

**Programme Environnement et Santé du Ministère de l'Environnement
Appel d'Offre 1996**

**EVALUATION EPIDEMIOLOGIQUE DES EFFETS
PSYCHOLOGIQUES DES INONDATIONS DE 1992
DANS LE VAUCLUSE**

**Une étude épidémiologique transversale dans la commune de
Bédarrides en 1997**

Rapport Scientifique

Dr. P. Verger*, Dr. M. Rotily, E. Baruffol***
C. Hunault, A. Mutter, X. Panhard, J. Prud'homme**

*** Institut de Protection et de Sûreté Nucléaire, Département de Protection de la santé de
l'Homme et de Dosimétrie, Service d'Evaluation et de Gestion des Risques, Laboratoire
d'Epidémiologie, Fontenay-aux-Roses**

**** Observatoire Régional de la Santé, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Marseille**

***** Faculté de Psychologie et des Sciences de l'Education, Unité de Recherches en
Psychologie Clinique et Sociale, Louvain-la-Neuve, Belgique**

Résumé

Connaissances sur l'impact psychologique des catastrophes environnementales

Les études réalisées sur les catastrophes environnementales depuis 40 ans ont montré que ces événements peuvent entraîner des troubles psychologiques à court et à long terme au sein des populations exposées. Parmi ces troubles, l'état de stress post-traumatique (ESPT), défini par l'Association Américaine de Psychiatrie en 1983, est une psychopathologie anxieuse sévère et durable. Sa prévalence à la suite de catastrophes naturelles peut atteindre 50 % dans les groupes les plus exposés. D'autres troubles peuvent l'accompagner ou survenir de façon indépendante : il s'agit notamment de troubles anxieux et dépressifs.

Des études épidémiologiques sont encore nécessaires pour quantifier les risques de troubles psychologiques associés à divers types de catastrophes, déterminer les facteurs de vulnérabilité individuelle, préciser les différences inter-culturelles et, enfin, quantifier l'impact en termes de santé publique.

La France, comme de nombreux pays dans le monde, est soumise à divers aléas naturels : les inondations représentent l'aléa le plus fréquent et concentrent 80 % des indemnités versées au titre des catastrophes naturelles. Dix pourcents de la population française résident dans des zones à risques. Il n'existe cependant pas de données épidémiologiques sur leurs conséquences sur la santé mentale ni sur la santé publique.

Contexte et objectifs de l'étude

En septembre 1992, de violentes précipitations ont provoqué une inondation dans le département du Vaucluse entraînant 38 décès et touchant 63 communes. Une étude transversale téléphonique a été réalisée en 1997 à Bédarrides, une des communes les plus touchées par cette inondation. Une étude pilote réalisée en 1996 avait montré que sa population était restée stable depuis 1992 et acceptait le principe de l'étude. En revanche, une étude envisagée à Vaison-la-Romaine, commune la plus durement touchée, ne s'est pas avérée faisable.

Les objectifs de l'étude étaient d'évaluer, plusieurs années après l'inondation, l'impact psychologique de l'inondation sur la population exposée, d'explorer les facteurs individuels susceptibles de l'aggraver et d'analyser l'association entre la sévérité de l'exposition et certains indicateurs de l'état de santé et de la consommation de soins au moment de l'étude.

Matériels et méthodes

Pour être inclus dans l'étude, les sujets interrogés devaient résider dans la commune et être âgés de 18 ans ou plus en 1992. La présence de symptômes psychologiques a été évaluée à l'aide de trois échelles : le QE-PTSD, échelle d'évaluation des symptômes d'ESPT, construite à partir des critères internationaux ; le CES-D, échelle évaluant la présence de symptômes dépressifs, traduite et validée en français ; le STAI, échelle d'évaluation des symptômes d'anxiété, traduite et validée en français. A partir de chacune de ces échelles, un score individuel permettant d'estimer l'intensité et la fréquence des symptômes psychologiques a été construit. Le questionnaire élaboré pour l'étude comprenait en outre une partie signalétique, des questions détaillées sur les circonstances d'exposition lors de l'inondation et sur ses conséquences, une partie consacrée aux antécédents personnels et une autre consacrée à l'état de santé perçu et la consommation de soins au moment de l'enquête.

La validité interne et la structure factorielle du QE-PTSD ont été étudiées ainsi que ses corrélations avec les deux autres échelles. Une analyse en composantes principales sur les

questions relatives à l'exposition a permis d'identifier les principales dimensions d'exposition rencontrées lors de l'inondation de 1992 (menace, perte, répercussions sociales). Deux indicateurs d'exposition cumulée ont été construits selon différentes approches de façon à tester l'existence de relation de type exposition-effet. Enfin, des analyses de régression multiple ont été effectuées pour tester les associations entre les indicateurs de santé étudiés (score d'ESPT, prévalence des symptômes anxio-dépressifs, état de santé perçu, consommation de psychotropes et recours aux soins) et l'exposition à l'inondation. Le modèle linéaire général a été utilisé pour les analyses portant sur le score d'ESPT et la régression logistique pour les autres indicateurs de santé. Les analyses ont été ajustées sur l'âge, le sexe, le revenu, les antécédents psychologiques et les antécédents d'autre événement de vie traumatique

Principaux résultats de l'enquête

Cinq cent personnes ont été interviewées. Le taux de réponse était de 79 %.

Le QE-PTSD possède une excellente consistance interne et sa structure factorielle recouvre bien les critères établis pour le diagnostic de l'ESPT. Il mesure des symptômes se démarquant relativement bien de psychopathologies purement anxieuses ou dépressives.

Des relations exposition-effet très significatives ont été observées entre l'exposition à l'inondation de 1992 et les symptômes d'ESPT, d'anxiété et de dépression. Les associations observées sont fortes. Pour les niveaux d'exposition cumulée les plus élevés :

- le score d'ESPT est multiplié par 3,4 (IC95% = 2,7-4,2) ;
- la prévalence des symptômes anxieux est augmentée : odds ratio de 7,7 (IC95% = 2,6-22,7) chez les femmes et de 4,2 (IC95% = 1,2-14,7) chez les hommes ;
- prévalence des symptômes dépressifs est augmentée chez les sujets de 35-54 ans uniquement : odds ratio de 15,7 (IC95% = 3,2-77,5).

Un score d'ESPT et une prévalence de symptômes anxio-dépressifs significativement plus élevés ont été observés chez les personnes ayant reçu une assistance pour des troubles psychologiques survenus au moment de l'inondation.

Un lien significatif a été observé entre la sévérité de l'exposition à l'inondation de 1992 et le fait de se déclarer en mauvais état de santé, d'avoir consommé des médicaments psychotropes et d'avoir consulté un médecin dans le mois précédant l'enquête (pour les niveaux d'exposition cumulée les plus élevés, les odds ratio sont tous voisins de 2).

Conclusion

- Ces résultats suggèrent que l'inondation de 1992 à Bédarrides, bien qu'elle n'ait pas été à l'origine de décès direct, a pu contribuer à l'aggravation et au déclenchement de troubles psychologiques et à une consommation de soins plus importante chez les personnes les plus exposées, soit environ 20 pour-cent de la population de Bédarrides.
- Ils suggèrent également certains facteurs de risque. Notamment, le fait d'avoir eu des troubles psychologiques au moment de l'inondation semble prédire, indépendamment des antécédents psychologiques, un impact psychologique à long terme plus prononcé. La classe d'âge des 35-54 ans semble plus vulnérable vis à vis des troubles dépressifs, en particulier.
- La méthodologie de l'étude ne permet pas de conclure à une relation causale entre les effets évalués et l'inondation. Mais les résultats renforcent ceux d'autres études, menées

dans des pays de cultures différentes, en faveur d'un impact psychosocial des catastrophes naturelles.

Perspectives

- Les résultats de ces analyses méritent d'être approfondis afin de mieux caractériser les risques de psychopathologies (évolution dans le temps et quantification) et leurs facteurs de risque dans le contexte de catastrophes environnementales. Pour cela, des études épidémiologiques de type prospectif devraient être privilégiées dans le futur.
- En raison des conditions particulièrement difficiles rencontrées lors de ces événements, il serait nécessaire de définir à l'avance une stratégie de recherche pour préparer la mise en place d'investigations épidémiologiques.
- Cette enquête a permis de tester et de développer des outils d'évaluation utilisables en population générale et de montrer que l'interview téléphonique constitue une méthode fiable et efficace de recueil d'informations dans le domaine de la santé mentale. Des recherches sont encore nécessaires pour améliorer la fiabilité des outils d'évaluation et mieux définir leurs conditions d'application.
- La dimension psychologique mérite d'être mieux prise en compte lors des catastrophes naturelles. Celles-ci surviennent plus fréquemment en zone rurale, un milieu où la prise en charge de troubles psychologiques est plus difficile.

Remerciements

Nous remercions les maires de Bédarrides et Vaison-la-Romaine, Lucile Forment (C.C.A.S. de Bédarrides), les docteurs Antoine Casanova et Bernadette Helfer (DDASS 84) pour leur aide et leur soutien.

Nous remercions les étudiants de l'IUP Génie Environnement de Marseille, Christophe Beaurin, et Lionel Blavoet et également Marianne Vial (ORS PACA) qui ont permis la réalisation de l'étude pilote.

Nous remercions le Dr. Denis Bard (Ecole Nationale de Santé Publique), Jean Brenot (Institut de Protection et de Sécurité Nucléaire), Guy Sydor (Faculté de psychologie de Louvain-la-Neuve), et Josiane Warszawski (INSERM U292) pour les discussions enrichissantes et les conseils prodigués.

Nous remercions l'équipe de l'Institut Ipsos-Opinions dirigée par Patrick Klein.

Enfin, nous remercions les habitants de Bédarrides et de Vaison-la-Romaine qui ont accepté de recevoir les enquêteurs et de répondre au questionnaire.

Sommaire

1. INTRODUCTION ET REVUE DES CONNAISSANCES	11
1.1 Connaissances sur l'impact psychologique des catastrophes	11
1.1.1 Troubles rencontrés lors des catastrophes naturelles	11
1.1.2 Troubles rencontrés lors des catastrophes industrielles (produits chimiques ou radioactifs)	12
1.1.3 Synthèse et points sur lesquels l'amélioration des connaissances épidémiologiques est nécessaire	13
1.2 Les catastrophes naturelles en France	13
1.2.1 Types d'aléas rencontrés en France	13
1.2.2 Les inondations, aléas le plus fréquent	13
1.2.3 Absence d'informations épidémiologiques sur l'impact des catastrophes naturelles en France	14
1.3 Objectifs de l'enquête	14
1.3.1 Objectifs généraux : méthodologie d'investigation post-catastrophe	14
1.3.2 Objectifs spécifiques : les effets des inondations du Vaucluse en 1992	15
2. ETUDE PILOTE, 1995-1996	17
2.1 Matériels et Méthodes	17
2.1.1 Echantillonnage	17
2.1.2 Collecte des données	17
2.1.3 Questionnaire	17
2.1.4 Analyse statistique	18
2.2 Résultats	18
2.2.1 Acceptabilité de l'étude et taux de réponse.	18
2.2.2 Evaluation de l'exposition lors de l'inondation	18
2.2.3 Echelles psychométriques	19
2.3 Discussion	21
2.3.1 Faible acceptabilité et taux de « perdus de vue » élevé à Vaison-la-Romaine	21
2.3.2 Possibilité d'utiliser un indicateur externe d'exposition	21
2.3.3 Des données manquantes dans les échelles d'anxiété et de dépression	21
2.3.4 Faisabilité de la construction d'un indicateur d'exposition	22
2.4 Conclusion de l'étude pilote : faisabilité d'une étude à Bédarrides	23
3. ENQUETE DE JUILLET 1997 : MATERIELS ET METHODES	24
3.1 Population	24
3.1.1 Critères d'éligibilité	24
3.1.2 Calcul du nombre de sujets nécessaires	24
3.1.3 Echantillonnage	24
3.2 Modalités d'interview et d'enquête	25
3.3 Considérations éthiques	25
3.4 Questionnaire individuel utilisé dans l'enquête	26
3.5 Echelles de symptômes psychologiques utilisées dans l'enquête	26
3.5.1 Evaluation des symptômes de stress post-traumatique : le QE-PTSD	26

3.5.2	Evaluation des symptômes d'anxiété : l'inventaire d'anxiété état-trait de Spielberger (STAI)	28
3.5.3	Evaluation des symptômes de dépression : l'échelle « Center for Epidemologic Studies Depression Scale » (CES-D)	28
3.6	Plan et méthodes d'analyses statistiques	29
3.6.1	Analyse de la qualité des données recueillies	29
3.6.2	Recodage des variables et traitement des valeurs manquantes	29
3.6.3	Analyses descriptives des échelles de symptômes psychologiques	31
3.6.4	Construction d'indices d'exposition cumulée	31
3.6.5	Etude des facteurs de variation des scores aux différentes échelles de symptômes psychologiques	32
3.6.6	Etude des facteurs de variation de l'état de santé perçu et de la consommation de soins au moment de l'enquête	34
4.	DESCRIPTION DE L'ECHANTILLON	35
4.1	Taux de réponse	35
4.2	Caractéristiques socio-démographiques de l'échantillon.	35
4.3	Comparaison de l'échantillon aux données de l'INSEE	37
5.	QUALITE DES DONNEES RECUEILLIES LORS DE L'ENQUETE	39
5.1	Enquête par téléphone en santé mentale : exploration des données manquantes et des groupes difficilement joignables	39
5.1.1	Représentativité de l'échantillon	39
5.1.2	Données manquantes	39
5.2	Analyse des groupes joints dans l'enquête	39
5.2.1	Structure socio-démographique des groupes de contact	40
5.2.2	Difficultés de contact et paramètres de santé	41
5.3	Structure des données manquantes dans l'enquête	42
5.3.1	Thèmes d'investigations et données manquantes	42
5.3.2	Structure socio-démographique et données manquantes	43
5.3.3	Santé mentale et données manquantes	44
5.3.4	Sexe de l'enquêteur et données manquantes	45
5.4	Discussion et conclusion	46
6.	EXPOSITION DES RESIDENTS DE BEDARRIDES A L'INONDATION	48
6.1	Dimensions d'exposition	48
6.1.1	Analyses descriptives	48
6.1.2	Croisement des dimensions avec les variables socio-démographiques	49
6.2	Cohérence des réponses sur l'exposition	50
6.3	Résultats de l'ACP sur les items explorant l'exposition	51
6.4	Indices d'exposition	52
6.4.1	Indice basé sur les dimensions d'exposition (indice n°1)	52
6.4.2	Indice construit à partir des résultats de l'ACP (indice n°2)	53
6.4.3	Croisement entre les indices et les variables socio-démographiques	55
6.5	Discussion	55
6.5.1	Principaux résultats concernant l'exposition	55

6.5.2 Validité des réponses concernant l'exposition	55
---	----

7. DESCRIPTION DES REPONSES AUX ECHELLES DE SYMPTOMES PSYCHOLOGIQUES **58**

7.1 Echelle ESPT	58
7.1.1 Distribution du score : forte dissymétrie à gauche	58
7.1.2 Pourcentages de réponses aux items et aux critères : prédominance de l'intrusion	59
7.1.3 Pourcentages de réponses et variables socio-démographiques : des différences selon les critères	60
7.1.4 Cas potentiels d'ESPT : 14 cas détectés	61
7.1.5 Consistance interne du QE-PTSD : alpha de Cronbach élevé	63
7.1.6 Corrélations entre les critères B, C et D : « spécificité » satisfaisante des critères	64
7.1.7 Corrélations modérées entre le QE-PTSD et les échelles d'anxiété et de dépression	64
7.1.8 Structure factorielle du QE-PTSD : 5 facteurs	66
7.1.9 Discussion : des résultats comparables à ceux publiés sur les échelles d'ESPT	67
7.2 Echelle de dépression : le CES-D	72
7.2.1 Distribution des scores : nette dissymétrie à gauche	72
7.2.2 Association avec les variables socio-démographiques et d'antécédents : des résultats différents selon le seuil adopté	74
7.2.3 Discussion : peu de données comparables en population générale en France	76
7.3 Echelle d'anxiété : le STAI (Spielberger)	80
7.3.1 Distribution des scores : forte dissymétrie à gauche	80
7.3.2 Influence des variables socio-démographiques et d'antécédents : nette différence hommes/femmes	82
7.3.3 Discussion : pas de normes en population générale en langue française	84
7.4 Conclusion	85
7.4.1 QE-PTSD : bonnes validités interne et conceptuelle	85
7.4.2 CES-D : bien adapté à une utilisation en population générale	85
7.4.3 STAI : qualités psychométriques satisfaisantes chez la femme	86

8. FACTEURS ASSOCIES AUX SYMPTOMES D'ESPT, DE DEPRESSIVITE ET D'ANXIETE : ANALYSES DE REGRESSION MULTIPLE **87**

8.1 Score d'ESPT en 1997 et exposition à l'inondation de 1992	87
8.1.1 Identification des variables socio-démographiques et d'antécédents liées au score d'ESPT	87
8.1.2 Construction des modèles finaux de régression multiple	89
8.1.3 Score d'ESPT en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992	90
8.1.4 Score d'ESPT en 1997 et exposition cumulée à l'inondation (indices d'exposition)	92
8.1.5 Score d'ESPT en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation	95
8.1.6 Score d'ESPT en 1997 et zone de résidence d'après la carte de la DDAF	95
8.2 Prévalence des symptômes de dépression en 1997 et exposition aux inondations de 1992	96
8.2.1 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992	96
8.2.2 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 (indices d'exposition)	97
8.2.3 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992	100
8.2.4 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et zone de résidence d'après la carte de la DDAF	101
8.3 Prévalence des symptômes d'anxiété en 1997 et exposition aux inondations de 1992	101
8.3.1 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992	102
8.3.2 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 (indices d'exposition)	104
8.3.3 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992	105

8.3.4	Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et zone de résidence d'après la carte de la DDAF	105
9.	PERCEPTION DE L'ETAT DE SANTE ET CONSOMMATION DE SOINS	107
9.1	Perception de l'état de santé	107
9.1.1	Perception de l'état de santé en 1997 et variables socio-démographiques	107
9.1.2	Perception de l'état de santé en 1997 et autres événements de vie	110
9.1.3	Perception de l'état de santé en 1997 et consommation de psychotropes	111
9.1.4	Perception de l'état de santé en 1997 et échelles de symptômes psychologiques	112
9.1.5	Perception de l'état de santé en 1997 et exposition aux inondations de 1992	115
9.2	Consommation de médicaments psychotropes	118
9.2.1	Consommation de psychotropes en 1997 et variables socio-démographiques	119
9.2.2	Consommation de psychotropes en 1997 et échelles de symptômes psychologiques	122
9.2.3	Consommation de psychotropes en 1997 et exposition aux inondations de 1992	123
9.3	Recours aux soins	126
9.3.1	Recours aux soins en 1997 et caractéristiques socio-démographiques	126
9.3.2	Recours aux soins en 1997 et antécédents personnels	129
9.3.3	Recours aux soins en 1997 et échelles de symptômes psychologiques	129
9.3.4	Recours aux soins en 1997 et exposition aux inondations de 1992	131
10.	DISCUSSION DES RESULTATS DES CHAPITRES 8 ET 9	134
10.1	Principaux résultats de l'enquête réalisée à Bédarrides en 1997	134
10.1.1	Relation exposition-effet entre l'exposition à l'inondation de 1992 et les symptômes post-traumatiques et anxio-dépressifs en 1997	134
10.1.2	Score d'ESPT et symptômes anxio-dépressifs plus élevés chez les résidents des zones inondées	134
10.1.3	Score d'ESPT et symptômes anxio-dépressifs plus élevés chez les sujets ayant reçu une assistance pour troubles psychologiques au moment de l'inondation de 1992	134
10.1.4	Lien significatif entre l'exposition à l'inondation de 1992 et la santé perçue et la consommation de soins en 1997	134
10.1.5	Forte corrélation entre les symptômes psychologiques et les trois indicateurs de santé étudiés	135
10.1.6	Liens significatifs entre certaines dimensions d'exposition et les échelles de symptômes psychologiques	135
10.2	Discussion des résultats	135
10.2.1	Représentativité de l'échantillon : des biais de sélection possibles aux effets difficilement prédictibles	136
10.2.2	Biais d'information : des biais possibles mais limités	137
10.2.3	Facteurs de confusion : des résultats convergents avec ceux de la littérature	138
10.2.4	Absence de groupe non exposé : un choix difficile	138
10.2.5	Agents stressants et types d'effets : pas de lien spécifique observé	139
10.2.6	Troubles psychologiques au moment de l'inondation : prédicteurs d'effets à long terme ?	139
10.2.7	Perception de l'état de santé et consommation de soins : un possible effet « zone rurale »	140
10.2.8	Impact global de l'inondation de 1992 sur la santé mentale à Bédarrides	140
11.	CONCLUSION	142
11.1	Objectifs généraux	142
11.1.1	Faisabilité des études épidémiologiques post-catastrophe : définir une stratégie de recherche ?	142
11.1.2	Construction et validation d'outils : des efforts à poursuivre	142
11.2	Objectifs spécifiques	143
11.2.1	Des résultats en faveur d'un impact à long terme	143
11.2.2	Mieux prendre en compte la dimension psychologique lors de catastrophes	144

RAPPORTS ET PUBLICATIONS	144
REFERENCES	145
ANNEXE 1. Questionnaire utilisé pour l'enquête réalisée à Bédarrides en 1997	
ANNEXE 2. Résultats d'analyses univariées sur la dépression et l'anxiété	

1. Introduction et revue des connaissances

1.1 Connaissances sur l'impact psychologique des catastrophes

Depuis les 40 dernières années, de nombreux travaux ont été réalisés sur les conséquences psychologiques des catastrophes d'origine naturelle ou humaine. Ils ont montré que celles-ci peuvent induire des conséquences psychiques à court terme mais aussi des psychopathologies se développant sur le long terme même si les réactions sont très variables d'un individu à l'autre (1, 2).

1.1.1 Troubles rencontrés lors des catastrophes naturelles

Etat de stress post-traumatique

L'état de stress post-traumatique (ESPT) chez l'adulte a été défini par l'American Psychiatric Association en 1980, dans la troisième édition de son manuel diagnostique et statistique (Diagnostic and Statistical Manual, DSM III) révisé en 1987 (3) puis en 1994 (4).

