sujets contrôles avec un intervalle de 15 jours entre les deux passations (test :  $m=115,77$ , écart type = 25,94 ; retest :  $m=109,65$ , écart type = 29,59,  $\rho = 0,81$   $p<0,001$ ). Ce résultat est satisfaisant au niveau psychométrique et statistiquement significatif.

### Cohérence interne

Elle a été étudiée à partir du coefficient de Cronbach sur les deux groupes de sujets séparément et apparaît satisfaisante (coefficient alpha = 0,79 pour les sujets dépressifs et coefficient alpha = 0,86 pour les sujets contrôles).

### Validité empirique

L'analyse de variance montre une différence significative entre les deux groupes de sujets. L'échelle d'attitudes dysfonctionnelles dans sa version française différencie bien les sujets dépressifs des sujets contrôles (tableau II).

TABLEAU II. – Validité empirique.

	dépressifs	contrôles	ANOVA	p
Moyenne	173,24	115,77	F 231,21	p < 0,0001
Score total				
écart type	26,49	25,94		

TABLEAU III. – Validité convergente.

– Questionnaire des pensées automatiques :		
n = 193	Rho = 0,67	p < 0,001
– Echelle de désespoir :		
n = 193	Rho = 0,66	p < 0,001
– Beck 13 :		
n = 100	Rho = 0,23	p = 0,02
– Evaluation du risque suicidaire de Ducher (ERSD) :		
n = 100	Rho = 0,21	p = 0,02
– Hamilton (17 items) :		
n = 100	Rho = - 0,02	p = 0,88

### Validité convergente

Elle a été étudiée, pour l'ensemble des sujets, à partir du coefficient de corrélation (rho de Spearman) et elle est satisfaisante avec le questionnaire des pensées automatiques et l'échelle de désespoir de Beck. Elle a été étudiée uniquement sur le groupe des sujets dépressifs pour l'échelle de dépression de Hamilton, le Beck 13 et l'échelle du risque suicidaire de Ducher. Elle apparaît peu satisfaisante avec l'échelle de dépression de Beck et l'échelle du risque suicidaire de Ducher (ERSD) bien que statistiquement significative (tableau III). Elle n'est pas statistiquement significative avec l'échelle de Hamilton (17 items). En définitive la DAS ne corrèle pas beaucoup avec une échelle d'intensité de la dépression, le Beck 13 et une échelle simple du risque suicidaire. Elle ne corrèle pas du tout avec l'échelle de dépression de Hamilton mais elle a une corrélation satisfaisante avec d'autres questionnaires des cognitions dépressives.

### Validité factorielle

Elle a été réalisée sur l'ensemble des sujets ( $n=193$ ). Cinq facteurs ont une valeur propre supérieure à un. Une solution à quatre facteurs expliquant 43,95 % de la variance après rotation a été retenue. Le premier facteur a une valeur propre égale à 9,95 et explique 18,06 % de la variance, le second facteur a une valeur propre égale à 2,59 et explique 9,42 % de la variance, la valeur propre du troisième facteur est de 1,93 et il explique 9,02 % de la variance, celle du quatrième est égale à 1,70 et il explique 7,45 % de la variance. Le premier facteur refléterait une recherche de l'estime des autres étant défini par les items :

- item 16 : si une personne que j'aime ne m'aime pas je ne suis rien (0,71) ;
- item 32 : si les autres ne vous aiment pas vous ne pouvez être heureux (0,66) ;
- item 19 : ma valeur en tant que personne dépend grandement de ce que les autres pensent de moi (0,65) ;
- item 7 : je ne peux être heureux que dans la mesure où la plupart des gens que je connais m'admirent (0,65) ;

TABLEAU IV. - Analyse en composantes principales après rotation orthogonale-varimax.  
n = 193