Il est défini *comme une réaction pathologique anxieuse survenant à la suite d'une exposition à un événement hors du commun et capable d'induire de la détresse émotionnelle chez la plupart des gens*. Il associe trois types de symptômes. Tout d'abord, l'événement traumatisant est « revécu » sous la forme de souvenirs intrusifs (flashbacks, cauchemars) souvent associés à des niveaux d'anxiété élevés. Le second groupe de symptômes correspond à des conduites d'évitement de tout ce qui est associé à l'événement et à un « émoussement des affects » : par exemple, perte d'intérêt pour des activités qui étaient investies auparavant. Le troisième groupe de symptômes correspond à une hyperactivité neurovégétative et reflète un état de préparation constante au danger : hypervigilance, irritabilité, difficultés de concentration et d'endormissement, réactions de sursaut... (1, 5). Tous ces symptômes ne sont pas obligatoirement présents chez le même individu et leur sévérité peut aussi varier dans le temps. La plupart de ces réactions sont normales immédiatement après l'événement traumatisant et vont s'estomper dans les semaines suivantes. Cependant, dans certains cas, les symptômes peuvent persister et constituer une psychopathologie chronique.

La prévalence sur la vie entière de l'ESPT, défini selon les critères du DSM III Révisé, a été étudiée dans la population générale des Etats Unis (National Comorbidity Survey, 8000 sujets environ). Elle a été évaluée à 7,8 %, tous types de traumatismes confondus (6). Dans la même enquête, l'étude de l'histoire naturelle de cette psychopathologie montre une rémission rapide des symptômes durant les premiers mois, mais l'absence de rémission a aussi été observée au bout de 10 ans chez un peu plus d'un tiers des individus. La durée moyenne des symptômes a été estimée à 36 mois chez les personnes ayant reçu un traitement et à 64 mois chez celles n'ayant pas été prises en charge (6).

L'ESPT est dans 60 à 99 % des cas, selon les groupes de population étudiés, associé à des épisodes de dépression, d'anxiété, de somatisation ou encore à des phobies (6, 7). L'ESPT est un trouble grave : il induit un handicap sévère dans la vie quotidienne. Il est aussi associé à un risque élevé de suicide (8). Une prise en charge psychologique appropriée et précoce peut accélérer la rémission des symptômes (6, 9). Il importe donc d'organiser la détection des cas d'ESPT tôt après une catastrophe et d'inscrire leur prise en charge dans le long terme.

L'augmentation de l'incidence de l'ESPT après une catastrophe naturelle a été observée dans de nombreuses études (10, 11). Elle varie selon les études entre 2 à 50 % (6, 11, 12). Cette hétérogénéité des résultats est vraisemblablement due à des intensités d'exposition variées selon les événements en cause et à des méthodologies d'échantillonnage et d'évaluation

différentes selon les études. Les taux d'incidence sont plus élevés dans les évaluations rétrospectives que prospectives et dépendent largement des instruments d'évaluation utilisés (11, 13).

La prévalence de l'ESPT diminue avec le temps après une catastrophe (14), mais un excès de risque d'ESPT a été mis en évidence jusqu'à 14 ans après (15).

Autres troubles anxieux

D'autres tableaux symptomatiques anxieux peuvent survenir ou être réactivés à la suite d'une catastrophe soit dans le contexte d'un ESPT soit isolément. Il peuvent revêtir diverses formes : anxiété généralisée, crises d'angoisse aiguës (« trouble panique ») ou encore troubles phobiques. L'anxiété généralisée est définie comme l'existence d'une appréhension et d'une anxiété excessives et difficiles à contrôler pour divers événements ou activités. Elle s'accompagne de troubles du sommeil, de difficultés de concentration, d'irritabilité. L'attaque de panique est définie comme une bouffée d'angoisse subite accompagnée de symptômes physiques (palpitations, douleurs thoraciques, frissons).

Si les troubles anxieux surviennent uniquement en présence d'éléments rappelant l'événement traumatique, ils sont considérés comme faisant partie de l'ESPT. Si par contre, ces troubles anxieux débutent à la suite d'un événement traumatique et sans la présence des critères nécessaires à l'établissement au diagnostic d'un ESPT, l'hypothèse d'un lien étiologique entre la situation traumatique et ces troubles doit être faite (16). Enfin, on peut assister à une progressive dédifférenciation de la symptomatologie d'ESPT et à son remplacement par des troubles anxieux dont le lien avec l'événement traumatique n'est plus immédiatement perceptible (17). La prévalence des troubles anxieux chroniques (estimée de 15 à 20 %) constatée plusieurs années après un événement traumatique, témoigne de ce processus.

Troubles dépressifs

Concernant les troubles dépressifs, l'hypothèse d'un lien entre certains épisodes dépressifs majeurs et des situations de catastrophes est clairement avancée dans la littérature (16). En effet, les catastrophes naturelles impliquent fréquemment des expériences de perte. De plus, il existe, de façon générale, une importante comorbidité entre troubles anxieux et troubles dépressifs. Contrairement au diagnostic de certains troubles anxieux, le diagnostic de trouble dépressif majeur est posé indépendamment de la présence ou de l'absence d'un ESPT (18).

1.1.2 Troubles rencontrés lors des catastrophes industrielles (produits chimiques ou radioactifs)

Du point de vue de leur perception, elles se distinguent des catastrophes naturelles. Elles ne se traduisent pas de façon immédiatement visible pour le public car il n'y a pas, le plus souvent, de témoin de la présence du toxique. Par conséquent, « l'information » est souvent l'agent stressant initial. Leur impact est souvent diffus : les limites géographiques des zones d'exposition sont souvent floues ou difficiles à déterminer dans l'absolu. Leur impact peut aussi être chronique et par conséquent faire peser une menace sur le futur. Il n'existe pas toujours de seuil démontré en dessous duquel des effets redoutés ne se produiraient pas. Enfin, des comportements de stigmatisation vis à vis des personnes exposées, ou dont on pense qu'elles l'ont été, sont fréquents et ont été observés par exemple à Tchernobyl ou encore vis à vis des survivants d'Hiroshima et Nagasaki.

Il est donc possible que, dans ces situations, la prévalence des troubles, les groupements de symptômes et les facteurs de risque soient différents de ce qui est observé lors de catastrophes

d'autres natures. Il semble en particulier que l'ESPT soit moins fréquent lors de catastrophes dites invisibles que lors de catastrophes naturelles (10).

En ce qui concerne les accidents radiologiques, on dispose d'études sur l'accident de Three Mile Island surtout (19). Sur le court terme, les études effectuées ont montré l'existence d'effets psychologiques immédiats dans la population exposée, en particulier chez les mères de jeunes enfants, pour lesquelles les effets étaient parfois sévères (épisodes de dépression). Un accroissement de la demande de soins et une augmentation de la consommation de médicaments anxiolytiques, d'alcool ou de tabac ont également été constatés dans les suites de l'accident (20). Les études sur le long terme ont mis en évidence des effets psychologiques et psychiatriques plusieurs années après l'accident mais à des niveaux modérés (21, 22). Certains facteurs étaient associés à la persistance de niveaux élevés de conséquences psychologiques notamment l'absence de soutien social ou l'existence d'antécédents d'épisodes d'anxiété et de dépression.

1.1.3 Synthèse et points sur lesquels l'amélioration des connaissances épidémiologiques est nécessaire

Il existe une grande variabilité individuelle dans les réactions psychologiques aux traumatismes et catastrophes de même que dans leurs conséquences psychopathologiques (2, 23, 24). Mais les résultats concernant les facteurs de vulnérabilité individuelle sont peu convergents et doivent être mieux précisés (2, 23).

Les connaissances accumulées sur les conséquences psychosociales des catastrophes montrent, de façon très convergente, la diminution de l'incidence des troubles et de la fréquence des symptômes avec le temps (25-28). Mais des effets à long terme sont néanmoins possibles (28).

Des études épidémiologiques sont encore nécessaires pour préciser les taux d'incidence de l'ESPT après divers types de catastrophes et les différences entre catastrophes naturelles et industrielles sur les risques d'effets psychiques et leurs facteurs modificateurs (2). Des études sont en particulier nécessaires pour déterminer s'il existe des agents stressants et des prédicteurs différents en fonction des types d'effets étudiés (dépression, anxiété, ESPT...).

L'essentiel des connaissances épidémiologiques provenant des pays anglo-saxons, il est également nécessaire de préciser la nature, l'ampleur et l'évolution dans le temps des réactions post-traumatiques dans un contexte culturel et des groupes de population différents. Sur ce plan, peu de données existent en France. Enfin, de nombreuses questions restent posées, en particulier sur les moyens de quantification en terme d'impact sur la santé publique (2).

1.2 Les catastrophes naturelles en France

1.2.1 Types d'aléas rencontrés en France

La France, comme de nombreux autres pays dans le monde, est soumise aux aléas naturels : divers types d'aléas y ont été ou sont rencontrés : les inondations, les avalanches, les feux de forêt, les effondrements et glissements de terrain (l'effondrement d'une carrière à Clamart en 1961, le glissement de terrain du plateau d'Assy en 1970 qui fit 72 victimes), les éruptions volcaniques (Soufrière en Guadeloupe en 1976), les tremblements de terre et dans les DOM, les tsunامي ainsi que les tempêtes et cyclones (29).

1.2.2 Les inondations, aléas le plus fréquent

Parmi ces types d'aléas, l'inondation est celui qui survient le plus fréquemment en France. Sous différentes formes (inondations de plaine, crues éclair, crues et laves torrentielles), les inondations touchent environ 10 % du territoire national. Le développement économique des 30 dernières années et un relatif abandon de l'entretien de certains cours d'eau ont conduit à la répétition de ces événements pouvant provoquer de véritables catastrophes collectives entraînant des dommages aux personnes et aux biens considérables (camping du Grand Bornand en juillet 1987, ville de Nîmes en octobre 1988, ville de Vaison-la-Romaine et plusieurs départements de l'arc méditerranéen en septembre 1992, Camargue en octobre 1993). Les inondations concentrent aujourd'hui environ 80 % des indemnités au titre des catastrophes naturelles (29). Le département du Vaucluse est un des départements dans lequel le risque d'inondation est le plus élevé : 146 communes sur 151 (97 %) ont un risque d'inondation avec enjeu humain (source Ministère de l'Environnement).

1.2.3 Absence d'informations épidémiologiques sur l'impact des catastrophes naturelles en France

Deux à dix pour-cent de la population française, selon les évaluations, résident dans des zones à haut risque d'inondation (30, 31). Il n'existe pas, à notre connaissance, de données épidémiologiques décrivant, en France, les conséquences sur la santé des inondations et plus largement des catastrophes naturelles. Plus particulièrement, aucune donnée épidémiologique n'a été publiée sur l'impact psychologique des catastrophes naturelles. En outre, bien que largement reconnu comme entité nosologique (4), l'ESPT n'est pas reconnu en France par l'Assurance Maladie comme une Affection Longue Durée, ce qui permettrait une meilleure prise en charge sanitaire et sociale.

1.3 Objectifs de l'enquête

1.3.1 Objectifs généraux : méthodologie d'investigation post-catastrophe

L'étude de l'impact psychologique d'une catastrophe environnementale réalisée dans le cadre de cet appel d'offres s'inscrit dans un projet plus général « d'épidémiologie de catastrophe » conduit à l'Institut de Protection et de Sécurité Nucléaire (IPSN). Dans ce projet deux objectifs sont poursuivis :

- développer des dispositifs de réponse épidémiologique destinés à l'évaluation des conséquences sanitaires d'accidents ou de catastrophes environnementales ;
- analyser les problèmes méthodologiques posés par ces évaluations et construire des outils d'évaluation dans cette optique (32).

La nécessité de cette approche a été soulignée par diverses catastrophes (Seveso 1976, Tchernobyl 1986) dont un bilan précis des conséquences sanitaires a été ou est encore difficile à établir (33, 34). Peu de choses sont prévues sur le plan épidémiologique, en France, pour évaluer les conséquences sanitaires de catastrophes environnementales.

L'étude réalisée dans le cadre de cet appel d'offres concerne le second objectif de construction d'outils et d'analyse méthodologique. Elle s'applique au stress post-traumatique pour lequel peu de travaux épidémiologiques ont été réalisés en France, alors que des accidents ou catastrophes environnementales, en particulier des inondations, surviennent chaque année dans diverses régions. Pourtant, la connaissance des caractéristiques épidémiologiques et de l'évolution dans le temps des conséquences psychologiques des catastrophes environnementales est nécessaire pour proposer des stratégies de prise en charge adaptées aux besoins des populations exposées dans chaque situation rencontrée (13).

Dans ce contexte, il paraît utile de développer en France l'épidémiologie des conséquences psychologiques des catastrophes environnementales, qu'elles soient d'origine humaine (accidents chimiques, radiologiques) ou naturelle. Un travail de réflexion sur les problèmes méthodologiques posés par cette approche a été engagé dans le Laboratoire d'Epidémiologie et d'Analyse du Détriment Sanitaire de l'IPSN (19) en collaboration avec l'Observatoire Régional de la Santé PACA (35). Le travail proposé dans le cadre de cet appel d'offres s'inscrit dans cette problématique.

Les objectifs généraux du projet sont les suivants :

- évaluer la faisabilité de la mise en place d'une étude épidémiologique des conséquences psychologiques d'une catastrophe environnementale plusieurs années après sa survenue et analyser les problèmes méthodologiques que pose ce type d'évaluation ;
- construire et valider des outils permettant d'explorer les effets psychiques post-traumatiques de catastrophes environnementales en population française.
- de façon complémentaire, analyser la faisabilité méthodologique de la construction d'indicateurs agrégés pour évaluer l'impact de santé publique global de catastrophes environnementales.

1.3.2 Objectifs spécifiques : les effets des inondations du Vaucluse en 1992

Des inondations survenues dans le Vaucluse à la suite d'orages, le 22 Septembre 1992, ont entraîné la crue de la rivière Ouvèze. Le passage de la crue a été très rapide, l'Ouvéze ayant commencé à grossir vers 12 H et la fin de l'inondation se situant vers 17 h 30. L'inondation a touché 63 municipalités et entraîné 38 décès et la disparition de 4 personnes. Trente mille foyers ont été privés d'électricité, de téléphone et d'eau potable (36).

Deux municipalités ont été particulièrement touchées : Vaison-la-Romaine (VLR) et Bédarrides (tableau 1.1). La commune de Vaison-la-Romaine a été la plus gravement touchée : 50 maisons ont été rasées par une coulée de boue de plusieurs mètres de haut et plus de 1 000 gravement endommagées. Un camping situé sur les bords de l'Ouvéze a été complètement détruit.

A Bédarrides, la crue a atteint une hauteur de 2,5 m en quelques heures, duré plusieurs jours et touché un grand nombre de ménages. Le nombre de ménages atteints a cependant été plus important qu'à VLR. Les communes de Bédarrides et VLR ont été sélectionnées en raison de ces situations d'exposition différentes.

Tableau 1.1. Caractéristiques socio-démographiques des communes de Bédarrides et de Vaison-la-Romaine et impact des inondations*

Municipalité	Bédarrides	Vaison-la-Romaine
Nombre d'habitants en 1990	4810	5663
Nombre de ménages	1716	2436
Nombre de logements	1839	3003
Pourcentage de résidences secondaires	1,6	10,7
Pourcentage de ménages touchés	87,4	14,4
Nombre de décès **	0	29
Coût financier (millions de francs) **.	34,9	126,3

* Source : INSEE, Logements, population, emplois, évolutions 1975, 82, 90, fascicule Vaucluse, INSEE, 1991

** Source : Reconstruire le Vaucluse : séance publique exceptionnelle, 16 Octobre 1992. Conseil Général du Vaucluse, 1992.

Objectif spécifique n°1 :

Evaluer, plusieurs années après, l'impact psychique des inondations du Vaucluse de 1992 sur la population exposée. Il s'agit en particulier :

- d'étudier l'association entre la sévérité de l'exposition en 1992 et la prévalence des symptômes d'ESPT, de dépression et d'anxiété au moment de l'enquête ;
- d'étudier les facteurs susceptibles d'aggraver ou de modérer cette association.

Objectif spécifique n°2

Déterminer de façon complémentaire, l'impact global de l'inondation en termes de santé publique. Notamment, analyser l'association entre la sévérité de l'exposition et certains indicateurs de l'état de santé et de consommation de soins au moment de l'enquête.

2. Etude pilote, 1995-1996

Une étude pilote a été effectuée en 1996 pour tester la faisabilité de l'étude de l'impact à long terme des inondations. Les objectifs étaient les suivants : (1) évaluer l'acceptabilité d'une étude par les autorités locales et les résidents, (2) estimer la proportion de personnes joignables et le taux de réponses, (3) tester des outils permettant d'évaluer le niveau d'exposition et les conséquences psychologiques. Etant donné la pénurie de données sur cette question, nous avons estimé important de présenter les résultats de cette étude pilote.

La méthode et les résultats de cette enquête sont présentés ci-après. Un article a été accepté par la revue « Les Cahiers de Santé ».

2.1 Matériels et Méthodes

2.1.1 Echantillonnage

A Bédarrides, 100 ménages ont été tirés au sort à partir d'un fichier de 1400 ménages demandant réparation, établi par le Centre Communal d'Action Sociale. A VLR, les autorités locales n'ayant pas constitué un tel fichier, 140 ménages ont été tirés au sort à partir de l'annuaire téléphonique de 1992. Les adresses et les coordonnées téléphoniques ont été vérifiées au moyen de l'annuaire téléphonique électronique en élargissant la recherche à l'ensemble de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur et aux départements limitrophes. A Bédarrides, des informations complémentaires ont été recherchées sur les listes électorales et par enquête de voisinage.

2.1.2 Collecte des données

Une lettre d'annonce a été adressée à tous les ménages sélectionnés pour présenter l'étude et prévenir de l'appel téléphonique d'un enquêteur. Huit appels ont été effectués au maximum, entre 9 et 19 heures, du lundi au vendredi. Huit enquêteurs, préalablement formés par un psychologue, ont conduit les entretiens au domicile de mai 1996 à janvier 1997. Dans chaque foyer, un individu éligible a été sélectionné par la méthode anniversaire. Les sujets éligibles étaient les personnes ayant leur résidence principale ou secondaire à Vaison-la-Romaine ou Bédarrides, âgées d'au moins 18 ans lors de la catastrophe et présentes ou non à ce moment. Les ménages ont été considérés comme « perdus de vue » lorsque leur adresse n'a pu être retrouvée dans l'annuaire téléphonique électronique et, à Bédarrides, lorsqu'une visite de voisinage et la consultation des listes électorales étaient négatives.

2.1.3 Questionnaire

Le questionnaire administré en face à face comportait les sections suivantes : caractéristiques socio-démographiques, exposition à l'événement, autres événements de vie traumatisants et antécédents de troubles psychologiques. L'ESPT a été évalué par le QE-ESPT, un questionnaire structuré basé sur les critères du Manuel Diagnostique et Statistique des Troubles Mentaux, version IV (4). Les symptômes anxieux ont été évalués au moyen de l'échelle de Spielberger comportant une sous-échelle évaluant l'anxiété « état » (état temporaire) et une autre évaluant l'anxiété « trait » (état permanent) (37). Les symptômes dépressifs ont été évalués par la version abrégée de l'échelle de Beck (13 items) (38). Ces échelles d'anxiété et de dépression, qui ont été largement utilisées lors d'événements traumatiques collectifs et dont les normes françaises sont disponibles, ont été administrés par auto-questionnaire. Les réponses aux items explorant les symptômes étaient recueillies au

moyen d'échelles de Likert graduées en 5 niveaux pour le QE-PTSD et en 4 pour les auto-questionnaires.

2.1.4 Analyse statistique

Les corrélations entre les scores des différentes échelles psychométriques ont été analysées par le coefficient de corrélation des rangs de Spearman et leur cohérence interne par le coefficient alpha de Cronbach. Les observations avec valeur manquante aux échelles psychométriques ont été exclues des analyses effectuées sur SPSS®. Un score d'exposition a également été calculé en cumulant le nombre de situations d'exposition distinctes rapportées par chaque personne interviewée. Les moyennes des scores aux différentes échelles psychométriques selon le score d'exposition cumulée ont été comparées au moyen d'une ANOVA multifactorielle généralisée, avec ajustement sur l'âge et le sexe.

La distribution des scores aux échelles psychométriques a été étudiée après exclusion des observations comportant une ou plusieurs valeurs manquantes. Pour les analyses de corrélation entre les échelles psychométriques et l'ANOVA, les observations ayant plus de deux valeurs manquantes aux échelles de dépression ou d'anxiété, respectivement, ont été exclues. Pour les autres observations comportant des valeurs manquantes, celles-ci ont été remplacées par la moyenne des réponses de l'individu à l'échelle correspondante.

2.2 Résultats

2.2.1 Acceptabilité de l'étude et taux de réponse.

A Bédarrides, l'enquête a été très bien acceptée par les autorités locales qui ont facilité sa réalisation. Parmi les 100 ménages, 77 ont pu être joints, 69 étaient éligibles et parmi ces derniers, 51 sujets (74%) ont été interviewés. Sur les 23 ménages non joints, 7 étaient « perdus de vue », soit 7% de l'échantillon. A VLR, les autorités locales étaient très réticentes, soulignant que « la population avait besoin d'oublier les événements de 1992 ». Sur les 140 ménages tirés au sort, 92 (66 %) ont été joints, 72 (51 %) étaient éligibles et parmi ces derniers, 36 sujets (50 %) ont été interviewés. Sur les 48 ménages non joints, 33 étaient « perdus de vue », soit 24 % de l'échantillon. La répartition, selon le sexe et l'âge, des sujets interviewés ne diffère pas significativement de celle de la population générale de chaque commune (recensement INSEE de 1990).

2.2.2 Evaluation de l'exposition lors de l'inondation

L'évaluation de l'exposition à partir de la carte de l'inondation à Bédarrides a permis de classer les foyers en seulement deux catégories (zone inondée ou non). Tous les ménages tirés au sort, sauf un, résidaient dans la zone inondée. L'analyse des réponses montre la multiplicité des situations d'exposition individuelles observées (tableau 2.1) et, pour la majorité des sujets, le cumul de ces situations (tableau 2.2) .

Tableau 2.1. Modalités d'exposition aux inondations de 1992 dans les communes de Bédarrides et de Vaison-la-Romaine (VLR)

Modalités d'exposition	Bédarrides		VLR	
	Nb.	%	Nb.	%
Se trouver au moment de l'inondation dans des zones directement touchées	44	86,2	7	19,4
Avoir été en contact avec l'eau et/ou bloqué pendant l'inondation	42	82,4	7	19,4
Avoir été blessé et/ou reçu des soins médicaux	12	23,5	0	0
Avoir risqué d'être blessé ou de perdre la vie	11	21,6	1	2,8
Avoir été témoin de menaces ou de disparitions de parents ou amis	4	7,8	2	5,6
Etre parent ou ami de personnes blessées ou disparues	17	33,3	16	44,4
Avoir déménagé temporairement ou définitivement	17	33,3	7	19,4
Connaître des personnes disparues ou blessées	9	17,6	23	63,9
Avoir été au chômage*	10	19,6	1	2,8
Avoir subi des pertes matérielles				
• aucune	1	2,0	19	52,8
• < 500 000 F	40	78,4	10	27,8
• 500 000 F +	9	17,6	3	8,3
• NSP	1	2,0	4	11,1
Total	51	100,0	36	100,0

* licenciement, chômage technique, perte de l'outil de travail

Tableau 2.2. Distribution des réponses à l'indice d'exposition

Valeur du score	Nombre	Pourcentage	Pourcentage cumulé
0	4	4,9	4,9
1	13	16,0	21,0
2	11	13,6	34,6
3	18	22,2	56,8
4	11	13,6	70,4
5-8	24	29,6	100,0
Total*	81	100,0	

* L'indice d'exposition n'est pas calculé pour 6 observations en raison de données manquantes

2.2.3 Echelles psychométriques

De nombreuses non-réponses aux items des échelles d'anxiété et de dépression ont été observées : 26 sujets (29,9 %) n'ont pas répondu à au moins un item de l'échelle anxiété-état, 32 (36,8 %) pour l'échelle anxiété-trait et celle de dépression. L'âge des sujets exclus des analyses en raison d'un nombre trop important de données manquantes à ces échelles (cf. méthodes) était en moyenne plus élevé que celui des autres personnes interrogées, de façon significative pour l'échelle d'anxiété-état uniquement ($p = 0,05$). La proportion des femmes

était aussi plus importante chez les sujets exclus, de façon significative pour l'échelle de dépression uniquement ($p = 0,005$).

Les scores moyens aux échelles d'anxiété sont comparables aux résultats déjà publiés et la cohérence interne de ces échelles est excellente (tableau 2.3) (37). Le score moyen à l'échelle de dépression est de 5,5 (E.T. = 5,7 ; $n = 55$) et l'alpha de Cronbach est élevé (0,85). Pour le QE-PTSD, seules cinq observations ont été exclues en raison de non réponses. Les scores individuels s'étagent entre 0 et 56 et le score moyen est de 20,6 (E.T. = 13,9 ; $n = 82$) ; l'alpha de Cronbach est élevé (0,90). Les coefficients de corrélation entre les scores des différentes échelles se situent entre 0,49 et 0,85, et sont statistiquement très significativement différents de un ($p < 10^{-4}$) (tableau 2.4). Les résultats sans correction des valeurs manquantes sont très similaires.

Tableau 2.3. Scores moyens et alpha de Cronbach aux échelles d'anxiété. Comparaison aux normes existantes (37)

	Anxiété-Etat			Anxiété-Trait		
	moyenne	écart-type	alpha de Cronbach	moyenne	écart-type	alpha de Cronbach
Echantillon	39,0*	14,0	0,94	41,8**	11,5	0,89
Normes américaines	35,5	10,5	0,93	34,8	9,2	0,91
Normes françaises	38,2	10,3	-	43,5	10,3	-

* $n = 61$ sujets ** $n = 55$ sujets

Tableau 2.4. Corrélations croisées entre les échelles psychométriques^a

	Dépression	Anxiété Etat	Anxiété Trait
ESPT	0,49* (67) ^b	0,58* (69)	0,52* (70)
Dépression	--	0,66* (65)	0,72* (53)
Anxiété Etat		--	0,85* (71)

^a coefficients de corrélation de Spearman

^b effectif

* $p < 0,0001$

Nous avons enfin pu observer, dans les analyses ajustées sur le sexe et l'âge, une relation exposition-effet entre le score d'ESPT et l'indice d'exposition ($p = 0,02$). Un lien significatif existe aussi entre ce dernier et le score de dépression ($p = 0,04$). En revanche, les scores des échelles d'anxiété n'étaient pas associés à cet indice (tableau 2.5).

Tableau 2.5. Scores moyens aux échelles d'anxiété, de dépression et d'état de stress post-traumatique (ESPT) selon l'indice d'exposition cumulée aux inondations survenues en 1992.

Echelle	Indice d'exposition cumulée					p*	n
	0-1	2	3	4	5-8		
ESPT	15,5	16,8	17,9	26,4	26,3	0,02	76
Dépression	3,8	4,7	3,3	3,9	6,8	0,04	64
Anxiété-Etat	39,1	38,7	35,8	33,6	45,4	0,31	67
Anxiété-Trait	40,4	40,0	37,9	38,8	45,5	0,18	68

* ajustement sur âge et sexe ; l'indice d'exposition est testé sous forme de variable quantitative.

2.3 Discussion

2.3.1 Faible acceptabilité et taux de « perdus de vue » élevé à Vaison-la-Romaine

A Bédarrides, quatre années après l'inondation, le taux de ménages joints (77 %) et le taux de sujets interviewés (74 %) sont comparables à ceux obtenus dans d'autres études et relativement satisfaisants. Par exemple, dans l'enquête effectuée trois années après l'éruption volcanique du Mont Saint Hélène (Etats Unis, 1980), 81 % des 2 152 foyers sélectionnés avaient pu être joints et 76 à 78 % des sujets éligibles avaient accepté de participer à l'enquête (39). Le taux de « perdus de vue » (7%) est comparable au taux de migrations observé au cours de la même période dans le département du Vaucluse (7,2 %) (40). Les dix-huit refus ont été observés chez des ménages ayant leur résidence en zone inondée mais l'analyse des motifs ne fait pas apparaître de lien évident avec l'exposition. En revanche, à VLR, le taux de ménages joints et celui de sujets interviewés sont plus faibles ; le taux de perdus de vue est plus élevé qu'à Bédarrides. Le nombre important de résidences secondaires dans cette commune a vraisemblablement contribué à cela (tableau 1.1). Le taux de perdus de vue de 23 % est difficile à interpréter, les enquêtes de voisinage n'ayant pu toutes aboutir à VLR. Le taux important de refus (47,2%) est probablement dû à une proportion de personnes directement exposées plus faible qu'à Bédarrides (tableau 2.1). Les motifs des refus vont dans ce sens : 18 sur 34 (53 %) ont été enregistrés chez des personnes se considérant « non concernées ». L'intense couverture médiatique de l'inondation en 1992 à VLR peut aussi, pour partie, expliquer que la communauté tout entière se soit sentie impliquée et qu'elle veuille oublier les événements. Enfin, les autorités locales n'ont pas apporté leur soutien à l'étude, contrairement à Bédarrides. Ces éléments nous conduisent à renoncer à inclure cette commune dans une étude plus approfondie.

2.3.2 Possibilité d'utiliser un indicateur externe d'exposition

La carte de l'inondation qui a pu être établie à Bédarrides n'a pas permis de graduer l'exposition des habitants mais confirme la proportion importante de sujets exposés dans l'échantillon étudié à Bédarrides (86 %). Elle fournit une information objective pour valider les réponses au questionnaire sur l'exposition. Cette constatation montre bien l'utilité d'un recueil précoce d'informations, notamment sur les zones d'exposition, pour être en mesure de réaliser des évaluations fiables prospectives ou rétrospectives.

2.3.3 Des données manquantes dans les échelles d'anxiété et de dépression

Alors que l'ensemble du questionnaire a été très bien rempli par les personnes interviewées, les taux de réponses aux échelles d'anxiété et de dépression n'ont pas été complètement satisfaisants. Ceci peut s'expliquer par le fait que cette partie du questionnaire a été auto-administrée. Cependant certaines personnes ont déclaré ne pas avoir compris le lien entre ces échelles et l'événement auquel elles avaient été confrontées et ont peut-être manqué d'explications appropriées et suffisamment motivantes. A l'inverse, le questionnaire d'évaluation de l'ESPT, administré en face à face, a été parfaitement accepté, probablement parce que le lien avec l'événement était explicite.

Les coefficients alpha de Cronbach élevés pour chaque instrument indiquent leur excellente cohérence interne. Compte tenu de la corrélation élevée entre les deux échelles d'anxiété ($r = 0,85$), il semble préférable pour ce type d'évaluation de ne retenir qu'une seule échelle (anxiété-état); ceci devrait permettre de raccourcir le questionnaire et d'en faciliter la passation. De même, l'échelle de dépression de Beck n'est pas apparue satisfaisante dans cette situation et devrait être remplacée par une échelle de dépression plus simple et mieux adaptée à une situation de catastrophe environnementale (i.e. l'échelle CES-D (41)). Les corrélations positives observées entre les scores des différentes échelles sont comparables à celles observées dans d'autres études (42). Elles reflètent, en partie, l'importante co-morbidité entre l'ESPT, les troubles anxieux et les troubles dépressifs.

2.3.4 Faisabilité de la construction d'un indicateur d'exposition

Cette étude a permis de vérifier que l'exposition à une inondation est un événement complexe mais qu'il était possible et souhaitable de construire un indicateur d'exposition et d'envisager des analyses de type relation « exposition-effet » (43). L'observation d'une relation entre le niveau d'exposition et le score d'ESPT ainsi qu'un niveau significativement plus élevé de troubles dépressifs chez les sujets les plus exposés sont en accord avec les résultats de certaines études nord-américaines ayant conclu à l'impact psychosocial de catastrophes environnementales comme les inondations (2). En revanche, un impact en termes de troubles anxieux n'est pas observé dans notre étude. Ces résultats doivent être interprétés avec prudence. En effet, l'échantillon global est constitué de deux sous-échantillons obtenus à partir de deux bases de sondage différentes. De plus les personnes exclues des analyses se différencient, pour certaines échelles, des autres sujets de l'échantillon, par l'âge ou le sexe.

2.4 Conclusion de l'étude pilote : faisabilité d'une étude à Bédarrides

Une étude pilote a été réalisée quatre ans après les inondations du Vaucluse de 1992 pour tester la faisabilité d'une étude épidémiologique de l'impact psychologique de cette catastrophe. Deux communes ont été choisies : Vaison-la-Romaine (VLR) où l'inondation fut soudaine et meurtrière (29 décès) et Bédarrides où elle fut plus progressive. Des ménages ont été tirés au sort à partir d'une liste de victimes à Bédarrides (n = 100) et de l'annuaire téléphonique 1992 à VLR (n = 140). Le questionnaire avait pour objectif d'évaluer des niveaux d'exposition lors de l'inondation et incluait des échelles psychométriques pour l'évaluation de l'Etat de Stress Post Traumatique (ESPT), des troubles anxieux (Spielberger) et dépressifs (Beck).

A Bédarrides, l'étude a été bien acceptée, le taux de ménages éligibles contactés atteignant 69 % et celui de participants 74 %. A VLR, les taux correspondants n'ont été que de 51 et 50 %. Un indicateur d'exposition a pu être élaboré à partir des multiples situations d'exposition rencontrées lors de l'événement. L'échelle d'ESPT a été bien acceptée contrairement aux échelles de dépression et d'anxiété pour lesquelles de nombreuses non-réponses ont été observées. Les analyses chez les répondants ont montré une excellente cohérence interne de ces instruments et une association entre certains indicateurs psychométriques et le niveau d'exposition à la catastrophe.

Cette étude montre :

- que l'évaluation des conséquences psychosociales d'une catastrophe naturelle plusieurs années après est faisable mais dépend fortement du contexte local et de son acceptation par la population et les autorités ; dans le cas présent, une étude plus approfondie ne pourra être réalisée que sur la commune de Bédarrides ;
- la nécessité d'adapter les outils d'évaluation psychologique au contexte culturel et à l'événement.

3. Enquête de Juillet 1997 : matériels et méthodes

Une étude épidémiologique transversale a été effectuée pour étudier les variations des symptômes d'ESPT et des symptômes anxio-dépressifs en fonction du degré d'implication et d'exposition aux inondations de 1992 des résidents de la commune de Bédarrides. L'information recueillie concerne donc la situation actuelle et passée des personnes vis à vis de l'inondation.

3.1 Population

3.1.1 Critères d'éligibilité

La population cible est celle de la commune de Bédarrides. Le choix de cette commune découle des résultats de l'étude de faisabilité. Il s'agit d'une des communes les plus touchées par les inondations de 1992 et dont la population est une des plus importantes. Toute la commune n'a cependant pas été inondée, ce qui donne la possibilité d'inclure des sujets non directement exposés.

Il n'a pas été possible, en revanche, d'inclure la population de Vaison-la-Romaine dans l'étude pour les raisons suivantes :

- forte réticence des autorités ;
- taux de « perdus de vue » relativement important (plus de 25 % lors de l'étude pilote) ;
- taux de refus important (58 % lors de l'étude pilote).

Seules les personnes ayant leur résidence principale dans la commune de Bédarrides en 1992 et âgées de 18 ans ou plus au 1^{er} septembre 1992 ont été incluses. Les personnes ayant emménagé dans la commune de Bédarrides à partir de janvier 1993 ou ultérieurement n'ont pas été incluses dans l'étude, de même que les personnes ne résidant dans cette commune que temporairement (propriétaires de résidences secondaires). Les personnes ne parlant pas français n'ont pas été incluses, de même que celles ne pouvant répondre aux enquêteurs en raison d'une incapacité physique ou mentale.

3.1.2 Calcul du nombre de sujets nécessaires

Le calcul du nombre de sujets nécessaires repose sur l'hypothèse, formulée après une revue de la littérature, d'une prévalence de l'ESPT de 10 % et d'un intervalle de confiance à 95% de 2.5%. Le nombre de sujets nécessaires a ainsi été estimé à 500 à l'aide du logiciel Epi-Info Version 6 (44).

3.1.3 Echantillonnage

La sélection des individus devant être interviewés a été réalisée par un sondage à deux degrés avec d'abord une sélection des ménages puis une sélection des individus.

3.1.3.1 Sélection des ménages

Les ménages ont été tirés au sort à partir du fichier que France Télécom a fourni à l'institut Ipsos-Opinions. Cette base de sondage a été choisie en raison de son accessibilité, de son actualité et du taux de couverture de la population. Compte tenu du taux de réponse obtenu lors de l'étude de faisabilité (51%), un nombre de ménages deux fois plus important que celui requis pour l'étude a été tiré au sort, soit 1048 foyers.

3.1.3.2 *Sélection des individus*

Un individu par ménage a été sélectionné par la méthode “anniversaire”. Celle-ci consiste à sélectionner le premier individu éligible du ménage ayant son anniversaire dans l’année qui suit (45).

3.2 Modalités d’interview et d’enquête

Une lettre d’annonce a été adressée à tous les ménages inclus dans la base de sondage une semaine avant le début de l’étude pour présenter les motifs de l’enquête et prévenir de l’appel d’un enquêteur. Cette lettre était écrite sur papier-en-tête de l’Observatoire Régional de la Santé Provence-Alpes-Côte d’Azur et signée par son directeur des études. Le maire, les médecins et les pharmacies de la commune, ainsi que la Direction Départementale des Affaires Sanitaires et Sociales ont également reçu un courrier d’annonce. Des affiches ont été placés dans des endroits de passage (mairie, boulangerie, pharmacie).

L’interrogatoire par téléphone a été retenu en raison d’une fiabilité du recueil des données comparable aux interviews en face à face (46, 47), de taux de participation plus élevés par rapport aux enquêtes postales et de la possibilité de superviser le déroulement des interviews réalisés par les enquêteurs (système “Computer Assisted Telephone Interview”, CATI).

Les personnes ont été interrogées par téléphone par les enquêteurs de l’institut de sondage IPSOS-Opinion du 28 Juin au 16 Juillet 1997. Les enquêteurs ont été préalablement informés des motifs de refus potentiels des personnes contactées et des circonstances de l’inondation par l’équipe de recherche.

La composition des numéros de téléphone n’a pas été effectuée par l’enquêteur mais de manière automatisée grâce au logiciel Pollux selon la méthodologie qui suit :

- chaque numéro a été composé au maximum 8 fois, entre 17 heures et 20 h 30 en semaine et entre 10 h et 20 h le samedi, l’enquêteur faisant sonner 8 fois ;
- au bout de 3 tentatives infructueuses, les appels 4 et 5 ont été effectués en semaine entre 12 h et 17 h ;
- les numéros occupés ont été rappelés 30 minutes plus tard ; les appels aboutissant sur répondeur ont été considérés comme des non-réponses. En cas de non-réponse, le numéro a été recomposé 90 minutes plus tard ;
- en cas d’interruption « accidentelle » de la communication téléphonique, l’enquêteur ne pouvait pas rappeler la personne interviewée.

Les réponses ont été saisies directement par l’enquêteur à l’aide du logiciel CATI.

3.3 Considérations éthiques

Le protocole de l’enquête a été soumis au Comité Consultatif sur le Traitement de l’Information en matière de Recherche dans le Domaine de la Santé (Direction Générale de la Recherche et de la Technologie). Un avis favorable a été émis le 21 Avril 1997. L’avis de la Commission Nationale Informatique et Libertés a rendu un avis favorable le 16 Juin 1997. Elle a demandé notamment de ne pas renseigner l’âge ou la date de naissance et de retirer de la base de sondage les individus inscrits en liste orange.

3.4 Questionnaire individuel utilisé dans l'enquête

Un questionnaire individuel a été élaboré (annexe 1). Il comporte une partie signalétique : âge, sexe, niveau d'études, statut marital en 1992 et en 1997, revenu du foyer, catégorie socioprofessionnelle de l'interviewé(e) et de son conjoint éventuel.

L'exposition individuelle aux différentes situations rencontrées pendant ou dans les suites de l'inondation du Vaucluse en 1992 a été évaluée de façon rétrospective. Pour élaborer le questionnaire, une revue de la presse locale a été effectuée afin d'identifier les événements significatifs qui se sont produits lors de la crue. Des renseignements ont également été recueillis auprès de différents responsables locaux et des entretiens « semi-directifs » ont été effectués par un sociologue auprès de 3 habitants ayant vécu l'inondation de 1992. Enfin, une étude pilote a été effectuée en 1996 et permis d'améliorer la formulation des items.

Une section du questionnaire concernait les antécédents de l'interviewé : autre événement de vie traumatique ou autre inondation, consommation de somnifères, de tranquillisants ou d'antidépresseurs avant l'inondation de 1992, suivi éventuel pour un problème psychologique pendant plus de 6 mois avant 1992. D'autres questions abordaient l'état de santé actuel des sujets : état de santé perçu, consommation médicamenteuse (somnifères, tranquillisants, antidépresseurs), nombre de consultations médicales dans le mois précédant l'interview (médecin, psychiatre...).

Enfin, trois échelles de symptômes psychologiques ont été utilisées (paragraphe suivant).

3.5 Echelles de symptômes psychologiques utilisées dans l'enquête

Les échelles utilisées sont les suivantes :

- le QE-PTSD, échelle d'évaluation des symptômes de stress post-traumatique ;
- le STAI, échelle d'évaluation de symptômes anxieux ;
- le CES-D, échelle d'évaluation des troubles dépressifs.

Il s'agit d'échelles de symptômes, jugées préférables car plus sensibles que des instruments diagnostiques, en raison de la diminution des troubles psychologiques avec le temps après une catastrophe.

3.5.1 Evaluation des symptômes de stress post-traumatique : le QE-PTSD

Des instruments d'évaluation des symptômes d'ESPT ont été construits et validés en langue anglaise, mais il n'existe pas actuellement, à notre connaissance, d'instrument validé en langue française.

Un questionnaire a été élaboré à partir des critères diagnostiques de la quatrième édition du Manuel Diagnostique et Statistique de l'Association Américaine de Psychiatrie (DSM IV) (4) par une équipe de psychologues de la Faculté de Psychologie de Louvain (Belgique) (48, 49). Ce questionnaire, le QE-PTSD, est dérivé du questionnaire anglais PTSD-I de Watson (50) basé sur les critères du DSM-III-R (3) et permet d'évaluer à la fois la présence et la sévérité de symptômes d'ESPT.

Critères du DSM IV

Le diagnostic de l'ESPT repose sur la présence des six critères suivants :

- critère A : le sujet a vécu un événement hors du commun (ou a été témoin de cet événement) impliquant une menace de l'intégrité physique pour lui-même ou pour d'autres personnes et ressenti un sentiment de peur ou d'horreur ;
- critère B : l'événement traumatique est revécu de façon persistante sous la forme de souvenirs et rêves répétés associés à une détresse importante et à des réactions physiologiques ;
- critère C : le sujet évite des *stimuli* ou situations associées à l'événement traumatique et subit un émoussement des affects (sentiment de détachement...) ;
- critère D : le sujet présente des symptômes persistants d'hyperactivité neurovégétative qui n'existaient pas avant l'événement et se manifestent par une irritabilité, des troubles du sommeil, des réactions de sursaut... ;
- critère E : ces symptômes durent depuis au moins un mois ;
- critère F : ils entraînent aussi des perturbations significatives dans la vie sociale.

Le QE-PTSD comporte 32 questions : 6 pour le critère A, 8 pour le B, 7 pour chacun des critères C et D, 1 pour le E et 3 pour le F. La partie concernant les symptômes de l'ESPT (critère B, C et D) est composée de 22 questions codées par une échelle de Likert à 5 niveaux allant de 0 ("pas du tout") à 4 ("énormément").

Une étude préliminaire de validation a été effectuée par les auteurs du QE-PTSD sur une première version de l'instrument sur un échantillon de 48 sujets : 15 cas d'ESPT et 33 patients avec des troubles anxio-dépressifs. Les résultats préliminaires ont montré une spécificité de 88% et une sensibilité de 73% (communication personnelle de G. Sydor).

La présente étude repose sur une version du QE-PTSD adaptée à l'événement étudié et améliorée quant à la formulation des items. Cette version a été testée lors d'une étude pilote portant sur 86 sujets. Le QE-PTSD n'est pas utilisé, dans la présente étude, comme instrument diagnostique mais comme échelle d'évaluation des symptômes et de leur sévérité. Les analyses portent donc sur des scores. Il y a deux raisons à cela :

- la validation du QE-PTSD en tant qu'instrument d'aide au diagnostic n'est pas achevée ;
- compte tenu du délai écoulé entre l'événement et l'étude proprement dite, l'analyse des publications scientifiques permet de penser que la prévalence de l'ESPT a vraisemblablement diminué (2) ; un score de symptômes a donc été jugé un indicateur plus sensible de l'impact psychique potentiel à long terme des inondations.

Cependant, le nombre de cas supposés d'ESPT détectés à l'aide de cette échelle sera présenté à titre indicatif.

Calcul du score d'ESPT

Pour le calcul du score ESPT, les étapes suivantes ont été suivies :

- recodage des valeurs manquantes (voir paragraphe 1.6.2) ;
- sommation des réponses aux items critère par critère et sur l'ensemble de l'échelle.