Facteurs	1	2	3	4
1. Il est difficile d'être heureux à moins d'être beau (belle), intelligent(e)...	0,64	0,32	0,15	-0,16
2. Mon bonheur tient plus à ce que je pense de moi, qu'à ce que les autres pensent de moi.	-0,02	-0,16	0,68	0,25
3. Je serai diminué(e) dans l'esprit des autres si je fais une erreur	0,53	0,08	-0,01	0,23
4. Si je ne réussis pas tout le temps, les gens ne me respecteront pas.	0,58	0,29	0,05	0,22
5. Prendre même un risque léger est ridicule car perdre est susceptible d'être un désastre.	0,60	0,48	0,11	-0,10
6. Il est possible d'obtenir le respect d'autrui sans avoir aucun talent particulier.	0,11	0,14	0,47	-0,02
7. Je ne peux être heureux(se) que dans la mesure où la plupart des gens que je connais m'admirent.	0,65	0,05	0,01	0,11
8. Si une personne demande de l'aide, c'est un signe de faiblesse.	-0,02	0,58	0,31	0,14
9. Si je ne fais pas aussi bien que les autres, cela signifie que je suis un être humain inférieur.	0,31	0,55	0,32	0,33
10. Si j'échoue dans mon travail, je suis un(e) raté(e).	0,59	0,13	0,38	0,04
11. Si l'on ne peut faire bien quelque chose, c'est inutile de le faire.	0,51	0,11	0,34	0,16
12. C'est bien de faire des erreurs, car l'on peut en tirer des enseignements.	0,11	0,09	0,69	-0,15
13. Si quelqu'un est en désaccord avec moi, cela signifie qu'il ne m'aime pas.	0,18	0,60	0,44	-0,08
14. Si j'ai un échec partiel, c'est aussi grave que si j'échoue complètement.	0,45	0,49	0,20	0,02
15. Si les autres savaient ce que nous sommes réellement, ils auraient moins de considération pour nous.	0,23	0,25	0,58	0,18
16. Si une personne que j'aime ne m'aime pas, je ne suis rien.	0,71	0,16	0,07	0,02
17. On peut obtenir du plaisir d'une activité quel qu'en soit le résultat.	0,16	0,07	0,38	0,09
18. Les gens devraient avoir des chances raisonnables de succès avant d'entreprendre quoi que ce soit.	0,34	0,03	-0,17	0,39
19. Ma valeur en tant que personne dépend grandement de ce que les autres pensent de moi.	0,65	0,01	0,10	0,33

Facteurs	1	2	3	4
20. Si je ne me fixe pas les buts les plus élevés dans l'existence, je risque de finir comme une personne de deuxième catégorie.	0,54	0,19	0,22	0,01
21. Pour devenir quelqu'un de valable, je dois être vraiment exceptionnel(le) dans au moins un domaine.	0,50	0,47	0,19	0,01
22. Les gens qui ont de bonnes idées sont plus valables que ceux qui n'en n'ont pas.	0,56	0,23	0,07	-0,04
23. Si je fais une erreur, je dois certainement être bouleversé(e).	0,41	0,49	-0,05	0,37
24. Ma propre opinion de moi-même est plus importante que l'opinion que les autres ont de moi.	-0,02	-0,14	0,69	0,17
25. Pour être une personne, bonne, morale et valable, je dois aider quiconque est dans le besoin.	0,40	-0,01	0,10	0,01
26. Si je pose une question, j'ai l'air d'être inférieur.	0,10	0,57	0,00	0,52
27. C'est terrible d'être désapprouvé(e) par des personnes importantes pour soi.	0,60	0,07	0,00	0,29
28. Si vous ne pouvez avoir le soutien des autres, vous êtes très certainement triste.	0,57	0,03	-0,01	0,44
29. Je peux atteindre des buts importants sans me réduire moi-même en esclavage.	0,14	-0,04	0,20	0,51
30. Il est possible à une personne de se faire disputer sans être bouleversé(e).	-0,11	0,59	0,35	0,04
31. Je ne peux me fier aux autres car ils pourraient être cruels à mon égard.	0,32	0,52	-0,01	-0,02
32. Si les autres ne vous aiment pas, vous ne pouvez être heureux.	0,66	0,15	0,13	0,22
33. Il est préférable d'oublier votre propre intérêt pour faire plaisir aux autres.	0,09	0,17	0,28	0,40
34. Mon bonheur dépend plus des autres que de moi.	0,24	0,08	0,04	0,59
35. Je n'ai pas besoin de l'approbation des autres pour être heureux.	0,02	-0,02	0,06	0,71
36. Si l'on évite les problèmes, ceux-ci disparaissent.	-0,00	0,32	-0,13	-0,07
37. Je peux être heureux même s'il me manque beaucoup de bonnes choses dans la vie.	0,28	0,24	0,45	-0,15
38. Ce que les autres pensent de moi est très important.	0,55	-0,13	0,20	0,27
39. Etre isolé des autres conduit certainement au malheur.	0,60	-0,11	0,01	0,12
40. Je peux trouver le bonheur sans être aimé par quelqu'un d'autre.	0,05	0,36	-0,19	0,25