3.5.2 Evaluation des symptômes d'anxiété : l'inventaire d'anxiété état-trait de Spielberger (STAI)

L'inventaire d'anxiété de Spielberger sous sa forme Y (51, 52) est sans aucun doute l'échelle d'anxiété la plus utilisée en recherche et en clinique. Dans sa version complète elle se présente en deux parties. La partie E évalue l'anxiété-état qui correspond à l'état émotionnel actuel ou situationnel du sujet, la partie T évalue l'état émotionnel le plus généralement représentatif du sujet et souligne donc l'aspect «trait de personnalité» de l'anxiété. De par sa conception même, le STAI est destiné aussi bien à l'auto-administration qu'à l'administration par un enquêteur. Chacune des deux échelles est composée de 20 items formulés aléatoirement en termes positifs ou négatifs pour éviter le biais de «response set». Les questions de l'échelle E prévoient comme modalités les réponses « non », « plutôt non », « plutôt oui », « oui » ; les réponses aux questions de l'échelle T se présentent sous forme de fréquence « presque jamais », « parfois », « souvent », « presque toujours ». Les scores bruts de chaque échelle (échelle de Likert à 4 points) sont obtenus en additionnant les scores des items respectifs.

L'inventaire d'anxiété état-trait de Spielberger a été traduit et validé en français par Bruchon-Schweitzer et publié par le Centre de Psychologie Appliquée (53). Les coefficients alpha des deux échelles sont supérieurs ou égaux à 0,90. Les analyses test-retest sont satisfaisantes pour les deux échelles et représentent bien la différence attendue entre anxiété-trait et anxiété-état. La validité des échelles est confortée par des comparaisons de groupes pathologiques et non pathologiques et divers groupes socio-démographiques. La validité de la version française se compare favorablement avec la version américaine (53).

Dans la présente étude, seul l'échelle anxiété-état a été utilisée, l'objectif étant d'évaluer l'état de santé mentale des sujets au moment de l'enquête. De plus, comme les résultats de l'étude pilote réalisée en 1996 ont montré une forte corrélation entre les échelles T et E (coefficient de corrélation de 0,85, $p < 10^{-4}$, $n = 71$) (54) et que les deux échelles présentent en général de corrélations importantes (53) l'utilisation d'une seule échelle a été jugée suffisante pour l'objectif poursuivi dans cette recherche.

3.5.3 Evaluation des symptômes de dépression : l'échelle « Center for Epidemiologic Studies Depression Scale » (CES-D)

Le CES-D est un questionnaire d'auto-évaluation de 20 items évaluant l'humeur d'un individu au cours de la semaine écoulée d'après la fréquence des symptômes (humeur dépressive, sentiments de culpabilité, désespoir, ralentissement psychomoteur, anorexie, troubles du sommeil...). Les réponses sont codées de 0 («jamais, très rarement») à 3 («fréquemment, tout le temps») à l'image d'une échelle de Likert à 4 points. Le score global représente la somme des scores obtenus sur les 20 items ; il varie donc de 0 à 60. Le questionnaire a été construit pour une utilisation en population générale (55). Sa fiabilité et sa validité ont été mises en évidence dans de multiples études épidémiologiques et cliniques (56, 57). Les concepteurs de l'échelle recommandent d'interpréter un score supérieur à 16 comme indicatif d'une humeur dépressive cliniquement significative. Toutefois, dans la mesure où les CES-D n'était pas conçu comme instrument diagnostique, de multiples autres seuils sont concevables et ont effectivement été proposés dans la littérature (57, 58).

La version française du CES-D a été validée par Fuhrer et Rouillon (59). Ces auteurs recommandent des seuils différentiels pour les deux sexes. Ils situent le seuil optimal pour les hommes à 17 et pour les femmes à 23 mais ils ajoutent « qu'en fonction des objectifs poursuivis et du type d'échantillon étudié, le seuil de l'instrument peut être ajusté pour atteindre un niveau optimal de sensibilité et de spécificité » (59).

3.6 Plan et méthodes d'analyses statistiques

Le plan d'analyse était le suivant :

- analyse de la qualité des données recueillies ;
- recodage des données manquantes quand cela était possible ;
- étude descriptive :
 - de l'échantillon et des liens entre d'une part, les variables signalétiques et d'autre part, les variables signalétiques et celles d'antécédents ;
 - des échelles de symptômes psychologiques (distribution, cohérence interne, corrélations croisées) ; l'étude de la cohérence interne du QE-PTSD a été effectuée de façon approfondie, les données recueillies lors de la présente étude permettant d'effectuer un complément d'étude de sa validité interne ;
 - de l'exposition et construction d'indicateurs d'exposition ; étude des associations entre les variables socio-démographiques et les dimensions et indicateurs d'exposition ;
- étude des facteurs de variation des scores aux échelles de symptômes psychologiques ;
- étude des facteurs de variation de l'état de santé perçu et de deux indicateurs de consommation de soins (consommation de psychotropes et consultations médicales).

3.6.1 Analyse de la qualité des données recueillies

- analyse des caractéristiques socio-démographiques et indicateurs de santé des sujets joints difficilement dans l'enquête (multiples tentatives de contact par téléphone) ;
- analyse de la structure des données manquantes (socio-démographique et indicateurs de santé) dans trois thématiques : la santé mentale (échelles de symptômes psychologiques), la sphère pécuniaire (revenu mensuel, montant des dégâts subis lors de l'inondation...) et le rappel de faits contrôlables (nombre de décès dus aux inondations de 1992) ;
- analyse de l'effet enquêteur sur la fréquence des valeurs manquantes et sur la mesure de la santé mentale.

3.6.2 Recodage des variables et traitement des valeurs manquantes

3.6.2.1 Variables socio-démographiques

L'âge initialement codé en six modalités a été recodé en trois modalités, afin d'obtenir des tailles de groupe comparables : « moins de 35 ans », « 35-54 ans » et « plus de 54 ans ».

Le statut marital a été recodé en deux modalités : « les personnes vivant en couple » et « les personnes vivant seules ». Nous avons créé une variable décrivant l'évolution du statut marital entre 1992 (année de l'inondation) et 1997 (année de l'enquête) ; cette variable a été nommée « stabilité maritale » et a été codée en trois modalités :

- 1) les personnes n'ayant pas changé de statut ;
- 2) les personnes étant passées du statut « vivant seul » au statut « vivant en couple » ;
- 3) les personnes étant passées du statut « vivant en couple » au statut « vivant seul ».

La question concernant l'activité professionnelle de la personne interrogée a été recodée en deux modalités : « les personnes exerçant actuellement une activité professionnelle » et « les

personnes n'exerçant pas d'activité professionnelle ». Pour le conjoint, le même regroupement a été effectué.

Concernant les valeurs manquantes, elles ont été rencontrées pour le diplôme et le revenu. Leur recodage a été effectué en attribuant la modalité la plus fréquente en fonction du sexe, de l'âge et du statut actif-inactif.

3.6.2.2 Variables décrivant l'état de santé et la consommation de soins

Trois domaines ont été abordés : la consommation de médicaments psychotropes, la perception de l'état de santé, le recours au médecin.

La consommation de médicaments psychotropes

Les questions concernant la consommation de psychotropes ont été posées sous la forme : « Au cours du dernier mois avez-vous pris des médicaments pour dormir ? (*idem* pour les tranquillisants) : jamais, moins d'une fois par semaine, plusieurs fois par semaine, tous les jours, N.S.P ». La variable « consommation de psychotropes » a été obtenue par addition des deux variables « somnifères » et « tranquillisants » et a été recodée en deux modalités « oui » (a consommé au moins une fois des psychotropes au cours du dernier mois) et « non » (n'a jamais consommé de psychotropes au cours du dernier mois).

La perception de l'état de santé

La perception de l'état de santé a été évaluée au moyen d'une formulation couramment utilisée dans les enquêtes de consommation de soins de l'INSEE :

« Actuellement comment estimez-vous votre état de santé ? Très mauvais, plutôt mauvais, moyen, bon, excellent ».

Cette variable a été recodée en deux modalités la première incluant « très mauvais ou plutôt mauvais ou moyen » et la deuxième « bon ou excellent ».

Le recours aux médecins

La variable de recours au médecin a été obtenue à partir de trois questions demandant si au cours du mois précédant l'enquête, la personne interrogée avait consulté un généraliste, un neurologue ou psychologue ou psychiatre, ou un autre médecin spécialiste. A partir de ces trois questions, une variable en « oui-non » a été créée.

3.6.2.3 Variables d'exposition

Pour les variables d'exposition, le recodage des valeurs manquantes a été réalisé au cas par cas quand d'autres questions du questionnaire recoupant la situation explorée permettaient l'attribution d'une réponse logique. Quand ceci n'était pas possible, les valeurs manquantes n'ont pas été recodées.

Concernant la variable « pertes financières dues à l'inondation », les valeurs manquantes ont été recodées en attribuant la modalité la plus fréquente en fonction des réponses aux questions suivantes :

- « avoir eu son logement inondé » ;
- « avoir perdu des biens matériels » ;
- « avoir perdu des affaires personnelles auxquelles ont été attachés ».

3.6.2.4 *Echelles de symptômes psychologiques*

Pour les échelles de symptômes psychologiques, deux scores ont été utilisés : un score corrigé avec remplacement des valeurs manquantes et un score non corrigé sans remplacement des valeurs manquantes. Le remplacement des valeurs manquantes a été fait en conformité avec les spécifications des auteurs de validation des échelles (53, 55, 59) et après vérification de la qualité des données. Les analyses portant sur la caractérisation des valeurs manquantes ont montré que la stratégie de traitement des valeurs manquantes qui semblait préférable était de les remplacer par les tendances centrales des individus (cf. chapitre 5). Les individus avec plus de deux valeurs manquantes ont été exclus des analyses.

Pour l'échelle d'ESPT, les individus ayant 3 valeurs manquantes ou plus ont été exclus de l'analyse. La même stratégie que précédemment a été appliquée, mais à l'intérieur de chaque critère B, C ou D.

Les analyses descriptives ont été effectuées avec les scores corrigés et les scores bruts. Les résultats étant très similaires, les autres analyses ont été effectuées avec les scores corrigés uniquement.

3.6.3 **Analyses descriptives des échelles de symptômes psychologiques**

La structure des données et la distribution des scores aux échelles ont été étudiées au moyen de graphes (droite de Henry, graphes des résidus) et du test de Kolmogorov-Smirnov avec correction de Lilliefors.

La consistance interne des échelles a été étudiée au moyen de coefficients Split-Half et Alpha de Cronbach. La consistance interne permet d'évaluer si les items définis pour mesurer un concept sont cohérents et homogènes sur une seule administration (60-62).

Les corrélations bivariées et partielles entre les scores des trois critères de l'échelle ESPT et les corrélations entre les scores aux trois échelles ont été étudiées en calculant les coefficients de corrélations des rangs, ρ de Spearman et τ de Kendall. Il s'agit de coefficients non paramétriques dont la loi est connue et indépendante de celle de l'échantillon. Le coefficient de Pearson nécessite la normalité des données pour en tester la signification statistique. L'adéquation gaussienne ayant été rejetée pour tous les scores, bruts ou corrigés, les coefficients de Pearson ne seront donnés qu'à titre indicatif, sans test de signification statistique.

Enfin, pour analyser plus en détail la validité conceptuelle de l'échelle d'ESPT, des analyses en composantes principales ont été effectuées sur l'échantillon complet, puis sur des sous-groupes (5). Afin de mieux être en mesure d'interpréter les axes, une rotation Varimax a été effectuée et les axes ont été définis par les variables ayant des loadings supérieurs à 0,5.

3.6.4 **Construction d'indices d'exposition cumulée**

Pour pouvoir tester des relations de types exposition-effet, des indices d'exposition cumulée ont été établis par deux approches différentes.

3.6.4.1 *Approche basée sur les connaissances : indice n° 1*

Le premier indice a été construit à partir des dimensions d'exposition décrites dans la littérature. Les dimensions d'exposition ont été construites en regroupant les items explorant des situations de même nature. Les dimensions suivantes sont décrites dans la littérature : "présence" (lors de l'événement), "menace de l'intégrité physique pour soi ou pour un proche", "pertes matérielles", "évacuation du logement" et "répercussions sociales" la

dernière explorant les conséquences des inondations sur l'outil de travail du sujet ou de son conjoint éventuel. Un score a ensuite été calculé en sommant les variables correspondant à ces dimensions.

3.6.4.2 Approche empirique : indice n° 2

Le second indice d'exposition cumulée a été construit à partir des résultats d'une analyse en composantes principales portant sur les 37 items explorant l'exposition à l'inondation. L'intérêt d'une ACP est d'analyser globalement les corrélations entre un grand nombre de variables. Les variables contribuant le plus à la variance totale des 37 questions ont été retenues.

Les items ont été recodés en (0/1). L'utilisation d'une ACP pour l'analyse de variables qualitatives (0/1), bien que non classique, est admise (63). L'extraction des composantes principales a été effectuée en retenant les questions ayant les saturations ("loadings") les plus importantes dans chaque axe. Cinq composantes ont été extraites. Cette extraction de composantes a été suivie d'une rotation Varimax (64).

Pour la construction du second indice, les cinq variables (une par facteur) ayant les loading les plus élevés ont été retenues et sommées pour calculer un score.

3.6.5 Etude des facteurs de variation des scores aux différentes échelles de symptômes psychologiques

3.6.5.1 Analyses univariées

Des analyses univariées ont tout d'abord été effectuées :

- concernant le score d'ESPT, des ANOVA à un facteur ont été effectuées après transformation logarithmique (permettant de normaliser la variable) ;
- concernant les autres échelles (anxiété et dépression), des régressions logistiques univariées ont été réalisées ; en effet, des ANOVA n'ont pu être effectuées car la distribution des scores à ces échelles était très dissymétrique et n'a pu être normalisée par une transformation de variable simple.

Les associations entre les indicateurs d'exposition et les variables signalétiques et celles d'antécédents ont aussi été étudiées par des tests du χ^2 .

3.6.5.2 Analyses de régression multiple

Modèle linéaire Général (GLM) - score ESPT

Une analyse de régression multiple a été effectuée en utilisant le modèle linéaire général (procédure GLM) (65). Ce modèle est l'équivalent d'une régression multiple pour des variables qualitatives et quantitatives. La variable expliquée, le score d'ESPT, ayant une distribution significativement différente de la loi normale, les analyses ont été effectuées après transformation logarithmique du score d'ESPT.

Le modèle testé avec la procédure GLM est un modèle multiplicatif de la forme :

$$\ln(Y) = \mu + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon$$

où $Y = (\text{score d'ESPT} + 1)$,

μ est l'origine,

X_1, \dots, X_n sont les variables explicatives testées associées à chaque catégorie de chaque facteur,

β_i est le paramètre associé à la catégorie i de la variable X_i ,

ε est le terme d'erreur résiduelle du modèle.

Pour obtenir le score d'ESPT estimé, une transformation exponentielle du modèle a été réalisée :

$$Y_{\text{est.}} = \exp \mu \times \exp \beta_1 (X_1) \times \exp \beta_2 (X_2) \times \dots \times \exp \beta_n (X_n)$$

où $\mu, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ correspondent aux estimations fournies par la procédure GLM.

La variable dépendante s'exprime alors comme un produit des variables explicatives. La variation du score moyen d'ESPT entre la catégorie i de la variable explicative X_i et la catégorie de référence choisie pour cette variable est égale à l'exponentielle du paramètre β_i :

$$\text{Variation du score ESPT entre catégorie } i \text{ et catégorie de référence : } \frac{\exp \beta_i}{\exp \beta_0} = \frac{\exp \beta_i}{1}$$

β_0 le paramètre de la catégorie de référence est fixé à 0, le modèle étant sur-paramétré (65).

Les analyses ont été réalisées en plusieurs étapes :

- test une à une des variables signalétiques et des variables d'antécédents avec ajustement sur l'âge et le sexe en raison d'associations très significatives entre ces variables ;
- test des variables d'exposition (dimensions, indices) dans des modèles ajustés sur l'âge, le sexe, les variables signalétiques et les variables d'antécédents significatives lors de la première étape.

Les analyses réalisées selon des procédures ascendante et descendante aboutissent à des résultats similaires. Le seuil de signification statistique qui a été retenu était $p=0,10$. Les interactions d'ordre 2 ont été testées. Les analyses ont été réalisées en utilisant le logiciel SPSS (66).

Régressions logistiques - anxiété, dépression

Des analyses de régression logistique ont aussi été effectuées pour tester l'association entre la prévalence des symptômes anxio-dépressifs et différents facteurs (67). La distribution de ces variables s'écartant fortement de la normale, il n'a pas été possible d'utiliser une procédure GLM. Pour ces deux échelles, une variable dichotomique a été créée en utilisant comme seuil la moyenne de la distribution du score obtenu à chaque échelle plus un écart type. Pour le CES-D, les seuils recommandés par les auteurs de la validation française ont aussi été utilisés.

3.6.6 Etude des facteurs de variation de l'état de santé perçu et de la consommation de soins au moment de l'enquête

Trois variables expliquées ont été testées :

- la consommation de psychotropes au cours du dernier mois précédant l'interview ;
- la consultation de médecin(s) au cours du dernier mois précédant l'interview ;
- l'état de santé perçu en 1997.

Des analyses de régression logistique ont été effectuées (67). Le choix des variables explicatives dans chacun des trois modèles d'analyse résulte d'une part des analyses univariées (variables significatives) et d'autre part des connaissances rapportées dans la littérature scientifique (i.e. la perception de l'état de santé est liée à l'âge, la consommation médicale est plus élevée chez les femmes).

Le choix définitif des facteurs de confusion introduits dans les modèles d'analyse s'est fait après élimination pas à pas descendante, et après avoir introduit des variables essentielles : l'âge et le sexe. Enfin certaines variables intuitivement pressenties comme facteurs de confusion ont été introduites dans le modèle (i.e. consommation de médicaments psychotropes au moment des inondations pour étudier les facteurs associés à la consommation au moment de l'enquête).

Pour tester l'association entre les indicateurs de santé et les échelles de symptômes psychologiques, celles-ci ont été incluses dans les modèles comme variables explicatives après avoir été recodées en catégories déterminées en fonction de quintiles pour l'anxiété et la dépression et de terciles pour l'ESPT.

4. Description de l'échantillon

4.1 Taux de réponse

Mille quarante-huit ménages ont été tirés au sort à partir de la base des numéros de téléphone de France Télécom. Parmi les 942 ménages (90 %) qui ont pu être contactés, 631 (67 %) étaient éligibles et cinq cents individus ont été interviewés (tableau 4.1).

Le taux de réponse global (nombre d'interviews complètes réalisées parmi les ménages éligibles contactés) est estimé à 68 % (500/739). Le taux de réponse individus (nombre d'interviews complètes réalisées parmi les individus éligibles joints) est de 79,2 %. Le taux de refus global (individus et ménages) parmi les ménages éligibles joints est estimé à 22,5 % (166/739). Le taux d'abandons en cours d'interview est de 2,1 %.

Le nombre d'abonnements téléphoniques en liste rouge à Bédarrides était de 453 sur un total de 2 178 abonnés (20 %) en 1996. Nous avons interrogé France Télécom sur le profil socio-démographique des abonnés en liste rouge ; malheureusement, aucune réponse n'a été donnée à nos appels téléphoniques et à notre courrier.

Tableau 4.1. Distribution des taux de réponse

	Effectifs	%
Total numéros téléphone	1048	100,0
Hors cible (collectivités, Entreprises, bip France Tél.)	39	3,7
Non réponse du ménage au 8° appel	55	5,2
Rendez-vous ménage	12	1,1
Base ménages contactés	942	90,0
Base ménages contactés	942	100,0
Hors Champ	178	18,8
Résidences secondaires	6	
Age, domicile en septembre 1992	172	
Impossible	25	2,7
Non francophone	3	
Absent longue durée, incapacité physique ou mentale	22	
Refus avant sélection individu	108	11,5
Base individus éligibles joints	631	67,0
Base individus éligibles joints	631	100,0
Individus non joints 8° appel	6	1,0
Refus ménages après sélection de l'individu	5	0,8
Refus individus	53	8,4
Impossibles	54	8,6
Abandons	13	2,1
Questionnaires Complètes	500	79,2

4.2 Caractéristiques socio-démographiques de l'échantillon.

Au total, 500 personnes ont été interrogées (tableau 4.1). La description de l'échantillon selon les variables socio-démographiques est présentée au tableau 4.2. L'échantillon compte 100 personnes âgées de moins de 35 ans (20 %), 218 personnes âgées de 35 à 54 ans (44 %) et 182 personnes de plus de 54 ans (36 %) ; 45 % sont de sexe masculin. La distribution d'âge selon le sexe est homogène : la proportion d'hommes est de 41 % chez les personnes de

moins de 35 ans, de 49 % chez les personnes âgées de 35 à 54 ans et de 43 % chez les personnes de plus de 54 ans.

Les personnes âgées de 35 à 54 ans vivent en majorité en couple : 82 % versus 65 % chez les personnes de moins de 35 ans et 54 % chez les personnes de plus de 54 ans. Les personnes ayant le statut marital le plus stable sont celles de plus de 35 ans.

Les personnes professionnellement actives constituent 51 % de l'échantillon. Cette population active est composée de 27 % de personnes de moins de 35 ans, de 67 % de personnes de 35 à 54 ans et de 6 % de personnes de plus de 54 ans.

Le revenu mensuel moyen déclaré des ménages est de plus de 9 000F pour 56 % de la population. Pour les ménages ayant un revenu de moins de 9 000F, celui-ci est le plus souvent compris entre 6 000 et 9 000F.

Les personnes étaient le plus souvent propriétaires de leur logement en 1992 (69 %). Parmi les propriétaires, les personnes âgées de plus de 35 ans sont plus nombreuses. Soixante et onze pour cent des personnes âgées entre 35 et 54 ans avaient un enfant âgé de moins de 18 ans en septembre 1992. Onze pour cent des personnes interrogées avaient sous leur toit une ou plusieurs personnes âgées ou invalides, dont 70 % chez des personnes âgées de plus de 54 ans.

Les personnes qui n'ont obtenu aucun diplôme sont principalement des personnes âgées de plus de 54 ans : 57 % versus 30% entre 35 et 54 ans et 13 % pour les moins de 35 ans. Cinquante-cinq pour cent de la population a obtenu un diplôme correspondant au certificat d'études primaires, au BEPC, au brevet élémentaire, au brevet des collèges, au CAP ou au BEP. Enfin, les personnes ayant un diplôme du niveau du bac ou plus constituent 25 % de notre échantillon. Les femmes sont moins souvent diplômées que les hommes (78 % versus 82 % chez les hommes), mais 28 % d'entre elles ont le baccalauréat ou un diplôme supérieur (versus 22 % chez les hommes).

Tableau 4.2. Caractéristiques démographiques de l'échantillon

Variable	N	(%)
Age (ans)		
23-24	17	(3,4)
25-34	83	(16,6)
35-44	102	(20,4)
45-54	116	(23,2)
55-64	85	(17,0)
> 65	97	(19,4)
Sexe		
Hommes	226	(45,2)
Femmes	274	(54,8)
Statut marital		
Marié, en couple	343	(68,6)
Célibataire	56	(11,2)
Divorcé, veuf, séparé	101	(20,2)
Diplôme		
Aucun	99	(19,8)
CEP, BEPC, CAP, BEP	274	(54,8)
BAC ou plus	127	(25,4)
Catégorie professionnelle		
Agriculteur	9	(1,8)
Artisan, commerçant	28	(5,6)
Prof. Intermédiaire	148	(29,6)
Ouvrier	98	(19,6)
Retraité, inactif	217	(43,4)
Revenu mensuel (kF)		
< 3	14	(2,8)
3 – 6	83	(16,6)
6 – 9	107	(21,4)
9 – 12	121	(24,2)
12 – 15	72	(14,4)
15 – 18	34	(6,8)
> 18	46	(9,2)
Non réponse	23	(4,6)

4.3 Comparaison de l'échantillon aux données de l'INSEE

Les caractéristiques socio-démographiques de l'échantillon ont été comparées aux données de l'INSEE du recensement de 1990 concernant la commune de Bédarrides, celles du recensement de 1999 n'étant pas accessibles au moment où ce rapport était rédigé (tableau 4.3).

La distribution du sexe et du statut professionnel (actif/inactif) observée dans l'échantillon ne diffère pas significativement de celle obtenue à partir du recensement de l'INSEE .

La définition des classes d'âge dans les données de l'INSEE accessibles pour les communes de la taille de celle Bédarrides ne permet pas une comparaison directe avec celles du présent échantillon. Il semble cependant que celui-ci soit plus âgé que ne le laissent attendre les données de l'INSEE de 1990. Il est possible que l'âge moyen de la population se soit élevé depuis 1990, comme cela est souvent observé en milieu rural.

On peut aussi faire l'hypothèse que les personnes les plus jeunes étaient moins souvent joignables au téléphone du fait de leur activité professionnelle et de loisirs. Un argument plaidant pour cette hypothèse est que le nombre moyen d'appels téléphoniques pour les joindre était significativement plus élevé que pour les personnes les plus âgées (cf. chapitre

5). La comparaison aux données du recensement de 1999 devrait permettre de vérifier ces hypothèses.

Tableau 4.3. Comparaison des données socio-démographiques de l'échantillon avec celles du recensement INSEE 1990 pour Bédarrides

	Données recensement 1990		Données de l'enquête 1997		
	N*	%	N**	%	
Actifs ayant un emploi	1854	52,9	257	51,4	
Inactifs	1649	47,1	243	48,6	
Hommes	1688	48,2	226	45,2	
actifs	1154	68,4	147	65,0	
inactifs	534	31,6	79	35,0	
Femmes	1815	51,8	274	54,8	
actifs	700	38,6	110	40,1	
inactifs	1115	61,4	164	59,9	
Age (ans)					
20-39	1436	41,0	23-34	100	20,0
40-59	1261	36,0	35-54	218	43,6
> 60	806	23,0	> 55	182	36,4
Total	3503	100,0	**500	100,0	

(*) population âgée de plus de 19 ans en 1990

(**) population âgée de plus de 18 ans lors des inondations

5. Qualité des données recueillies lors de l'enquête

5.1 Enquête par téléphone en santé mentale : exploration des données manquantes et des groupes difficilement joignables

La qualité des données recueillies lors d'une enquête psychosociale repose essentiellement sur celle de l'échantillon, celle des instruments d'évaluation et sur la validité des réponses des sujets. Dans ce chapitre, deux aspects sont abordés : le premier concerne la représentativité de l'échantillon, le second les caractéristiques des valeurs manquantes.

5.1.1 Représentativité de l'échantillon

Une différence est souvent constatée entre l'échantillon choisi aléatoirement à partir d'une base de données disponible (listes électorales, annuaires de téléphones...) et l'échantillon final sur lequel les traitements statistiques sont effectués. Cette différence s'explique par le refus de certains sujets de participer à l'enquête mais aussi par le fait que certains sujets sélectionnés sont difficiles voire impossibles à joindre même après de multiples tentatives de contact.

Si le taux de refus est régulièrement communiqué, plus rarement commenté, dans les publications, il n'en va pas de même des données qui concernent la population sélectionnée mais difficile ou impossible à joindre malgré de multiples tentatives de contact (68). Une analyse a été effectuée pour caractériser le profil socio-démographique et de santé des sujets qui ont été joints difficilement dans cette enquête (plus de 5 tentatives de contact). L'hypothèse a été faite que les sujets difficiles à joindre ont des caractéristiques proches de celles des sujets non-joints.

5.1.2 Données manquantes

En général, deux types de stratégies s'offrent au chercheur quant aux données manquantes : les observations contenant des données manquantes sont retirées de l'analyse au risque de perdre en représentativité et/ou en puissance statistique ou les valeurs manquantes sont remplacées le plus généralement par des tendances centrales (moyenne, mode, médiane) du sujet lui-même si possible ou de la population si nécessaire. Une exploration des données manquantes est toutefois nécessaire avant toute décision quant à la stratégie adéquate de remplacement. Dans cette enquête, les valeurs manquantes ont été étudiées en fonction des caractéristiques des sujets, du domaine d'investigation et de certaines caractéristiques des enquêteurs.

5.2 Analyse des groupes joints dans l'enquête

La précision des estimations de prévalence en santé mentale est, comme ailleurs, fonction de la taille de l'échantillon. Cette règle tient aussi longtemps qu'il n'y a pas de biais systématique d'échantillonnage ni de biais a posteriori dans la façon dont les sujets sont sélectionnés et joints. Un exemple de biais systématique d'échantillonnage, dans une enquête téléphonique, peut être la non prise en considération des listes rouges (jusqu'à 20 % des abonnés dans certaines régions de France) (69) ou encore la non prise en compte des personnes sans téléphone (70, 71). Un exemple de biais a posteriori est la difficulté ou l'impossibilité de joindre les sujets sélectionnés. Si les sujets joints difficilement ont des caractéristiques démographiques et/ou de santé mentale particulières, la stratégie peut consister à augmenter le nombre des tentatives pour joindre ces sujets, stratégie dite du "essayer encore et encore". Il s'agit alors de déterminer le nombre d'essais devant être réalisés. La littérature n'est pas très explicite sur cette question. Fréquemment, des raisons extrinsèques, particulièrement de

temps et de ressources financières disponibles, déterminent le nombre d'essais de prise de contact (69). Dans certaines enquêtes par téléphone, cette information n'est pas précisée ; dans d'autres, le nombre maximal de tentatives de contact est indiqué, mais une analyse des caractéristiques des sujets joints tardivement est rarement effectuée (72).

Dans cette étude, jusqu'à 25 tentatives de contact ont été réalisées avant de déclarer un sujet "non joignable" (tableau 5.1). Près de la moitié des sujets a été jointe dès le premier ou deuxième essai alors que de 6 à 25 tentatives ont été nécessaires pour joindre près d'un cinquième des sujets interviewés.

Tableau 5.1. Nombre d'essais nécessaires pour joindre les sujets

Contact	Nombre d'essais	Nombre de sujets	Pourcentages
immédiat	1	137	27,4
précoce	2	111	22,2
tardif	3 - 5	144	28,8
très tardif	6 - 25	108	21,6
Total	1 - 25	500	100,0

* Les limites des groupes sont choisies de telle façon qu'elles se rapprochent au mieux des quartiles.

Deux questions sont traitées dans la suite :

- les différents « groupes de contact » diffèrent-ils quant à leur structure socio-démographique ?
- diffèrent-ils par rapport à la santé mentale telle qu'elle est explorée dans cette enquête ?

5.2.1 Structure socio-démographique des groupes de contact

Pour étudier le lien entre les caractéristiques socio-démographiques des groupes de contact, les analyses suivantes ont été effectuées :

- comparaison des nombres moyens d'appels en fonction des caractéristiques socio-démographiques (ANOVA) : âge, sexe, statut marital, niveau d'éducation, catégorie socioprofessionnelle ;
- test de l'association entre catégories socio-démographiques et "groupes de contact" (χ^2) ; là où des différences significatives ont été observées, le risque relatif de se trouver dans le dernier quartile de contact a été estimé.

Le tableau 5.2 présente les résultats de la comparaison des nombres moyens d'appels par catégorie socio-démographique ainsi que les risques relatifs de se trouver dans le groupe contacté très tardivement (dernier quartile) liés à l'appartenance à ces catégories.

Trois caractéristiques socio-démographiques sont significativement liées au nombre d'appels nécessaires pour joindre un sujet :

- le groupe des 23-35 ans est plus difficile à joindre que les autres groupes d'âge ;
- les célibataires sont plus difficiles à joindre que les personnes vivant en couple et les personnes veuves ou séparées ;
- les sujets actifs sont plus difficilement joignables que les sujets inactifs.

Tableau 5.2. Nombre moyen de tentatives de contact nécessaire pour joindre un sujet selon les différents groupes socio-démographiques.

Variable	N	Moyenne (DS)	Fisher	Risque Relatif*
Age				
23 - 34	100	5,2 (5,1)		1,9 (1,2 - 3,0)
35 - 54	218	3,8 (3,6)		1,4 (0,9 - 2,3)
55 - 64	85	4,0 (4,2)		1,3 (0,8 - 1,1)
65 et plus	97	3,0 (2,6)	F(3,499)=5,3, p=0,002	1,0
Sexe				
hommes	226	3,9 (3,8)		
femmes	274	4,0 (4,1)	F(1,499)=0,2, p<0,68	
Statut marital				
célibataire	77	5,5 (5,3)		1,5 (1,1 - 2,1)
divorcé/veufs	73	3,9 (4,4)		1,0 (0,9 - 1,2)
marié/couple	350	3,7 (3,4)	F(2,499)=7,1, p < ,000	1,0
Education				
primaires	204	3,8 (3,6)		
BEPC, CAP, BEP	167	4,3 (4,3)		
Bac et plus	127	4,1 (3,8)	F(2,497)=1,0, p = 0,30	
Revenu				
moins de 6000	97	3,9 (4,0)		
6000-9000	107	3,6 (3,7)		
9000-12000	121	4,5 (4,4)		
12000-15000	72	4,2 (4,3)		
plus de 15000	80	3,6 (3,5)	F(1,476)=0,9, p = 0,49	
Activité prof.				
oui	257	4,3 (4,4)		1,3 (1,0 -1,7)
non	243	3,6 (3,4)	F(1499)=4,1, p = 0,05	1,0

*Risque Relatif de se trouver dans le dernier quartile de contact, avec, entre parenthèses les intervalles de confiance à 95 %.

Le groupe des sujets difficilement joignables se distingue donc par une sur-représentation des jeunes, des célibataires et des personnes professionnellement actives. Cette sur-représentation est faible à modérée (risques relatifs de 1,3 à 1,9). Mais ces résultats montrent que la stratégie du "essayer encore et encore" était nécessaire dans la présente étude. En effet, certaines de ces caractéristiques socio-démographiques sont associées aux paramètres de santé étudiés dans cette enquête (voir chapitres 7 et 8).

5.2.2 Difficultés de contact et paramètres de santé

Les connaissances existantes permettent de soutenir diverses hypothèses. Les sujets plus âgés sont moins anxieux que les plus jeunes (37); de même, les sujets plus actifs sont moins anxieux que les moins actifs. On sait d'autre part que le nombre des visites médicales et la prise de médicaments augmentent avec l'âge. Les caractéristiques des sujets joints difficilement pourraient donc être liées aussi bien à des indicateurs de bonne santé (investissement dans l'activité professionnelle ou de formation, dans la sphère de loisir ou dans les activités sociales, etc..) qu'à des indicateurs de mauvaise santé (hospitalisations, traitements ambulatoires réguliers, etc..).

Les corrélations entre les différents indicateurs de santé recueillis dans la présente enquête (anxiété, dépressivité, symptômes d'ESPT, nombre de consultations, consommation médicamenteuse et état de santé perçu) et le nombre de tentatives nécessaires pour joindre les sujets, ont été étudiées. Aucune d'elles n'est significativement différente de zéro sauf en ce qui concerne l'état de santé perçu ($r = 0,15$; $p = 0,001$). Plus un sujet juge son état de santé satisfaisant, plus il est difficilement joignable. Bien que faible, cette relation reste significative même si l'âge est contrôlé (corrélation partielle, $r = 0,10$; $p = 0,03$).

En conclusion, les sujets difficilement joignables dans cette enquête ne semblent pas représenter un groupe à risque particulier ni dans le champ de la santé mentale ni vis à vis des autres indicateurs de santé étudiés. Au contraire, une meilleure auto-évaluation de l'état de santé y est observée, ce qui est assez cohérent avec la sur-représentation des sujets jeunes, célibataires et professionnellement actifs dans ce groupe.

5.3 Structure des données manquantes dans l'enquête

L'analyse des valeurs manquantes est une étape importante de l'analyse des enquêtes psychosociales mais aussi régulièrement passée sous silence dans la littérature. Une des raisons réside sans doute dans la complexité du problème. Les données manquantes sont-elles liées essentiellement à certaines caractéristiques socio-démographiques ou psychologiques du sujet ou sont-elles liées davantage et de façon différente aux champs d'investigation ou encore aux caractéristiques de l'enquêteur ? Ces hypothèses sont testées dans les paragraphes suivants.

5.3.1 Thèmes d'investigations et données manquantes

Pour la présente analyse trois « sphères » d'investigation ont été étudiées : "la santé mentale", "la sphère pécuniaire" et "le rappel de faits contrôlables". Les trois échelles concernant la sphère de la santé mentale (anxiété, dépression et ESPT) totalisent 62 questions. La sphère pécuniaire est explorée par deux questions : le revenu mensuel du ménage et le montant des dégâts lors des inondations de 1992. Le rappel de faits contrôlables concerne deux questions : le nombre de décès dus aux inondations de 1992 dans l'ensemble du Vaucluse d'une part et dans la commune de Bédarrides d'autre part.

Ces trois sphères engagent des capacités et des dispositions mentales différentes. Pour les questions concernant la santé mentale, le sujet est essentiellement amené à mobiliser ses capacités d'introspection et à décider s'il est prêt à partager socialement le résultat de cette introspection. La valeur manquante peut donc être témoin d'une défaillance de la capacité d'introspection, d'une volonté de non partage d'une émotion ressentie comme trop personnelle ou encore des deux à la fois.

La thématique pécuniaire est un sujet souvent tabou. Elle implique la connaissance de l'information et la volonté de la partager.

Il en va tout autrement pour la troisième thématique constituée par le rappel contrôlable des faits. Les faits en question, le nombre de décès durant l'inondation de 1992, concernent la mémoire au sens large mais ces faits ne sont frappés d'aucun tabou. Cette sphère engage donc essentiellement la capacité cognitive de rappel.

Quarante sept pour-cent des sujets ont répondu aux 66 questions des trois sphères analysées et 53 % n'ont pas répondu à au moins une des questions (tableau 5.3). Le nombre de sujets concernés par les valeurs manquantes diffère entre les trois sphères : 42 % des sujets n'ont pas répondu à une des deux questions concernant le nombre de décès dus aux inondations de

1992 et seulement 9 % et 16 % des sujets ont omis de répondre à une des questions concernant respectivement la sphère pécuniaire et celle de la santé mentale.

Tableau 5.3. Distribution des données manquantes : sphère de la santé mentale, sphère pécuniaire et sphère de rappel de faits

Valeurs manquantes	Sphère Santé mentale 62 items		Sphère pécuniaire 2 items		Sphère Rappel de faits 2 items		Total 66 items	
0	419	(84 %)	456	(91 %)	288	(58 %)	236	(47 %)
1	38	(8 %)	38	(8 %)	167	(33 %)	163	(33 %)
2	17	(3 %)	5	(1 %)	45	(9 %)	54	(11 %)
3	7	(1 %)					19	(4 %)
4 et plus	19	(4 %)					28	(6 %)
Total	500	(100 %)	500	(100 %)	500	(100 %)	500	(100 %)
Questions restées sans réponse		1 %		5 %		17 %		2 %

La différence entre les trois sphères apparaît de façon très marquée si on observe les taux de non-réponses (nombre de données manquantes / nombre d'item x nombre de sujets interviewés). Pour la sphère de santé mentale ce taux est de moins de 1 % ($227 / 62 \times 500$) ; il est de 5 % pour la sphère pécuniaire et de 17 % dans la sphère du rappel de faits.

5.3.2 Structure socio-démographique et données manquantes

Il s'agit ici de déterminer si les valeurs manquantes sont distribuées aléatoirement dans les différents groupes socio-démographiques ou au contraire si l'on peut dessiner un profil culturel, économique, démographique du groupe des non-répondants et ce en fonction de la sphère considérée.

Lorsque les 3 sphères (66 items) sont considérées de façon conjointe, une association significative est observée entre la plupart des variables socio-démographiques étudiées et les valeurs manquantes (tableau 5.4). Plus le revenu, la catégorie socioprofessionnelle et le niveau d'éducation sont élevés, moins les sujets ont tendance à produire des valeurs manquantes. Les hommes, les jeunes et les personnes mariées ou en couple répondent plus facilement que les femmes, les sujets plus âgés et les personnes veuves ou divorcées.

Une analyse séparée des trois sphères montre des résultats différents. Concernant la sphère pécuniaire, les liens statistiques avec le sexe, le niveau d'éducation et le revenu disparaissent et les liens avec l'âge, le statut marital et l'activité professionnelle sont réduits ($0.01 < p < 0.04$). Il semble que la réticence de parler de l'argent affecte de la même façon, à quelques nuances près, le corps social tout entier.

Concernant la sphère de la santé mentale, les mêmes résultats que pour l'ensemble des trois sphères sont retrouvés à l'exception toutefois du sexe : les hommes et les femmes ne diffèrent pas dans leur comportement de non-réponse dans cette sphère.

Enfin, concernant la sphère du rappels de faits, les résultats sont conformes à ceux présentés pour l'ensemble des trois sphères : les valeurs manquantes sont plus fréquentes chez les moins scolarisés, les inactifs, les faibles revenus, les groupes plus âgés et les femmes. Seul le statut marital n'est pas lié aux valeurs manquantes.

Tableau 5.4. Comparaison des nombres moyens de valeurs manquantes pour différentes catégories socio-démographiques.

Variable	N	Moyenne (ET)	Test de Fisher
Age			
23 - 34	100	0,76 (1,4)	
35 - 54	218	0,72 (1,3)	
55 - 64	85	1,20 (1,7)	
65 et plus	97	2,00 (3,6)	F(3,499)=10,2, p < 0,0000
Sexe			
hommes	226	0,83 (1,6)	
femmes	274	1,26 (2,4)	F(1,499)=5,2, p = 0,03
Statut marital			
célibataire	77	1,30 (2,4)	
divorcé/veufs	73	1,88 (4,0)	
marié/couple	350	0,84 (1,2)	F(2,499)=8,4, p = 0,0003
Education			
primaires	204	1,31 (1,7)	
BEPC, CAP, BEP	167	1,12 (1,1)	
Bac et plus	127	0,55 (0,9)	F(2,499)=5,6, p = 0,005
Revenu			
moins de 6000	97	2,02 (3,6)	
6000-9000	107	1,01 (1,3)	
9000-12000	121	0,74 (1,2)	
12000-15000	72	0,46 (0,6)	
plus de 15000	80	0,38 (0,8)	F(4,476)=11,2, p = 0,0000
Activité prof.			
oui	257	0,61 (1,1)	
non	243	1,54 (2,7)	F(1,499)=26,6, p = 0,0000

5.3.3 Santé mentale et données manquantes

De toute évidence, les données manquantes sont liées à certaines caractéristiques socio-démographiques des sujets interrogés. Les données manquantes sont-elles liées aussi à l'état mental des répondants ?

Les corrélations entre les différentes dimensions de santé et les valeurs manquantes dans les 3 sphères d'investigation ont été étudiées (tableau 5.5). Comme dans l'analyse précédente, la sphère pécuniaire occupe une place particulière. Contrairement aux deux autres sphères d'investigation, elle n'est liée à aucun des indicateurs de santé.

Tableau 5.5. Corrélations entre les indicateurs de santé étudiés et le nombre de valeurs manquantes dans les sphères de santé mentale, pécuniaire et de rappel de faits.

	Ensemble des sphères (p)	Sphère de santé mentale (p)	Sphère pécuniaire (p)	Sphère de rappel de faits (p)
Anxiété	0,09 (0,05)	0,12 (0,01)	0,05 (0,28)	0,04 (0,37)
Dépressivité	0,15 (0,001)	0,11 (0,02)	-0,06 (0,30)	0,12 (0,006)
Symptômes ESPT	0,09 (0,05)	0,04 (0,35)	0,06 (0,17)	0,06 (0,09)
État de santé perçu	-0,19 (0,000)	-0,22 (0,000)	-0,04 (0,32)	-0,14 (0,002)
Médications	0,14 (0,001)	0,13 (0,003)	0,06 (0,15)	0,12 (0,006)
Consultations	0,07 (0,11)	0,09 (0,05)	0,00 (0,97)	0,05 (0,20)

N = 499, un sujet a été retiré de l'analyse ; il s'agit d'un "outlayer" avec plus de 40 % de valeurs manquantes dans les échelles psychométriques. Pour les autres sujets, les valeurs manquantes ont été remplacées par la tendance centrale du sujet.

Le lien entre les valeurs manquantes des deux autres sphères et les différents indicateurs de santé est plus complexe. Quatre des six indicateurs de santé sont en général significativement corrélés avec les valeurs manquantes de la sphère de la santé mentale et du rappel de faits, même si les coefficients de corrélation sont faibles : anxiété, dépressivité, état de santé perçu et consommation médicamenteuse. Les deux indicateurs restants, la symptomatologie d'ESPT et le comportement de consultation ne sont pas liés aux valeurs manquantes.

5.3.4 Sexe de l'enquêteur et données manquantes

Les entretiens ont été réalisés par treize enquêteurs professionnels, six femmes et sept hommes, sensibilisés et formés par les concepteurs du questionnaire aux particularités de l'enquête. Cette démarche était jugée nécessaire pour assurer une homogénéité maximale du comportement des enquêteurs face aux personnes interviewées (73-75).

Tableau 5.6. Répartition de l'échantillon en fonction du sexe de l'enquêteur et du sujet.