– item 1 : il est difficile d'être heureux à moins d'être beau et intelligent (0,60) ;

– item 5 : prendre même une risque léger est ridicule car perdre est susceptible d'être un désastre (0,64) ;

– item 27 : c'est terrible d'être désapprouvé par des personnes importantes pour soi (0,60) ;

– item 39 : être isolé des autres conduit certainement au malheur (0,59).

Le second facteur représenterait la capacité d'opposition aux autres. Il est défini par les items suivants :

– item 13 : si quelqu'un est en désaccord avec moi cela signifie qu'il ne m'aime pas (0,60) ;

– item 30 : il est possible à une personne de se faire disputer sans être bouleversé (0,59) ;

– item 8 : si une personne demande de l'aide, c'est un signe de faiblesse (0,58) ;

– item 26 : si je pose une question j'ai l'air d'être inférieur (0,57).

– item 9 : si je ne fais pas aussi bien que les autres cela signifie que je suis un être humain inférieur (0,55) ;

– item 31 : je ne peux me fier aux autres car ils pourraient être cruels à mon égard (0,52).

Le troisième facteur refléterait l'indépendance à l'égard des autres étant défini par les items :

– item 24 : ma propre opinion de moi même est plus importante que l'opinion que les autres ont de moi (0,69) ;

– item 12 : c'est bien de faire des erreurs car l'on peut en tirer des enseignements (0,68) ;

– item 2 : mon bonheur tient plus à ce que je pense de moi qu'à ce que les autres pensent de moi (0,68) ;

– item 15 : Si les autres savaient ce que nous sommes réellement ils auraient moins de considération pour nous (0,58).

Enfin le quatrième facteur serait caractérisé par des items reflétant la recherche d'approbation des autres :

– item 35 : je n'ai pas besoin de l'approbation des autres pour être heureux (0,71) ;

– item 34 : mon bonheur dépend plus des autres que de moi (0,59) ;

– item 26 : si je pose une question j'ai l'air d'être inférieur (0,52) ;

– item 29 : je peux atteindre des buts importants sans me réduire en esclavage (0,50) ;

– item 28 : si vous ne pouvez avoir le soutien des autres, vous êtes très certainement triste (0,44).

Le *tableau IV* donne les corrélations de chaque item après rotation dans la solution factorielle à quatre facteurs.

## DISCUSSION

La version française de l'échelle d'attitudes dysfonctionnelles (forme A) de Weissman possède une

fidélité satisfaisante. Cette propriété importante du fait de la théorie sous jacente à la construction du questionnaire a été peu étudiée. L'étude princeps de Weissman (1980) donne en fait la fidélité de la forme A par rapport à la forme B et ce, dans une population étudiante. L'étude de Dobson (1986) porte seulement sur 15 sujets et ne donne pas de coefficient de corrélation. Le résultat que nous avons obtenu est meilleur que celui de Gouveia (1986) sur la version portugaise mais l'intervalle de temps est plus court. La version française possède également une bonne cohérence interne. Cette propriété a été beaucoup étudiée en particulier sur des populations contrôles. Notre résultat est à peu près comparable à ceux de la littérature pour la population contrôle et à celui de Dobson (1986) pour les sujets dépressifs. La DAS forme A différencie bien les sujets dépressifs des sujets contrôles. Sachant que les résultats moyens des populations contrôles trouvés dans la littérature vont de 89 (Dobson 1983) à 130 (Kwon 1992) notre résultat se situe dans la fourchette. Le résultat moyen des sujets dépressifs est globalement comparable à ceux de la littérature. La fourchette des résultats en ce domaine va de 136 (Hollon 1986) à 167 (Eaves 1984). En fait, il apparaît illusoire de comparer les différentes études compte tenu de l'hétérogénéité des groupes dépressifs.

La validité convergente de la version française est satisfaisante avec les deux questionnaires des cognitions dépressives à savoir le questionnaire des pensées automatiques d'Hollon et l'échelle de désespoir de Beck. Trois études rapportent la corrélation entre la DAS et le questionnaire des pensées automatiques sur des populations mixtes (Dobson 1986, Hollon 1986, Blackburn 1986) et deux études rapportent ce résultat sur une population d'étudiants (Dobson 1983, Kwon 1992). Notre résultat ( $r = 0,67$ ) inclut à la fois des sujets dépressifs et des sujets contrôles, il confirme globalement les résultats de la littérature. Ainsi il apparaît meilleur que celui de Blackburn (1986) obtenu sur cinq groupes de sujets ( $r = 0,41$ ) mais en deça de celui de Dobson (1986) sur une population dépressive et deux populations contrôles ( $r = 0,78$ ). En ce qui concerne l'échelle de désespoir, notre résultat ( $r = 0,67$ ) apparaît divergent de celui de Blackburn (1986) puisque dans son étude, la corrélation entre les deux questionnaires n'était même pas significative ( $r = 0,26$ ). La composition des groupes pourrait expliquer la divergence des résultats. Ainsi dans l'étude de Blackburn, quatre groupes sur cinq n'étaient pas des sujets dépressifs (sujets contrôles, sujets déprimés guéris, anxieux et anxieux guéris). L'effet « plancher » pourrait expliquer les faibles corrélations de Blackburn mais d'autres études seraient nécessaires en ce domaine. La version française de la DAS n'a pas de corrélation satisfaisante avec l'échelle de dépression de Beck et l'échelle du risque suicidaire de Ducher (ERSD). Le calcul de la corrélation a été réalisé sur



le groupe de patients dépressifs uniquement. Nous ne pouvons comparer le résultat du Beck avec ceux de la littérature dans la mesure où nous avons utilisé la version abrégée à 13 items et que l'ensemble des autres études utilisent la version à 21 items. D'après nos données, la version complète à 21 items aurait une corrélation plus satisfaisante ( $r = 0,54$  pour Hollon, 1986 et  $r = 0,64$  pour Dobson, 1986) que notre propre résultat avec la version abrégée ( $r = 0,23$ ). Il n'y a pas de corrélation entre la version française de la DAS et l'échelle d'Hamilton 17 items, calculé sur le groupe de sujets dépressifs. Comme dans le cas de l'échelle de dépression de Beck, d'après les résultats de la littérature, la version longue à 24 items de l'échelle d'Hamilton semble avoir une meilleure corrélation ( $r = 0,59$ , Dobson 1986). Dans l'ensemble la version française de la DAS recouvrerait modérément le même construct que deux questionnaires des cognitions dépressives, l'échelle de désespoir et le questionnaire des pensées automatiques, elle semblerait avoir peu de recouvrement avec le Beck 13 et une échelle simple du risque suicidaire. Elle n'en aurait pas avec l'échelle de dépression d'Hamilton (17 items). Cependant si le résultat avec le questionnaire des pensées automatiques semble confirmé, il faut rester prudent avec celui de l'échelle de désespoir et attendre d'autres réplifications.