	Répondant "homme"	Répondant "femme"	Total
Enquêteur "homme"	130 (26 %)	150 (30 %)	280 (56 %)
Enquêteur "femme"	96 (19 %)	124 (25 %)	220 (44 %)
Total	226 (45 %)	274 (55 %)	500 (100 %)

Aucun lien n'a été observé entre le sexe de l'enquêteur et les dimensions socio-démographiques des répondants (tableau 5.6). En revanche, une association significative a été observée entre le sexe de l'enquêteur et la fréquence des valeurs manquantes dans le domaine de l'anxiété et de façon moins prononcée dans celui de la dépressivité. En effet, le nombre moyen de valeurs manquantes pour les deux échelles correspondantes est plus élevé si l'entretien a été réalisé par une enquêtrice (tableau 5.7).

Tableau 5.7. Nombre moyen de valeurs manquantes en fonction du sexe de l'enquêteur selon les différents sphères étudiées.

Sphère	Interrogé par un homme (N=280)	Interrogé par une femme (N=219)	Test de Student
Anxiété	0,04 (0,22)	0,21 (0,77)	t(245,6)=3,21, p= 0,001
Dépressivité	0,14 (0,59)	0,26 (0,90)	t(458,6)=1,85, p= 0,07
Symptômes ESPT	0,08 (0,38)	0,11 (0,50)	t(496)=0,84, p=0,41
Sphère pécuniaire	0,16 (0,37)	0,15 (0,35)	t(498)=0,58, p=0,56
Sphère de rappel de faits	0,41 (0,49)	0,43 (0,50)	t(498)=0,50, p=0,63

L'effet « sexe de l'enquêteur » est sélectif : il se limite au champ de la santé mentale et à l'intérieur de ce champ il se manifeste uniquement là où les questions concernent l'anxiété (et de façon moindre la dépressivité). Les échelles et questions formulées en termes comportementaux (symptomatologie ESPT, consommation médicamenteuse, consultation) ne sont pas affectées par ce biais.

C'est le sexe de l'enquêteur et non la composition du couple "enquêteur - répondant" qui constitue une source de variation statistiquement significative, l'interaction "enquêteur - sujet" étant non significative.

5.4 Discussion et conclusion

L'analyse des groupes de contact et l'analyse des données manquantes font partie du contrôle de qualité de la collecte de données dans une enquête de santé psychosociale. Les analyses effectuées dans cette enquête montrent que les groupes contactés après de multiples tentatives (et par extension et sous réserve, les groupes non joints) ne constituent pas des groupes à risque vis à vis de la santé mentale telle qu'étudiée dans cette enquête. Toutefois, une certaine sur-représentation des jeunes, des célibataires et des personnes professionnellement actives est observée dans ce groupe et justifie donc, au moins dans une certaine mesure, l'application de la stratégie du "essayer encore et encore" qui a été appliquée dans cette enquête.

Ces réflexions demandent une double mise en perspective. Bédarrides d'où est extrait l'échantillon analysé ne représente pas le pays entier. Des zones plus urbaines, plus tertiaires ou plus industrielles pourraient affecter le rythme et le style de vie de leurs habitants de telle façon que la structure de contact se trouve modifiée. Des études provenant de ce types de zones sont donc nécessaires avant de généraliser les considérations sur l'intérêt et les limites de la stratégie du "essayer encore et encore".

D'autre part, dans des études sur des populations où les jeunes célibataires actifs présentent un intérêt de recherche particulier, par exemple dans l'identification de comportements à risque pour les maladies sexuellement transmissibles (cf. enquête ACSF (76)) la stratégie du "essayer encore et encore" pourrait se révéler très utile (72).

L'analyse des données manquantes est également riche d'enseignements. Les valeurs manquantes ne se produisent pas dans toutes les sphères d'investigation avec la même fréquence. Des thèmes plus tabous représentés ici par la sphère pécuniaire semblent mener à la rétention de l'information sans distinction de caractéristique socio-démographique ou de santé.

La préoccupation principale de ce chapitre est l'analyse des données manquantes dans la sphère de la santé mentale. Un premier constat s'impose. La probabilité de ne pas répondre à des questions de santé mentale dans la présente enquête n'a été que de 1 %, contre 5 % dans la sphère pécuniaire et 17 % dans la sphère de rappel de faits. Le bien être et la santé mentale sont donc des domaines accessibles aux enquêtes par téléphone. Les groupes où des valeurs manquantes apparaissent présentent un profil démographique et de santé caractéristique. Toutes les variables socio-démographiques sont liées au nombre de valeurs manquantes. Les aînés, les revenus faibles, les sujets peu actifs sont sur-représentés chez les non-répondants.

Ce qui est plus important dans le cadre d'une recherche sur la santé mentale, c'est de souligner que des niveaux d'anxiété et de dépressivité plus élevés mènent à plus de non-réponses sur les échelles psychométrique à faible structuration, ou visant plus une détresse générale que des instruments décrivant une symptomatologie mentale bien circonscrite et définie en termes comportementaux ou situationnels spécifiques.

Il serait donc nettement inapproprié de retirer de l'analyse les protocoles contenant des valeurs manquantes dans les échelles psychométriques dans la mesure où ces valeurs manquantes sont précisément signe d'une anxiété ou dépressivité plus importante et concernent donc une population particulièrement pertinente. En pratique le remplacement des valeurs manquantes par les tendances centrales du sujet - et non de la population - est donc la stratégie qui sauvegarde le mieux, dans ce cas, la signification des données.

Une manière de prévenir l'apparition du problème des valeurs manquantes dans les échelles de santé mentale consisterait à privilégier dès la planification de l'enquête des instruments d'observation qui précisent au mieux les comportements, les cognitions et les émotions en termes comportementaux et situationnels si possible. Le QE-PTSD est un exemple de ce type d'instrument. Les valeurs manquantes y sont particulièrement peu nombreuses.

Un effet significatif "sexe de l'enquêteur" sur le nombre de non-réponses à l'échelle d'anxiété a été observé, bien que les interviews aient été réalisés par des enquêteurs professionnels ayant reçu une formation spécifique. Les résultats publiés concernant l'effet « sexe de l'enquêteur » sur des variables psychologiques et sur le taux de non-réponses sont par ailleurs peu convergents (74).

Dans cette étude, cet effet est relativement ténu. De plus, aucune association entre la variable « sexe de l'enquêteur » et les dimensions et les indices d'exposition n'a été mise en évidence. Cet effet ne devrait donc pas invalider les données. Mais cette source de variation et d'erreur, aussi limitée qu'elle soit, pourrait être prise en compte dès la planification de l'enquête en décidant par exemple *a priori* de se limiter à des enquêteurs d'un seul sexe.

Dans une enquête de santé mentale par téléphone c'est moins la difficulté de joindre les sujets sélectionnés que la prévention et la gestion des valeurs manquantes qui constituent un défi méthodologique important. Il est en effet probable qu'un modèle intégrant des caractéristiques démographiques et de santé du sujet, des caractéristiques des sphères d'investigation et des caractéristiques de l'enquêteur lui-même est en mesure de décrire et expliquer les données manquantes.

6. Exposition des résidents de Bédarrides à l'inondation

6.1 Dimensions d'exposition

6.1.1 Analyses descriptives

Au moment de l'inondation, 478 personnes de l'échantillon (95,6 %) étaient présentes à Bédarrides (tableau 6.1). Parmi elles, 379 (75,8 %) ont été victimes de l'inondation, c'est à dire ont eu des pertes matérielles, ou subi des conséquences concernant leur travail, ou été évacuées de leur logement plus d'un mois, ou été secourues ou reçu des soins médicaux ou enfin ont eu un proche menacé par l'inondation ou été elles-mêmes menacées. Parmi les 21 personnes absentes au moment de l'inondation, 9 (1,8 %) ont également été touchées.

Tableau 6.1. Caractéristiques de l'exposition lors de l'inondation de 1992 à Bédarrides : items entrant dans la composition des dimensions d'exposition

Dimension	N	(%)
1 : "présence physique"	478	(95,6)
témoin de la montée des eaux	333	(66,6)
présent quand les eaux étaient hautes	382	(76,4)
présent à la décrue	461	(92,2)
contact direct avec l'eau	300	(60,0)
avoir dû se mettre à l'abri	229	(45,8)
avoir dû monter sur un toit	14	(2,8)
2 : "pertes matérielles"	327	(65,4)
pertes financières >10kF*	255	(51,0)
avoir eu son logement inondé	276	(55,2)
avoir perdu des biens matériels	281	(56,2)
avoir perdu des affaires personnelles	223	(44,6)
3 : "menace pour soi ou un proche"	175	(35,0)
avoir risqué de perdre la vie	25	(5,0)
avoir vu quelqu'un risquer sa vie	77	(15,4)
avoir été témoin direct d'un décès	8	(1,6)
avoir un proche qui a risqué sa vie	115	(23,0)
avoir un proche qui est décédé	18	(3,6)
4 : "retentissement sur le travail"	95	(19,0)
chômage technique > 1 mois	14	(2,8)
licenciement	2	(0,4)
outil de travail endommagé	64	(12,8)
conjoint au chômage technique > 1 mois	10	(2,0)
conjoint licencié	1	(0,2)
outil de travail du conjoint endommagé	35	(7,0)
5 : "évacuation"		
évacuation du logement > 1 mois	71	(14,2)
6 : "assistance"	168	(33,6)
besoin de secours	64	(12,8)
avoir été secouru	144	(28,8)
avoir reçu des soins pour un problème médical lié à l'inondation**	31	(6,2)
7 : "perte d'un animal familier"	35	(7,0)
perte d'un animal familier	24	(4,8)
témoin perte d'un animal familier	32	(6,4)

* variable recodée pour 25 NSP (voir plus loin)

** à l'exclusion de tout problème psychologique

Les pertes matérielles représentent la situation d'exposition la plus fréquente après la présence lors de l'inondation et elles concernent 327 personnes (65,4 %, tableau 6.1). Parmi les 276 sujets (55,2 %) ayant eu leur logement inondé, 130 personnes (26 %) ont eu leur logement sérieusement ou complètement détruit. L'évaluation des pertes financières par les personnes interviewées est présentée au tableau 6.2. Près de la moitié des sujets de

l'échantillon estime avoir subi des pertes financières de plus de 10 kF et parmi ces personnes, la moitié environ déclare avoir subi des pertes de plus de 100 kF. Ces estimations n'ont pu être confirmées par une source externe.

Tableau 6.2. Estimation des pertes financières lors de l'inondation de 1992.

Montant (kF)	Avant recodage des VM*		Après recodage des VM*	
	Nombre de sujets	(%)	Nombre de sujets*	(%) *
0	179	35,8	184	36,8
< 10	59	11,8	61	12,2
10-99	125	25	127	25,4
100+	112	22,4	128	25,6
NSP	25	5,0	--	--
Total	500	100,0	500	100,0

* VM : valeurs manquantes

Par ailleurs, 18 personnes (3,6 %) ont fait état du décès d'une personne proche (1 personne a été témoin du décès). Les répercussions sur le travail (licenciement, chômage...) ont été nombreuses touchant 95 personnes de l'échantillon (19 %). Soixante quatre sujets (12,8 %) ont dû quitter leur logement durant moins d'un mois et 71 (14,2 %) durant un mois ou plus ; parmi ces derniers, 6 (1,2 %) ont déménagé.

6.1.2 Croisement des dimensions avec les variables socio-démographiques

Des associations ont été observées entre les dimensions d'exposition et certaines variables socio-démographiques.

La dimension « assistance » est la plus significativement associée aux variables socio-démographiques : les sujets déclarant avoir reçu une assistance sous la forme de secours ou de soins médicalisés au moment de l'inondation de 1992 sont plus fréquemment âgés de plus 54 ans ($p = 0,007$), des femmes ($p = 0,012$), divorcés, séparés ou veufs ($p = 0,004$), non diplômés ($p = 0,04$) et avec de faibles revenus ($p = 0,003$).

Les sujets déclarant avoir dû se mettre à l'abri (dimension présence) sont plus souvent des hommes ($p = 0,03$) avec enfant(s) au foyer ($p = 0,02$).

Des pertes matérielles plus sévères sont déclarées par les propriétaires de logement ($p = 0,03$).

Les situations de menace ont été déclarées plus fréquemment par les sujets de moins de 54 ans ayant un ou des enfants au foyer ($p = 0,003$) et une activité ($p = 0,06$).

Les personnes ayant un ou des enfants au foyer ont déclaré plus fréquemment avoir dû évacuer leur domicile pendant un mois ou plus ($p = 0,05$).

Enfin, la perte d'un animal familier a été déclarée plus souvent par les personnes de plus de 54 ans ($p = 0,03$).

6.2 Cohérence des réponses sur l'exposition

Les déclarations des sujets concernant l'inondation de leur logement ont été comparées à un relevé cartographique effectué en 1992 par la Direction Départementale de l'Agriculture et de la Forêt (DDAF). La carte n'est pas très détaillée puisqu'elle ne permet qu'une classification en deux zones : inondée et non inondée.

Le relevé des adresses a été fait pour l'ensemble des adresses du fichier de France Télécom des abonnés de 1997, avant le tirage au sort et la sélection des ménages à interviewer.

La statistique kappa a été utilisée pour mesurer l'accord entre les réponses à la question portant sur l'inondation éventuelle du logement et la position de celui-ci sur la carte établie en 1997. Le kappa est égal à 0,55 (tableau 6.3). L'examen des réponses non concordantes montre qu'elles sont en large majorité le fait de personnes ayant répondu que leur logement n'était pas inondé, contrairement à ce qu'indiquait la carte (n = 80).

Tableau 6.3. Croisement entre la variable "avoir eu son logement inondé" et la carte des zones d'inondation

Sujet	Zone (carte)		Total
	non inondée	inondée	
Inondation du logement non	144	80	224
oui	28	248	276
Total	172	328	500

La cohérence entre l'importance de l'endommagement du logement et le montant total financier des dégâts, estimés par les sujets, a été étudiée en croisant ces deux variables (tableau 6.4). La répartition des données dans le tableau croisé ainsi que le test du chi-deux, très significatif ($p < 10^{-4}$), indiquent une bonne cohérence des réponses entre ces deux variables.

L'examen du tableau croisé montre aussi que la variable endommagement du logement ne rend pas compte à elle seule de l'ensemble des pertes matérielles : en effet, parmi les sujets n'ayant pas eu leur logement endommagé, 49 (9,8 %) ont eu des pertes financières non nulles. De même parmi ceux ayant leur logement peu endommagé, 43 sujets (8,6 %) ont eu des pertes financières supérieures à 10 kF.

Tableau 6.4. Croisement entre la variable « pertes financières » et la variable « endommagement du logement »

Pertes financières en kF(%)	Endommagement du logement					Total
	non concernés	un peu	moyenne-ment	sérieuse-ment	complète-ment	
0	176 (35,4)	6 (1,2)	1 (0,2)			183 (36,8)
<10	28 (5,6)	22 (4,4)	9 (1,8)	2 (0,4)		61 (12,3)
10-100	15 (3,2)	36 (7,2)	36 (7,0)	31 (6,2)	8 (1,6)	126 (25,4)
> 100	5 (1,0)	7 (1,4)	26 (5,2)	73 (14,7)	16 (3,2)	127 (25,6)
Total (%)	224 (45,4)	71 (14,3)	72 (14,3)	106 (21,3)	24 (4,8)	497 (100,0)

6.3 Résultats de l'ACP sur les items explorant l'exposition

Une analyse en composante principale (ACP) a été réalisée sur les 37 questions du questionnaire explorant l'exposition à l'inondation et recodées en (0/1). Cinq facteurs ont été mis en évidence :

- “pertes matérielles” ;
- “présence lors de l'inondation” ;
- “atteinte personnelle physique ou psychique” ;
- “menace de mort pour soi ou pour un proche” ;
- “perte d'un animal familial”.

Le pourcentage d'inertie expliquée par ces facteurs est au total de 38,6% (tableau 6.5).

Tableau 6.5. Résultats de l'analyse en composantes principales (avec rotation Varimax)

Facteur	«Loading» après rotation Varimax	Inertie expliquée (%)
Facteur 1 : “pertes matérielles”		18,6
avoir eu son logement inondé	0,86975	
avoir perdu des biens matériels	0,86416	
avoir plus de 10 000F de dégâts	0,84561	
avoir perdu des affaires personnelles auxquelles on était attaché	0,81920	
avoir eu son logement endommagé	0,81798	
avoir été témoin de la destruction de ses propres biens	0,79982	
avoir dû se mettre à l'abri au moment de la montée des eaux	0,62986	
Facteur 2 : “présence”		5,7
avoir été présent au moment où les eaux étaient hautes	0,70951	
avoir été témoin de la montée des eaux	0,67635	
avoir été en contact avec l'eau	0,52596	
avoir été présent à la décrue et au nettoyage	0,48968	
avoir secouru d'autres personnes	0,44829	
Facteur 3 : “atteinte personnelle physique ou psychique”		5,1
avoir eu un arrêt maladie d'une semaine ou plus	0,60726	
avoir été témoin direct du décès d'une connaissance	0,56951	
avoir été hospitalisé	0,47206	
Facteur 4 : “menace de l'intégrité physique pour soi ou pour un proche”		4,8
avoir risqué sa vie	0,51435	
avoir été témoin d'une menace de mort ou d'une blessure pour quelqu'un de très proche	0,51182	
connaître quelqu'un décédé du fait de l'inondation	0,46040	
avoir un proche décédé du fait de l'inondation	0,45617	
Facteur 5 : “perte d'un animal familial”		4,4
avoir perdu un animal familial	0,83270	
avoir vu un animal familial disparaître	0,83270	

6.4 Indices d'exposition

De façon à prendre en compte, dans les analyses, le cumul et l'intensité d'exposition, deux indices d'exposition ont été construits selon deux approches différentes (cf. chapitre méthodes).

6.4.1 Indice basé sur les dimensions d'exposition (indice n°1)

L'indice n°1 a été construit en sommant les variables correspondant aux 7 dimensions d'exposition (tableau 6.7, figure 6.1). Cet indice, qui peut prendre des valeurs de 0 à 13, a été recodé en quatre catégories en se rapprochant d'une distribution en quartiles (tableau 6.6).

Tableau 6.6. Indice d'exposition cumulée n°1 : quartiles

Score	N	%
0	146	29,2
1	120	24,0
2	135	27,0
3	92	18,4
Valeur manquante	7	1,4
Total	500	100,0

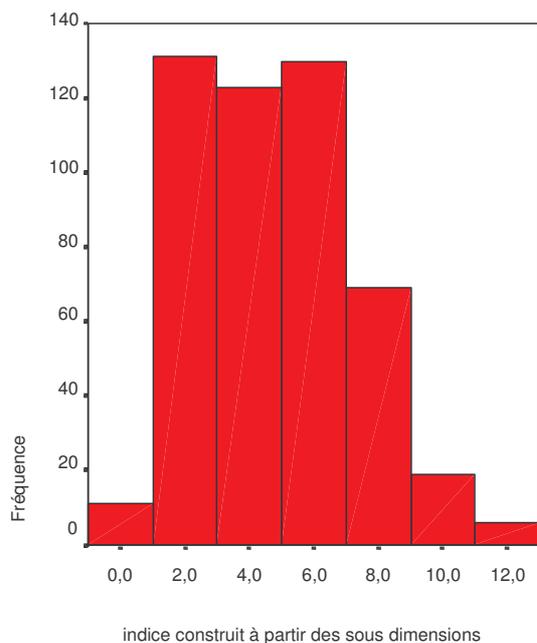


Figure 6.1. Histogramme de la répartition de l'indice d'exposition cumulée n°1

Tableau 6.7. Dimensions d'exposition entrant dans la composition de l'indice n°1

Dimension	Score	Effectif	Fréquence (%)
Présence			
non	0	21	4,2
présence simple	1	152	30,4
présence et abri	2	326	65,2
NSP		1	0,2
Total		500	100,0
Pertes matérielles^a			
non	0	172	34,4
faibles	1	79	15,8
moyennes	2	133	26,6
sévères	3	115	23,0
NSP		1	0,2
Total		500	100,0
Répercussions sur le travail^b			
non	0	405	81,0
sujet ou son conjoint	1	81	16,2
sujet et son conjoint	2	14	2,8
Total		500	100,0
Menace^c			
non	0	322	64,4
1 situation de menace	1	125	25,0
> 1 situation de menace	2	50	10,0
NSP		3	0,6
Total		500	100,0
Assistance lors de l'inondation^d			
non	0	334	66,8
secours ou soins médicaux	1	141	28,2
secours et soins médicaux	2	23	4,6
NSP		2	0,4
Total		500	100,0
Evacuation du domicile plus d'un mois			
non	0	71	14,2
oui	1	428	85,6
NSP		1	0,2
Total		500	100,0
Dimension Perte d'un animal familial			
non	0	465	93,0
oui	1	35	7,0

^a quartiles correspondant au score construit à partir de 4 questions : inondation du logement (oui/non), pertes de biens matériels (oui/non), pertes d'affaires personnelles auxquelles le sujet était attaché (oui/non) et pertes financières dues à l'inondation (<10 kF, 10-100 kF, >100 kF).

^b 3 situations prises en compte : chômage technique un mois ou plus, licenciement, outil de travail endommagé

^c 3 situations prises en compte : menace pour soit, menace pour un proche, avoir été témoin de situations de menace pour autrui

^d situations prises en compte pour construire le score : secours (avoir été secouru ou avoir eu besoin de secours) et soins médicaux suite à l'inondation (à l'exclusion d'une aide ou assistance psychologique seule)

6.4.2 Indice construit à partir des résultats de l'ACP (indice n°2)

L'indice n° 2 a été construit à partir des résultats de l'ACP (figure 6.2). Les items utilisés représentent chaque facteur identifié dans l'analyse en composantes principales. Ce sont les items qui ont les loadings les plus élevés à l'intérieur de chacun de ces facteurs (tableau 6.5) :

- présence au moment où les eaux étaient hautes ;
- avoir eu son logement inondé ;
- avoir risqué sa vie ;
- prescription d'un arrêt maladie dans les suites de l'inondation ;
- perte d'un animal familier.

La répartition des sujets en fonction des catégories de l'indice d'exposition cumulée n°2 est fournie au tableau 6.8.

Tableau 6.8. Indice d'exposition cumulée n°2.

Score	N	%
0	66	13,2
1	194	38,8
2	193	38,6
3	40	8,0
4	7	1,4
Total	500	100,0

La corrélation entre les indices n° 1 et 2 est élevée : le coefficient de corrélation des rangs de Spearman est de 0,78 ($p < 10^{-3}$).

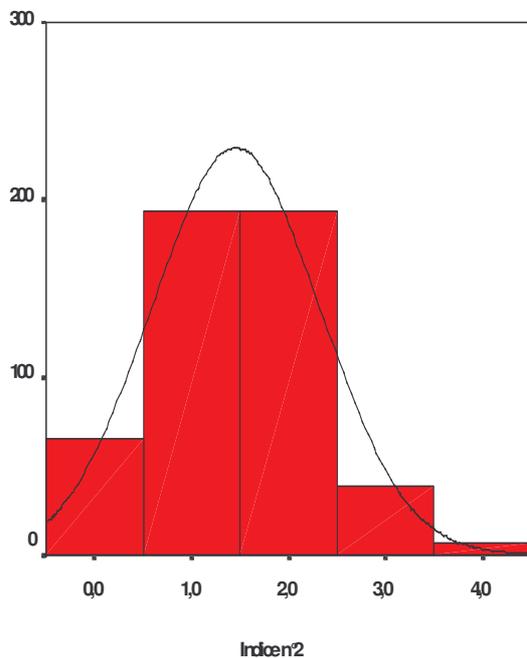


Figure 6.2. Histogramme de l'indice d'exposition cumulée n°2

6.4.3 Croisement entre les indices et les variables socio-démographiques

Ces deux indices ont été croisés avec les variables socio-démographiques (sexe, âge, statut marital, stabilité maritale, diplôme, revenu mensuel, statut actif/inactif du sujet interrogé et de son conjoint, présence d'enfants ou de personnes âgées à charge dans le ménage).

Concernant l'indice n°1, une association significative a été mise en évidence avec le revenu ($p = 0,05$) : la proportion de sujets plus exposés est plus élevée chez les revenus faibles que chez les revenus moyens ou élevés. Une association à la limite de la signification statistique est aussi mise en évidence avec le statut actif/inactif ($p = 0,06$).

Concernant l'indice ACP, aucune association significative n'est observée en particulier avec le revenu ($p = 0,08$).

6.5 Discussion

6.5.1 Principaux résultats concernant l'exposition

La majorité des sujets de l'échantillon (96 %) était présente lors des inondations de 1992 à Bédarrides et parmi les sujets absents, 7 (1,4 %) ont néanmoins été touchés directement ou non. Donc pratiquement tous les sujets de l'échantillon ont été exposés ou impliqués à des degrés divers. Il est donc essentiel, pour évaluer l'impact psychologique à long terme des inondations de 1992 de prendre en compte à la fois les différentes situations ou dimensions d'exposition des sujets et de construire un indicateur d'exposition cumulée permettant de tester des relations de type exposition-effet.

L'analyse en composante principale réalisée sur les variables d'exposition retrouve les dimensions identifiées à partir de la littérature pour ce type d'événement. La perte d'un animal familier n'est, par contre, pas habituellement décrite dans les articles consacrés aux catastrophes. Les résultats montrent que les pertes matérielles constituent une dimension importante des inondations de Bédarrides en 1992 puisqu'elles expliquent 18,6 % d'inertie alors que les autres dimensions présentent des pourcentages d'inertie inférieurs à 6 % (tableau 6.5). Ce résultat issu d'une approche empirique des données est conforme à l'historique de l'inondation à Bédarrides. Celle-ci s'est produite de façon progressive et a entraîné de forts dégâts matériels mais pas de décès direct.

6.5.2 Validité des réponses concernant l'exposition

L'exposition a été évaluée dans cette enquête de façon rétrospective par questionnaire individuel cinq années après l'événement ce qui pose la question de la fiabilité des réponses. Il n'a pas été possible de vérifier, par des sources d'information externes, l'exactitude de l'ensemble des réponses des sujets interviewés. Mais plusieurs éléments sont néanmoins rassurants sur la fiabilité de ces données. Ils sont discutés dans les paragraphes suivants.

6.5.2.1 Construction du questionnaire d'exposition

Les libellés des items du questionnaire d'exposition ont été rédigés de façon très concrète en s'attachant aux faits et en suivant les recommandations internationales sur la méthodologie des enquêtes post-catastrophe (43). Les recherches publiées dans la littérature montrent que le rappel d'informations factuelles peut être tout à fait bon sur de longues périodes de temps (43). Par ailleurs, la passation du questionnaire d'exposition a posé peu de problèmes ; en particulier, peu de données manquantes ont été enregistrées en dehors de la sphère pécuniaire.

6.5.2.2 *Cohérence entre différentes questions*

La cohérence des réponses entre des items explorant des dimensions voisines est satisfaisante : notamment, les variables « pertes financières » et « degré d'endommagement du logement », sont très fortement liées.

6.5.2.3 *Cohérence avec un indicateur externe*

Une cohérence satisfaisante existe entre les réponses des individus sur l'inondation de leur logement avec la carte de l'inondation établie de façon indépendante par la DDAF (coefficient de kappa de 0,55). Il faut noter que des imprécisions peuvent venir de la carte d'inondation elle-même. De plus, la majorité des réponses discordantes viennent d'individus ayant déclaré ne pas avoir été inondés : ceci montre qu'il n'y a pas eu de forte tendance des sujets, en général, à surestimer les conséquences de l'inondation.

Par ailleurs, les dimensions d'exposition sont très significativement associées à cet indicateur externe d'exposition ($p < 10^{-3}$), dans le sens d'une exposition plus fréquente et intense dans la zone inondée. Cette association n'est cependant pas retrouvée pour la dimension « menace », qui intègre la « menace pour un proche », le fait d'avoir été témoin d'une situation de menace pour autrui et enfin, la « menace pour soi ». L'analyse de l'association entre ces trois sous-dimensions et la variable externe montre un résultat significatif pour les deux dernières (respectivement $p = 0,045$ et $p = 0,004$) mais pas pour la première ($p = 0,6$). L'absence d'association entre la sous-dimension « menace pour un proche » et l'indicateur externe d'exposition peut s'expliquer par le fait que ces proches résidaient dans d'autres communes touchées par l'inondation.

Plusieurs personnes ($n = 18$) ont affirmé lors des interviews avoir perdu des personnes proches lors de l'inondation. Bien que la validité de ces réponses n'ait pu être vérifiée, elles sont plausibles dans la mesure où ces personnes peuvent avoir perdu des proches qui, là encore, résidaient dans communes plus durement touchées, comme Vaison-la-Romaine.

6.5.2.4 *Liens entre les déclarations des sujets et leur opinion sur l'impact de l'inondation*

Pour explorer la possibilité que les sujets interviewés aient, en fonction de leur perception de l'impact des inondations de 1992, plus ou moins surestimé les conséquences directes de l'inondation pour eux-mêmes, l'association entre les indices et les dimensions d'exposition et l'opinion des sujets quant aux conséquences des inondations de 1992 en termes de nombre de décès a été étudiée.

Une question ouverte a en effet été posée pour demander aux personnes interrogées quel était, à leur avis, le nombre de décès provoqués dans le Vaucluse par les inondations de 1992. Le bilan officiel est de 38 décès et 4 disparus. La variable a été codée en quatre catégories (tableaux 6.9 et 6.10).

La valeur moyenne des 2 indices a été comparée dans les 4 groupes d'opinion. Une différence significative n'est pas mise en évidence avec l'indice n° 2 ($p = 0,10$). En revanche, le score de l'indice n° 1 est significativement différent selon la catégorie ($p < 10^{-3}$) : il est le plus faible chez les personnes qui sous-estiment l'impact, proche de la moyenne de l'échantillon chez les personnes faisant une estimation correcte et chez les indécis et enfin, le plus élevé chez les personnes surestimant l'impact.

Tableau 6.9. Opinions sur le nombre de décès observés dans le Vaucluse lors des inondations de 1992

Groupe d'opinion	N	%	score moyen indice 1*	score moyen indice 2
sous-estimation (<30 décès)	95	19,0	3,5	1,3
estimation correcte (30-59 décès)	150	30,0	4,2	1,4
surestimation (60+ décès)	59	11,8	5,2	1,6
non-réponses	196	39,2	4,5	1,5
Total	500	100,0	4,3	1,4

* $p < 10^{-3}$

La plupart des dimensions d'exposition sont aussi associées à l'opinion sur le nombre de décès : la menace, l'assistance, la présence, le chômage et l'évacuation (tableau 6.10).

Il est possible que l'opinion soit en partie forgée par l'expérience personnelle de l'individu. Mais il est également possible que l'opinion ait une influence sur la façon dont les individus se remémorent l'exposition à l'inondation de 1992 et répondent aux questions.

Dans les analyses de régression étudiant la relation exposition-effet entre les scores de symptômes aux différentes échelles et les niveaux d'exposition, la comparaison des résultats obtenus avec les deux indices d'exposition, l'un associé à l'opinion, l'autre indépendant, fournira des indications sur la « robustesse » des résultats. De plus, la variable « opinion » étant significativement associée au score d'ESPT ($p = 0,02$), un ajustement sur cette variable sera nécessaire dans les analyses de régression multiple. En revanche la variable « opinion » n'est pas associée à la prévalence des symptômes anxieux ou dépressifs (cf. chapitre 7).

Tableau 6.10. Association entre les dimensions d'exposition et l'opinion des sujets sur le nombre de décès dus aux inondation de 1992 *

Dimensions d'exposition	Opinion								p
	NSP		sous-estimation		surestimation		estimation correcte		
	N	%**	N	%**	N	%**	N	%**	
Assistance									0,001
non	116	59,5	74	77,9	33	55,9	111	74,5	
oui	79	40,5	21	22,1	26	44,1	38	25,5	
Menace									0,02
non	131	67,2	66	70,2	28	47,5	97	65,1	
oui	64	32,8	28	29,8	31	52,5	52	34,9	
Abri***									0,05
non	64	32,7	44	46,8	17	28,8	48	32,0	
oui	132	67,3	50	53,2	42	71,2	102	68,0	
Pertes matérielles									0,13
faibles-modérées	93	47,4	57	60,6	26	44,1	75	50,0	
sévères	103	52,6	37	39,4	33	55,9	75	50,0	
Chômage									0,04
non	160	81,6	82	86,3	40	67,8	123	82,0	
oui	36	18,4	13	13,7	19	32,2	27	18,0	
Evacuation									0,03
non	168	86,2	87	91,6	44	74,6	129	86,0	
oui	27	13,8	8	8,4	15	25,4	21	14,0	

* ANOVA après transformation logarithmique du score d'ESPT ** pourcentages en colonne *** dimension « présence » recodée en deux classes (abri : oui/non)

7. Description des réponses aux échelles de symptômes psychologiques

Les résultats sont présentés successivement pour l'échelle d'ESPT, l'échelle de dépressivité CES-D et enfin l'échelle STAI de Spielberger.

7.1 Echelle ESPT

7.1.1 Distribution du score : forte dissymétrie à gauche

Les statistiques usuelles (tableau 7.1) et l'histogramme et la droite de Henry (figures 7.1 et 7.2) montrent que la distribution du score d'ESPT s'écarte très significativement d'une distribution normale. Les histogrammes sont dissymétriques à gauche et les droites de Henry ne montrent pas d'alignement, même dans la zone centrale. Les coefficients d'aplatissement (Kurtosis) et d'asymétrie (Skewness) sont très différents de ceux d'une loi normale.

Tableau 7.1. Statistiques caractéristiques des scores à l'échelle d'ESPT

Score	Critères	Effectif	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Min	Max	Skewness	Kurtosis
Brut	B+C+D	467	15,31	11	14,72	0	65	1,34	1,09
	B	488	6,79	5	6,25	0	29	1,16	0,73
	C	481	4,78	3	4,46	1	22	1,55	2,11
	D	494	4,96	3	5,51	0	24	1,45	1,40
Corrigé	B+C+D	497	15,80	11	15,09	0	68,6	1,34	1,17
	B	500	6,93	5	6,34	0	29	1,15	0,75
	C	499	3,84	2	4,55	0	21	1,54	1,99
	D	498	4,99	3	5,54	0	24	1,43	1,30

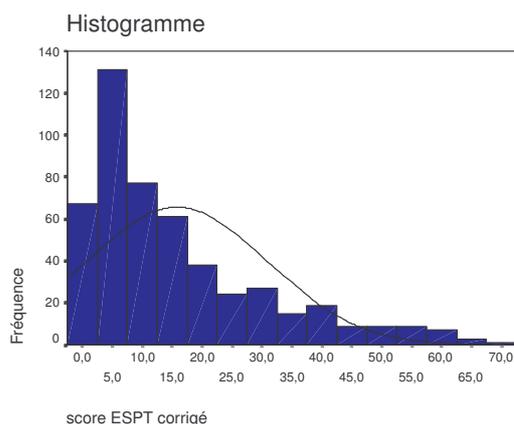


Figure 7.1. Répartition du score d'ESPT corrigé avec courbe de Gauss

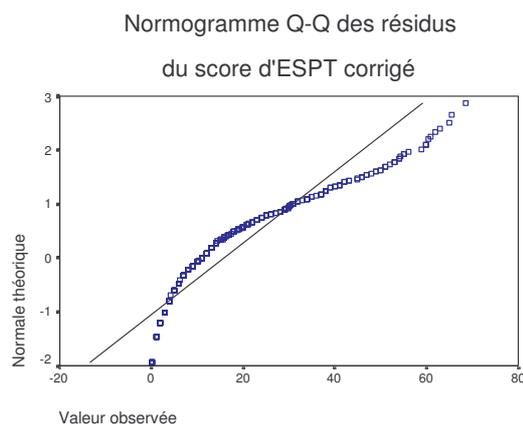


Figure 7.2. Adéquation à la droite de Henry du score d'ESPT corrigé

La distribution est également dissymétrique lorsque des scores sont calculés séparément pour chaque critère B, C et D. Le test de Kolmogorov-Lilliefors est significatif ($p < 10^{-4}$) pour le score global et pour les scores par critère B, C ou D.

7.1.2 Pourcentages de réponses aux items et aux critères : prédominance de l'intrusion

Le tableau 7.2 présente le pourcentage de réponses positives aux items et aux critères B, C et D. Un item est présent si la réponse sur l'échelle de Likert (0 à 4) est supérieure ou égale à 3. Le critère B est présent si au moins un des items le définissant est présent, le critère C s'il y en a au moins 3 et le critère D s'il y en a au moins 2. Pour chaque item, le score moyen représente la moyenne des scores des individus ; pour un critère, le score moyen représente la moyenne des scores moyens aux items correspondants (pondération par le nombre d'items).

Le critère B « intrusion » est présent chez 44,4 % des individus alors que le critère C « évitement » n'est présent que chez 6,6 % d'entre eux et le critère D « hyperactivité neurovégétative » chez 21,8 %. Les items pour lesquels les pourcentages de réponses sont les plus élevés (> 10 %) se rapportent principalement au bouleversement, aux souvenirs angoissants, à la nervosité (critère B), à la perte d'intérêt et aux efforts pour éviter de penser à l'événement (critère C) et à la sensibilité à l'entourage, à l'état d'alerte et à la sensibilité au bruit (critère D).

Les critères ayant les scores moyens les plus élevés sont par ordre décroissant le critère B, le D et le C. Les scores moyens aux items sont faibles (valeur maximale de 1,7), ce qui s'explique par la distribution du score d'ESPT très dissymétrique à gauche. Cinq items se démarquent par des scores moyens plus élevés : les souvenirs angoissants, le fait d'être bouleversé et rendu nerveux par ce qui rappelle l'inondation, l'état d'alerte et enfin, le fait d'être plus sensible à l'entourage.

Tableau 7.2. Répartition des réponses au QE-PTSD sur l'échantillon total

	Echantillon total (N=497)	
	% de réponses positives	score moyen
Critère B	44,4	0,86*
• souvenirs angoissants	27,2	1,53
• rêves déplaisants, cauchemars	2,6	0,36
• impression de revivre l'événement	7,0	0,59
• agir comme si l'événement se reproduisait	7,8	0,53
• revoir le film de l'événement sans le contrôler	8,6	0,67
• être bouleversé par ce qui rappelle l'événement	32,0	1,68
• être rendu nerveux par ce qui rappelle l'événement	16,4	1,06
• sensations physiques désagréables	7,2	0,48
Critère C	6,6	0,55*
• efforts pour éviter de penser à l'événement	11,0	0,65
• éviter les situations rappelant l'événement	6,8	0,58
• oubli de choses importantes sur l'événement	7,4	0,72
• perte d'intérêt	16,4	0,91
• impression d'être devenu étranger aux autres	3,6	0,29
• impression de ne pouvoir exprimer ses émotions	5,8	0,44
• impression d'avenir bouché	3,8	0,26
Critère D	21,8	0,71*
• difficultés d'endormissement ou de sommeil	7,0	0,40
• irritabilité, perte de sang-froid	6,0	0,37
• difficulté de concentration	3,0	0,27
• être sur ses gardes ou en état d'alerte	20,2	1,28
• être plus sensible à certains bruits	16,6	0,88
• être plus sensible à l'entourage	22,8	1,33
• réactions de sursaut plus fréquentes	7,0	0,46

(*) moyenne des scores moyens aux items correspondants

7.1.3 Pourcentages de réponses et variables socio-démographiques : des différences selon les critères

Le pourcentage de réponses positives aux critères et les scores moyens pondérés correspondants sont présentés en fonction des variables socio-démographiques (sexe, âge, statut marital, activité, diplôme et revenu) au tableau 7.3.

Concernant le critère B, toutes les variables socio-démographiques testées sont significativement associées à la présence du critère et au score moyen pondéré. La présence du critère est plus fréquente et le score plus élevé chez les femmes, chez les sujets plus âgés, chez les personnes séparées, divorcées ou veuves, chez les sujets inactifs, lorsque le niveau d'éducation et le revenu sont plus faibles.

Pour le critère C, les différences selon les variables socio-démographiques ne sont significatives que pour les scores moyens pondérés en dehors du sexe pour lequel une différence significative n'est pas observée. Elles vont dans le même sens que pour le critère B.

Enfin, concernant le critère D, une différence significative n'est observée que pour le sexe, l'âge et le revenu : la présence du critère est plus fréquente et le score moyen pondéré plus élevé chez les femmes, les sujets de plus de 35 ans et les revenus faibles.

Tableau 7.3. Variation du pourcentage de réponses et des scores moyens pondérés aux critères B, C et D selon les variables socio-démographiques

Variables socio-démographiques	Critère B (N=500)		Critère C (N=499)		Critère D (N=498)	
	présent (%)	score moyen pondéré	présent (%)	score moyen pondéré	présent (%)	score moyen pondéré
Sexe						
hommes	37,6	0,73	5,3	0,50	16,8	0,62
femmes	50,0**	0,98***	7,7	0,59	25,9*	0,79*
Age						
<35	34,0	0,62	2,0	0,31	13,0	0,49
35-54	43,1	0,89	7,8	0,56	26,6	0,81
>54	51,6*	0,97**	7,7	0,67***	20,9*	0,72**
Statut marital						
célibataires	26,8	0,57	1,8	0,35	12,5	0,53
marié, union libre	45,5	0,90	6,7	0,56	23,6	0,76
séparé, veuf(ve)	50,5*	0,93*	8,9	0,62*	20,8	0,67
Statut actif/inactif						
actif	41,2	0,79	5,8	0,46	19,5	0,66
inactif	47,7	0,94*	7,4	0,65***	24,3	0,77
Diplôme						
aucun	55,8	1,03	7,3	0,69	25,2	0,80
brevet	41,9	0,82	7,2	0,53	20,4	0,68
bac et plus	29,1***	0,66***	4,7	0,35***	18,1	0,61
Revenu						
< 9kF	52,3**	1,0**	7,3	0,71***	27,5*	0,83*
9-15 kF	40,6	0,76	5,9	0,44	16,8	0,61
> 15 kF	32,5	0,75	6,3	0,39	18,8	0,66

* 0,01 < p ≤ 0,05

** 0,001 < p ≤ 0,01

*** p ≤ 0,001

7.1.4 Cas potentiels d'ESPT : 14 cas détectés

Quatorze cas « potentiels » d'ESPT ont été détectés avec le QE-PTSD. A titre indicatif, leur répartition selon les variables socio-démographiques est présentée au tableau 7.4. Compte tenu du faible nombre de cas, des tests n'ont pas été réalisés.

Concernant la répartition des réponses aux items chez les cas potentiels d'ESPT, des réponses positives sont présentes chez plus de la moitié d'entre eux (tableau 7.5). Cependant, certains items se démarquent par des pourcentages de réponse faibles : les difficultés de concentration, l'impression d'être devenu étranger aux autres, l'oubli de choses importantes sur l'événement ne semblent pas appartenir aux éléments les plus révélateurs des cas d'ESPT détectés dans la présente étude.

Tableau 7.4. Description des cas d'ESPT

	cas d'ESPT	(%)
Echantillon total	14	100,0
Hommes	4	28,6
Femmes	10	71,4
<35 ans	0	0,0
35-54 ans	9	64,3
>54 ans	5	35,7
célibataires	0	0,0
marié, vivant maritalement	9	64,3
séparé, divorcé, veuf(ve)	5	35,7
actif	6	42,9
inactif	8	57,1
pas de diplôme	6	42,9
brevet	6	42,9
bac et plus	2	14,3
revenu < 9 kF	7	50,0
9 kF < revenu < 15 kF	6	42,9
revenu > 15 kF	1	7,1

Pour les autres individus (N=486), le critère B est tout de même présent chez près de la moitié des individus alors que les critères D et C ne sont présents respectivement que chez 20 % et 4 % d'entre eux.

Enfin, les scores moyens à l'échelle CES-D et à l'échelle d'anxiété état sont nettement plus élevés chez les cas potentiels d'ESPT que chez les autres sujets ($p < 10^{-3}$) : chez les cas possibles d'ESPT et chez les autres sujets, le score moyen à l'échelle d'anxiété est respectivement de $61,4 \pm 16,5$ et de $32,8 \pm 13,7$; les résultats correspondants pour l'échelle CES-D sont $30,1 \pm 13,0$ et $10,0 \pm 8,9$.