A notre connaissance seules deux études d'analyse factorielle de la forme A ont été publiées et elles portaient sur des populations contrôles (Oliver 1985 et Cane 1986). L'analyse que nous avons réalisée est donc la première à intégrer des sujets dépressifs. Les renseignements que nous possédons sur l'étude d'Oliver sont assez restreints. Il retient une solution à quatre facteurs : besoin d'approbation, perfectionnisme, évitement des risques et un facteur non caractérisable. L'auteur ne donne aucun renseignement sur la technique utilisée, de même il ne fournit que le nom des facteurs sans préciser les items qui les composent. L'analyse de Cane utilise la méthode en facteurs principaux avec rotation varimax. Deux facteurs ont été retenus par l'auteur : un premier facteur expliquant 47 % de la variance nommé évaluation des performances. Il est composé par les items 9, 10, 4, 14, 15, 21, 3, 22, 11, 26, 8, 31, 13, 1 et 12. Le second facteur, approbation par les autres, explique 14 % de la variance et est composé des items 19, 38, 32, 27, 34, 35, 28, 40, 7 et 39. D'après l'auteur ces deux facteurs seraient proches bien qu'inversés des résultats d'Oliver. Nous avons utilisé la même technique factorielle que Cane en retenant une solution à quatre facteurs expliquant au total 43,95 % de la variance. En effet d'après les différentes solutions factorielles que nous avons réalisées, d'une part la DAS forme A n'apparaît jamais unidimensionnelle, d'autre part le pourcentage de variance expliquée par les facteurs n'est jamais comparable à celui trouvé par Cane. Il semble-

rait que l'introduction d'une population dépressive modifie légèrement la « coloration » des facteurs. La solution à quatre facteurs que nous avons retenue permet d'être plus exhaustif dans la recherche des dimensions du questionnaire tout en étant interprétable. En reprenant le tableau IV pour sélectionner comme dans l'article de Cane les items dont la corrélation est égale ou supérieure à 0,40 nous voyons que le premier facteur a 8 items en commun avec le premier facteur de Cane (les items 1, 3, 4, 10, 11, 14, 21, 22) et 7 items en commun avec le second facteur (7, 19, 27, 28, 32, 38 et 39). Le second facteur de notre analyse est caractérisé par des items dénotant la capacité d'opposition aux autres. Il partage 7 items communs avec le premier facteur de Cane, évaluation des performances (items 8, 9, 14, 21, 26, 13 et 31). La capacité d'opposition aux autres et l'évaluation des performances pourraient ainsi appartenir à la même dimension à savoir « l'autonomie ». Le troisième facteur de notre étude refléterait l'indépendance à l'égard des autres. Il partage seulement trois items avec le premier facteur de Cane (items 12, 15, 13). Enfin la quatrième facteur de notre étude appelé « la recherche de l'approbation des autres » partage trois items (28, 34, 35) avec le second facteur de Cane, approbation par les autres, et un item (n° 26) avec le premier facteur de Cane, évaluation des performances. En fait seul le premier facteur de notre analyse partage à la fois des items communs aux deux facteurs mis en évidence par Cane. Le 2<sup>e</sup> et le 3<sup>e</sup> facteur de notre analyse ne partagent des items qu'avec le premier facteur de Cane, évaluation des performances, alors que le 4<sup>e</sup>me facteur de notre étude possède quelques items en commun avec le second facteur de Cane. Dans l'ensemble cependant il semblerait exister une stabilité factorielle de la DAS forme A autour de la notion de « sociotropie-autonomie ». Rappelons qu'en 83, Beck a émis l'hypothèse de deux dimensions de la personnalité, la sociotropie et l'autonomie évaluées au moyen de l'échelle de sociotropie-autonomie (Bouvard 1992). La sociotropie représenterait une dépendance du sujet à l'égard des autres pour être satisfait. Elle se caractérise par le besoin pour l'individu d'avoir des encouragements, de l'attention de la part des autres. L'autonomie se définit comme la nécessité pour un individu de se centrer sur la réalisation de ses objectifs sans contrôle ou contrainte de la part des autres. Les études concernant l'échelle de sociotropie-autonomie sont encore peu nombreuses (10 environ au niveau mondial). Une étude de Moore et Blackburn (à paraître) serait en faveur de la stabilité de ce questionnaire. Ainsi, les deux dimensions de la personnalité mises en évidence par Beck seraient plus proches de la traduction du trait que de l'état. La version actuelle de la DAS forme A comme nous l'avons vu, différencie bien les sujets dépressifs des autres sujets. Mais les résultats de la littérature sont convergents pour dire que le score to-



tal des sujets dépressifs change après une thérapie et donc que la DAS forme A serait plus proche de la traduction d'un état que d'un trait. Afin d'améliorer la stabilité temporelle du questionnaire, voire essayer d'obtenir un marqueur de la dépression, nous proposons une version réduite de la DAS forme A à partir des résultats de l'analyse factorielle. La version réduite sera uniquement composée des items ayant une corrélation supérieure à 0,50 avec l'un des aspects de la dimension « sociotrope » ou « autonome ». La version réduite que nous proposons comprend 29 items (suppression des items 6, 14, 17, 18, 21, 23, 25, 33, 36, 37, 40 qui ne corrélaient pas fortement avec l'un des 4 facteurs retenus).

## CONCLUSION

En conclusion, la version française de la DAS forme A possède une fidélité et une cohérence interne satisfaisantes. Elle différencie une population dépressive d'une population contrôle. La validité convergente montre qu'elle partage modérément un même construit avec le questionnaire des pensées automatiques et avec l'échelle de désespoir. En revanche, elle semble avoir peu de lien avec des échelles d'intensité de la dépression telles que l'échelle de dépression d'Hamilton (17 items) et le Beck (13 items) ou une échelle simple d'évaluation du risque suicidaire (ERSD de Ducher). L'analyse factorielle réalisée sur l'ensemble de la population (dépressive et contrôle) montre que le questionnaire n'est pas unidimensionnel. Le premier facteur refléterait la recherche de l'estime des autres, le second facteur représenterait la capacité d'opposition aux autres, le troisième facteur refléterait l'indépendance à l'égard des autres, enfin le quatrième facteur refléterait la recherche de l'approbation des autres. Bien qu'apparemment différents des résultats de Cane, nous pouvons retrouver une stabilité factorielle autour de la notion de sociotropie/autonomie.

Il nous paraît intéressant de proposer une version réduite à 29 items, de la DAS forme A, afin d'améliorer la stabilité du questionnaire voire d'obtenir des marqueurs de la dépression. Les 29 items retenus corrélaient fortement avec l'un au moins des quatre facteurs de l'analyse factorielle. Nous nous proposons d'étudier cette version réduite sur des sujets dépressifs avant et après traitement conjointement avec l'échelle de sociotropie/autonomie.

## RÉFÉRENCES

- AMERICAN PSYCHIATRIC ASSOCIATION. – *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3rd ed.). Washington, 1980.
- BLACKBURN I.M., COTTRAUX J. – Thérapie cognitive dans la dépression. Paris, Masson, 1988.
- BLACKBURN I.M., JONES S., LEWIN R.J.P. – Cognitive Style in depression. *British Journal of Clinical Psychology*, 1986, 25, 241-251.
- BOUVARD M., MOLLARD E. – Version française de l'échelle de Sociotropie. Autonomie de Beck. *Journal de thérapie Comportementale et Cognitive*, 1991, 1, 25-29.
- BOUVARD M., CHARLES S., GUERIN J., AIMARD G., COTTRAUX J. – Etude de l'échelle de désespoir de Beck (Hopelessness Scale). Validation et analyse factorielle. *L'encéphale*, 1992, XVIII, 237-240.
- BOUVARD M., CHARLES S., MOLLARD E., GUERIN J., AIMARD G., COTTRAUX J. – Etude de validation et analyse factorielle de la version française du questionnaire des pensées automatiques. *Journal de thérapie Comportementale et Cognitive*, 1992, 2, 25-28.
- CANE D.B., OLINGER J.L., GOTLIB I.H., KUIPER N.A. – Factor structure of the dysfunctional attitude scale in a student population. *Journal of Clinical Psychology*, 1986, 2, 307-309.
- CHARLES S., DUCHER J.L., RENOUD M. – Echelle du risque suicidaire de Ducher. Poster présenté au congrès de l'A.F.T.C., Paris, 1989. *Actualités Psychiatriques*, 1990, 7, 59.
- COLLET L., COTTRAUX J. – Inventaire abrégé de la dépression de Beck (13 items). Etude de la validité concurrente avec les échelles de Hamilton et de ralentissement de Widlocher. *Encéphale*, 1986, XII, 77-79.
- COTTRAUX J., BOUVARD M., LEGERON P. – Méthodes et échelles d'évaluation des comportements. Issy-les-Moulineaux, Editions d'Applications Psychotechniques, 1985.
- DOBSON K., BREITER H. – Cognitive assessment of depression: Reliability and validity of three measures. *Journal of Abnormal Psychology*, 1983, 92, 107-109.
- DOBSON K., SHAW B. – Cognitive assessment with major depressive disorders. *Cognitive Therapy and Research*, 1986, 10, 13-29.
- EAVES G., RUSH A.S. – Cognitive patterns in symptomatic and remitted unipolar major depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 1984, 93, 31-40.
- EVERITT B.S. – Multivariate Analysis: the Need for Data, and other Problems. *Brit. J. Psychiat.*, 1975, 126, 237-240.
- GOUVEIA J.P., VAZ-SERRA A., ROBALO M., FONSECA L., MATOS A.P. – *Dysfunctional Attitudes and self concept*. Poster presented at the 16th congress of European Association for Therapy, Lausanne, 1986.
- HAMILTON M.A. – A rating scale for depression. *Journ. Neurol. Neurosurg. Psychiatry*, 1960, 23, 56-62.
- HAMILTON E.W., ABRAMSON L.Y. – Cognitive patterns and major depressive disorder: a longitudinal study in a hospital setting. *Journal of Abnormal Psychology*, 1983, 92, 173-184.
- HOLLON S.D., KENDALL P.C., LUMRY A. – Specificity of depressotypic cognitions in clinical depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 1986, 95, 52-59.
- KVON S.M., OEI T.P.S. – Differential causal roles of Dysfunctional Attitudes and Automatic Thoughts in Depression. *Cognitive Therapy and Research*, 1992, 16, 309-328.



- MOORE R.G., BLACKBURN I.M. – *The validity of the Socio-tropy Autonomy scale as a measure of Personality in depression paper presented at the world congress of cognitive therapy*, Toronto, June 1992.
- OLINGER L.J., KUIPER N.A., SHAW B.F. – *Dysfunctional Attitudes and stressful Life Events : an interactive model of depression. Cognitive Therapy and research*, 1987, 11, 25-40.
- OLIVER J.M., BAUMGART E.P. – *The dysfunctional attitude scale : Psychometric properties and relation to depression in an unselected adult population. Cognitive Therapy and Research*, 1985, 9, 161-167.
- SAHIN N.H., SAHIN N. – *How dysfunctional are the dysfunctional attitudes in another culture*. Poster presented at the World Congress of Cognitive Therapy, Oxford, 1989.
- SILVERMAN J.S., SILVERMAN J.A., EARDLEY D.A. – *Do maladaptive attitudes cause depression ? Arch. Gen. Psychiatry*, 1984, 41, 28-30.
- SIMONS A.D., GARDFIELD S.L., MURPHY G.E. – *The process of change in cognitive therapy and pharmacotherapy for depression. Arch. Gen. Psychiatry*, 1984, 41, 45-51.
- WEISSMAN A. – *Development and validation of the Dysfunctional Attitude scale*. Paper presented at the meeting of the Association for the Advancement of Behaviour Therapy, Chicago, November 1978.
- WEISSMAN A. – *Assessing depressogenic attitudes : a validation study*. Paper presented at the 51st Annual meeting of the Eastern Psychological Association Hadford, 1980.
- WISE E.H., BARNES D.R. – *The relationship among life events, dysfunctional attitudes and depression. Cognitive Therapy and Research*, 1986, 10, 257-266.

## ABONNEMENT 1995 / SUBSCRIPTION 1995

- ☐ Je souhaite souscrire un abonnement d'un an (4 numéros) à / I want to subscribe for one year (4 issues) to :  
JOURNAL DE THÉRAPIE COMPORTEMENTALE ET COGNITIVE

	Individual	Institutions		Individual	Institutions	
<input type="checkbox"/> France .....	536	651	FF	<input type="checkbox"/> Non EU countries .....	121	149 USD
<input type="checkbox"/> Belgium .....	4 350	5 410	BEF	<input type="checkbox"/> Italy .....	209 000	260 000 ITL
<input type="checkbox"/> Denmark .....	776	965	DKK	<input type="checkbox"/> Netherland .....	227	281 NLG
<input type="checkbox"/> Germany .....	202	251	DEM	<input type="checkbox"/> Portugal .....	20 500	25 500 PTE
<input type="checkbox"/> Greece .....	29 700	36 900	GRD	<input type="checkbox"/> Spain .....	16 800	20 900 ESP
<input type="checkbox"/> Ireland .....	82	103	IEP	<input type="checkbox"/> United Kingdom .....	83	103 GBP

Nom / Name .....

Spécialité / Specialty .....

Adresse / Address .....

Code postal / Postal code ..... Ville / Town ..... Pays / Country .....

Choisissez votre mode de paiement / Please check how you wish to pay :

- ☐ Directement, par chèque, Eurochèque / Directly, by cheque, Eurocheque  
☐ Par carte de crédit / By credit card : ☐ Visa ☐ Master Card / Eurocard

Carte N° / Card N° ..... Date d'expiration / Expiry date : .....

- ☐ Envoyez-moi un reçu / Please send me a receipt. Date : ..... Signature : .....

Adressez votre commande et votre paiement à l'ordre de Masson Services, à / Send your order and payment to the order of Masson Services, to :  
Masson Services, BP 22 - F 41354 VINEUIL CEDEX

- Tarif réduit sur justificatif : Les étudiants, les internes de CHU et les élèves inscrits aux diplômes de spécialités / Students : to receive reduced rates, order must be accompanied by name of affiliated institutions and proof of status.
- Les abonnements sont mis en service dans un délai maximum de quatre semaines après réception de la commande et du règlement / Subscriptions begin 4 weeks following receipt of payment.
- Les abonnements partent du premier numéro de l'année / Subscriptions begin with the first issue of calendar year.
- Les réclamations pour les numéros non reçus doivent parvenir dans un délai maximum de six mois / Claims may be submitted to the publisher for missing issues for a period of six months after publication of each individual issue.

Numéros séparés de l'année et volumes antérieurs / Back issues and volumes (jusqu'à épuisement du stock) :  
MASSON Services, BP 22, F-41354 VINEUIL, FRANCE (Tél. : (33) 54 43 89 94 - Fax : (33) 54 42 31 11).