Tableau 7.5. Pourcentages de réponses positives et scores moyens selon le diagnostic d'ESPT

Diagnostic d'ESPT	oui (N = 14)		non (N = 486)	
	% de réponses positives	score moyen	% de réponses positives	score moyen
Critère B	100,0	2,68	42,8	0,81
• souvenirs angoissants	92,9	3,29	25,3	1,48
• rêves déplaisants, cauchemars	42,9	1,79	1,4	0,32
• impression de revivre l'événement	50,0	1,86	5,8	0,55
• agir comme si l'événement se reproduisait	71,4	2,79	6,0	0,47
• revoir le film de l'événement sans le contrôler	85,7	2,93	6,4	0,61
• être bouleversé par ce qui rappelle l'événement	100,0	3,43	30,0	1,63
• être rendu nerveux par ce qui rappelle l'événement	64,3	2,85	15,0	1,01
• sensations physiques désagréables	64,3	2,50	5,6	0,42
Critère C	100,0	2,21	3,9	0,50
• efforts pour éviter de penser à l'événement	85,7	3,00	8,8	0,58
• éviter les situations rappelant l'événement	57,1	2,46	5,3	0,53
• oubli de choses importantes sur l'événement	21,4	1,43	7,0	0,70
• pertes d'intérêt	78,6	2,86	14,6	0,85
• impression d'être devenu étranger aux autres	21,4	1,36	3,1	0,26
• impression de ne pas pouvoir exprimer ses émotions	57,1	2,21	4,3	0,39
• impression d'avenir bouché	50,0	2,15	2,5	0,21
Critère D	100,0	2,54	19,5	0,66
• difficultés d'endormissement ou de sommeil	71,4	2,79	5,1	0,33
• irritabilité, perte de sang-froid	50,0	2,21	4,7	0,32
• difficultés de concentration	14,3	1,43	2,7	0,23
• être sur ses gardes ou en état d'alerte	78,6	2,93	18,5	1,24
• être plus sensible à certains bruits	85,7	2,93	14,6	0,82
• être plus sensible à l'entourage	78,6	2,71	21,2	1,29
• réactions de sursaut plus fréquentes	71,4	2,79	5,1	0,39

7.1.5 Consistance interne du QE-PTSD : alpha de Cronbach élevé

L'analyse de la consistance interne du questionnaire (tableau 7.6) montre des résultats très satisfaisants quant à l'homogénéité des items sur l'ensemble des questions aux critères B, C et D du QE-PTSD avec un coefficient alpha de Cronbach très élevé (0,93). Sur les critères pris séparément, les résultats montrent une consistance interne légèrement moins bonne pour le critère C.

Afin d'évaluer l'influence de chaque item sur la consistance interne, les coefficients alpha de Cronbach ont été recalculés pour chaque critère en retirant à chaque fois un des items : les variations ne dépassent pas 0,04 et, à l'exception de la question « oubli de choses importantes sur l'événement », elles vont toutes dans le sens d'une diminution de la valeur du coefficient. Ceci confirme la bonne « homogénéité » des items.

Tableau 7.6. Consistance interne à l'échelle QE-PTSD et aux critères*

	Effectif	Alpha de Cronbach	Split Half	
			Corrélation	Spearman-Brown
Critère B	488	0,87	0,76	0,86
Critère C	481	0,76	0,52	0,64
Critère D	494	0,86	0,73	0,84
Echelle	467	0,93	0,81	0,89

* sans correction des valeurs manquantes

7.1.6 Corrélations entre les critères B, C et D : « spécificité » satisfaisante des critères

Les résultats ne sont présentés que pour le score corrigé en raison des faibles différences avec le score brut (tableau 7.7.a).

Tableau 7.7.a. Corrélations entre les critères (scores corrigés, N = 497)

Corrélation	Pearson [‡]	Kendall	Spearman
B et C	0,73	0,53*	0,68*
B et D	0,79	0,57*	0,72*
C et D	0,74	0,52*	0,65*

* ($p < 0,001$), la correction des valeurs manquantes ne modifie pas les résultats.

[‡] les corrélations de Pearson sont données à titre indicatif, en l'absence de test

Les corrélations des critères pris deux à deux sont assez élevées, surtout entre les critères B et D. Le calcul des corrélations partielles entre les critères B, C et D montre que les coefficients sont plus faibles pour les couples B-C sachant D et C-D sachant B ; en revanche, la liaison entre les critères B et D sachant C diminue moins (Tableau 7.7.b). Ces résultats montrent qu'on ne peut donc pas reconstruire un critère comme combinaison linéaire des deux autres. Autrement dit, chaque critère possède une part de spécificité.

Tableau 7.7.b. Corrélations partielles entre les critères (scores corrigés)

Coefficient de Pearson [‡]	
B et C sachant D	0,35
B et D sachant C	0,55
C et D sachant B	0,38

[‡] les corrélations de Pearson sont données à titre indicatif, en l'absence de test.

7.1.7 Corrélations modérées entre le QE-PTSD et les échelles d'anxiété et de dépression

Les coefficients de corrélation entre le score d'ESPT et les scores aux deux autres échelles (CES-D et STAI) ne sont pas très élevées bien que toutes significatives (tableau 7.8). Les nuages d'individus (ESPT, STAI) et (ESPT, CES-D) sont dispersés et ne laissent pas apparaître de liaison linéaire nette (figures 7.3 et 7.4).

Tableau 7.8. Corrélation entre les échelles (scores corrigés)

Corrélation	N	Pearson*	Kendall	Spearman
ESPT - STAI	491	0,53	0,32**	0,45**
ESPT - CES-D	493	0,51	0,33**	0,46**

* les corrélations de Pearson sont données à titre indicatif en l'absence de test ** $p < 10^{-3}$

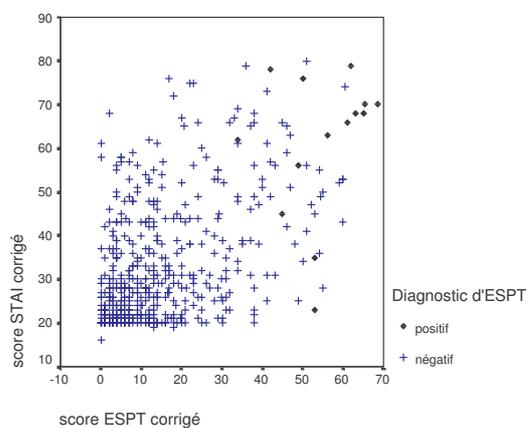


Figure 7.3. Le score STAI en fonction du score ESPT

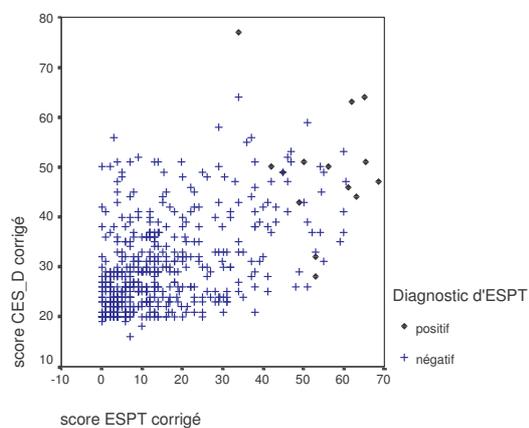


Figure 7.4. Le score CES-D en fonction du score ESPT

7.1.8 Structure factorielle du QE-PTSD : 5 facteurs

L'analyse porte sur les items des critères B, C et D. Une première analyse en composantes principales (ACP) sur la matrice des corrélations a été conduite avec l'ensemble des individus.

Trois composantes associées aux valeurs propres significatives, c'est à dire supérieures à 1, se distinguent (tableau 7.9). Les valeurs propres et variances sont respectivement 9,6 et 43,3 %, 1,5 et 7,0 %, 1,1 et 5,1 %. La première composante principale représente à elle seule presque la moitié de la variance totale. Cependant, les valeurs propres des composantes 4 et 5, bien qu'inférieures à 1, en sont suffisamment proches pour que l'on s'y intéresse. Si les 5 premières composantes sont retenues, 63,8 % de variance sont restitués. Une rotation Varimax sur ces 5 composantes a été effectuée (tableau 7.10).

Tableau 7.9. Valeurs propres et variance restituée

Composante	Valeurs propres initiales	% de variance	% cumulé
1	9,552	43,28	43,28
2	1,539	6,99	50,28
3	1,121	5,10	55,37
4	0,972	4,42	59,79
5	0,885	4,02	63,81
6	0,789	3,58	67,40
7	0,741	3,37	70,77
8	0,654	2,97	73,74
9	0,607	2,76	76,50

Les résultats montrent une relativement bonne homogénéité dans la caractérisation des facteurs. Le premier facteur, "Intrusion", correspond clairement au critère B avec 5 des 8 items. Les facteurs II, "perte de contrôle et troubles de concentration" et III, "Hyperréactivité" reprennent à eux deux l'ensemble des items du critère D. Un item du critère B est néanmoins présent sur le facteur II avec un loading significatif : il s'agit de l'item "Sensations physiques désagréables", déplacé du critère D au critère B lors du passage du DSM-III-R au DSM IV. Les deux derniers facteurs concernent le critère C et reprennent l'émoussement des affects et les troubles de mémoire ; l'item « oubli de choses importantes à propos de l'événement » contribue seul au facteur V.

Pour vérifier la stabilité de la structure précédente, des analyses ont été effectuées sur des sous-échantillons incluant les individus ayant les scores d'ESPT les plus élevés. Un sous-échantillon initial de 100 individus a été fixé et la taille a ensuite été incrémentée de 100 sujets dans chaque nouvelle analyse. Une étude sur les 250 individus ayant un score au dessus du score médian a aussi été effectuée.

Une stabilisation de la structure factorielle, proche de celle observée sur l'échantillon complet a été observée à partir de 250 individus. Pour une taille d'échantillon inférieure, les items étaient plus dispersés.

Tableau 7.10. Caractérisation des facteurs par les variables

	Items	Critère	Loadings
Facteur I	Souvenirs angoissants	B	0,617
	Rêves déplaisants ou cauchemars	B	0,703
	Impression de revivre l'événement	B	0,757
	Agir soudainement comme si l'événement se reproduisait	B	0,608
	Revoir le film de l'événement sans le contrôler	B	0,611
Facteur II	Sensations physiques désagréables	B	0,603
	Difficultés d'endormissement ou de sommeil	D	0,649
	Irritabilité, perte de sang-froid	D	0,734
	Difficultés de concentration	D	0,746
	Réactions de sursaut plus fréquentes	D	0,561
Facteur III	Etre bouleversé par ce qui rappelle l'événement	B	0,555
	Etre sur ses gardes ou en état d'alerte	D	0,596
	Etre sensible à certains bruits	D	0,687
	Etre sensible à ce qui se passe autour de soi	D	0,783
Facteur IV	Impression d'être devenu étranger aux autres	C	0,782
	Impression de ne pas pouvoir exprimer ses émotions	C	0,583
	Impression d'avenir bouché	C	0,721
Facteur V	Oubli de choses importantes à propos de l'événement	C	0,881

7.1.9 Discussion : des résultats comparables à ceux publiés sur les échelles d'ESPT

Les différentes analyses effectuées précédemment ont permis de déterminer certaines des propriétés du QE-PTSD. Les résultats sont comparés à ceux d'autres instruments déjà validés.

Distribution des scores et des réponses et corrélation entre le critères

La distribution du score d'ESPT n'est pas présentée ou discutée dans les études consultées. Il est vraisemblable que la distribution très dissymétrique à gauche constatée dans cette étude vient du fait que les données ont été collectées dans un échantillon de population générale et non de patients. Le pourcentage de réponses positives aux items varie entre 2,6 et 32 % pour le critère B, 3,8 et 16,4 % pour le critère C et 3 et 22,8 % pour le critère D. Ces pourcentages sont faibles en comparaison des pourcentages de réponses positives aux items observés dans d'autres études (77).

Ceci peut être lié au fait qu'il s'agit d'un échantillon de population générale, que l'interview a été réalisé 5 années après l'inondation ou encore aux caractéristiques et à l'intensité de l'événement étudié. Ces faibles pourcentages viennent probablement aussi d'une définition conservatrice des réponses positives : pour qu'un symptôme soit considéré présent, la réponse du sujet devait se situer sur un des deux niveaux les plus élevés de l'échelle de Likert.

Les corrélations de Pearson entre les critères B, C et D sont assez fortes pour laisser supposer l'existence d'une liaison linéaire entre les critères. Des résultats similaires ont cependant été retrouvés dans une étude utilisant un autre instrument : l'Impact of Event Scale. Dans cette étude réalisée dans un groupe de 72 sujets ayant subi un deuil parental, une corrélation de l'ordre de 0,6-0,7 a été observée entre les dimensions « intrusion » et « évitement » (77). Par ailleurs, les corrélations partielles sont nettement inférieures aux premières ce qui montre que les critères se détachent les uns des autres et mesurent des dimensions différentes.

Consistance interne

Le QE-PTSD a une excellente consistance interne avec un alpha de Cronbach de 0,93 et un split-half de 0,89. Ces résultats sont au même niveau que ceux de questionnaires validés chez des vétérans (PTSD-I, version militaire du Mississippi Scale, SI-PTSD..., tableau 7.11). Ils sont supérieurs aux résultats d'autres instruments validés sur des populations civiles (Civilian Mississippi Scale). La même constatation est faite sur les critères B, C et D pris séparément : leur consistance interne est égale ou supérieure à celles d'autres instruments, notamment le PSS-I et le PSS-R (tableau 7.11).

L'Impact of Event Scale (IES) (78) est un instrument souvent employé même s'il n'explore que deux dimensions (intrusion et évitement) ; il n'est donc pas tout à fait comparable au QE-PTSD. Cependant, l'IES est un instrument très utilisé et traduit en français, il est donc intéressant de connaître les résultats sur sa validité. L'alpha de Cronbach pour chaque dimension varie, selon les études, entre 0,76 et 0,91 (77-79) et, sur l'échelle entière, entre 0,76 et 0,84 (80). Le Split-Half est égal à 0,86 (78). Là encore, les valeurs du QE-PTSD sont proches ou supérieures.

Structure factorielle

La rotation Varimax sur les 5 composantes principales les plus importantes (restituant 63,8 % de variance) fait apparaître les facteurs suivants : « intrusion », « perte de contrôle et troubles de concentration », « hyperréactivité », « émoussement des affects » et « troubles de la mémoire ». Les résultats des analyses factorielles publiés dans la littérature sont assez différents mais les comparaisons sont malaisées : peu d'analyses sont disponibles sur des instruments d'évaluation de l'ESPT basés sur les critères du DSM-IV. Par ailleurs, les groupes de population sur lesquels les analyses factorielles ont été effectuées sont très différents d'une étude à l'autre (tableau 7.11).

Les analyses sur l'IES conduisent à deux facteurs, recouvrant assez bien l'évitement et l'intrusion. Les analyses portant sur les autres instruments (tableau 7.11) permettent d'identifier, selon les études, 3 à 6 facteurs ne recouvrant pas exactement les 3 critères de l'ESPT.

La dimension "intrusion" est retrouvée dans tous les instruments, seule ou associée à l'évitement. Dans le QE-PTSD, la dimension "intrusion" est la plus importante, apparaissant comme premier facteur. L'évitement apparaît aussi régulièrement, dans la plupart des instruments alors qu'il ressort faiblement dans l'analyse du QE-PTSD (dernier facteur).

L'émoussement des affects apparaît dans les études les plus récentes sur des instruments basés sur les critères du DSM-III-R ou du DSM-IV. Cette dimension constitue à elle seule un facteur dans le QE-PTSD et d'autres instruments notamment le Symptom Scale Interview et le Civilian Mississippi Scale.

Enfin, les troubles de la mémoire, dernier facteur du QE-PTSD, ne sont pas retrouvés de façon constante dans les autres études. Mais ils constituent le dernier facteur mis en évidence dans l'analyse du PTSD-Interview, questionnaire dont est dérivé le QE-PTSD.

Certaines dimensions, comme la culpabilité, présentes dans le DSM-III ont été supprimées dans le DSM-III-R et le DSM-IV ; elles n'apparaissent donc plus avec les instruments plus récents.

Comparativement aux résultats des autres études, la structure factorielle du QE-PTSD se rapproche assez bien du construit théorique de l'instrument et ceci conforte donc sa validité.

Corrélations entre échelles psychopathologiques

Bien que des instruments différents aient été utilisés dans d'autres études pour évaluer les troubles anxieux et dépressifs et l'ESPT (tableau 7.12) l'ordre de grandeur des corrélations observées entre le QE-PTSD et les échelles STAI et CES-D est similaire à ce qui est observé dans la littérature. Certains instruments se distinguent néanmoins : le Civilian Missipi Scale et le PTSD Symptom Scale dont les corrélations avec l'échelle de dépression de Beck sont élevées (0,7-0,8).

Les coefficients de corrélation observés dans la présente étude entre le QE-PTSD et les deux autres échelles (0,53 pour le STAI et 0,52 pour le CES-D), bien que très significatifs ($p < 10^{-3}$) sont modérés, indiquant que cet instrument évalue un trouble se différenciant assez bien de l'anxiété et de la dépression. Ces résultats sont comparables à ceux obtenus sur la première version du QE-PTSD : la corrélation avec les scores d'anxiété-état (STAI) était de 0,50 et avec les scores au Beck Depression Inventory de 0,46 (48 sujets, communication de G. Sydor, auteur du QE-PTSD).

Tableau 7.11. Comparaison de la consistance interne et de la structure factorielle de divers instruments d'évaluation de l'ESPT

Instrument	Population	alpha Cronbach* (split-half)	Structure factorielle (% de variance restituée)
Impact of Event Scale (78)	66 patients consultant après un événement traumatique sérieux	0,78 / 0,82 (0,86)	
Impact of Event Scale (77)	3 évaluations successives sur 72 sujets souffrant d'un deuil parental dont 35 traités	0,86 / 0,88 0,89 / 0,90 0,89 / 0,89	2 facteurs (56 %) : (1) évitement (2) intrusion
Impact of Event Scale (79)	804 soldats dont 382 avec stress lié au combat	0,91 / 0,84	2 facteurs (57 %) : (1) intrusion (2) évitement
Impact of Event Scale (81)	73 survivants du chavirement d'un ferry		2 facteurs (63 %) : (1) intrusion (2) évitement (3) intrusion et évitement
Mississippi Scale for Combat-Related PTSD (DSM-III) (82)	362 vétérans consultant pour psychothérapie	0,94	6 facteurs (-) : (1) intrusion et symptômes dépressifs (2) ajustement relationnel (3) labilité des affects et de la mémoire (4-5) ruminations et difficultés relationnelles (6) troubles du sommeil
Structure Interview for PTSD (DSM-III) (83)	116 vétérans (2de guerre mondiale, Corée, Viêt-nam)	0,94	3 facteurs (-) : (1) hyperréactivité et intrusion (2) culpabilité, détachement, perte d'intérêt, évitement (3) troubles du sommeil, difficultés de concentration et mémoire, émoussement des affects
PTSD-Interview (50, 84)	37 patients vétérans du Viêt-nam et 131 vétérans traités pour un ESPT	0,92	5 facteurs (-) : (1) pensées intrusives et leurs effets (2) hyperréactivité (3) appauvrissement relationnel (4) culpabilité (5) difficultés de mémoire et de concentration
Revised PTSD-Inventory (85)	147 soldats israéliens du Yom Kippour dont 26 traités pour stress de combat	0,89	
PTSD Symptom Scale-Interview (DSM-III-R) (86, 87)	118 et 158 femmes victimes d'agressions	0,85 0,69 / 0,65 / 0,71	3 facteurs (58 %) : (1) évitement/intrusion (2) émoussement (3) intrusion
Civilian Mississippi Scale (DSM-III-R) (88)	668 non vétérans	0,86	4 facteurs (-) : (1) ecmnésies et évitement (2) retrait et émoussement (3) hyperréactivité et perte de contrôle (4) auto-persécution
Revised Civilian Mississippi (DSM-IV, version anglaise et espagnole) (89)	404 résidents victimes de l'Ouragan Andrew (Floride)	0,88 (anglais) 0,92 (espagnol)	
Civilian Mississippi Scale (39-items, DSM-III-R) (90)	2 échantillons d'étudiants en psychologie (440, 402)	0,89 (0,80) 0,90 (0,82)	

* intrusion / évitement / hyperréactivité (split-half)

Tableau 7.12. Corrélation entre ESPT et anxiété et dépression

Instrument	Population	Corrélation de Pearson	
		Anxiété (échelle)	Dépression (échelle)
Structure Interview-PTSD (83)	46 patients traités pour ESPT	0,51 (échelle de Hamilton)	0,57 (échelle de Hamilton)
Impact of Event Scale (83)	46 patients traités pour ESPT	0,41 (échelle de Hamilton)	0,46 (échelle de Hamilton)
Impact of Event Scale (86)	118 femmes victimes d'agressions	0,52 (Intrusion, STAI-state) 0,48 (Évitement, STAI-state)	0,59 (Intrusion, Beck Depression Inventory) 0,44 (Évitement, Beck Depression Inventory)
Impact of Event Scale (81)	73 survivants du chavirement d'un ferry	0,28 (Intrusion, General Health Quest) 0,37 (Évitement, General Health Quest)	
Impact of Event Scale (90)	435 Etudiants en psychologie		0,23 (Beck Depression Inventory)
PTSD Checklist (91)	50 réfugiés cambodgiens adultes	0,51 (Hopkins Symptom Check List)	0,59 (Hopkins Symptom Check List-25)
PTSD Symptom Scale-Interview (DSM-III-R) (86)	118 femmes victimes d'agression	0,48 (STAI-state) 0,52 (STAI-trait)	0,72 (Beck Depression Inventory)
PTSD Symptom Scale - Self Report (86)	44 femmes appartenant à l'échantillon précédent	0,52 (STAI-state) 0,56 (STAI-trait)	0,80 (Beck Depression Inventory)
Civilian Mississippi Scale (DSM-III-R) (88)	668 non vétérans	0,72 (STAI-trait)	0,72 (Beck Depression Inventory)
Civilian Mississippi Scale (39-items, DSM-III-R) (90)	435 individus	0,70 (STAI-trait)	0,71 (Beck Depression Inventory)

7.2 Echelle de dépression : le CES-D

Comme il s'agit d'une échelle validée, seules la distribution des scores dans l'échantillon et leur association avec les variables socio-démographiques et d'antécédents sont présentées.

7.2.1 Distribution des scores : nette dissymétrie à gauche

Les statistiques descriptives de l'échelle CES-D sont présentées pour la population de l'étude pour le score brut (sans correction des valeurs manquantes) et pour le score corrigé (valeurs manquantes corrigées, tableau 7.14). La correction des valeurs manquantes a été effectuée pour 42 sujets ; 4 sujets ayant plus de 2 valeurs manquantes ont été exclus des analyses (tableau 7.13).

Tableau 7.13. Distribution des valeurs manquantes à l'échelle CES-D

Nombre de valeurs manquantes	Effectif
1	31
2	11
3	2
4	1
5	1

Tableau 7.14. Statistiques caractéristiques du score à l'échelle CES-D

Score CES-D	N	Moyenne	σ	Médiane	Min	Max	Skew*	Kurt*
brut	454	10,3	9,41	8	0	57	1,3	1,9
corrigé	496	10,6	9,55	8	0	57	1,3	1,5

* skewness = asymétrie ; kurtosis = aplatissement

Tableau 7.15. Pourcentage de sujets ayant un score au CES-D supérieur à divers seuils

Score CES-D	% > (m+ET)	% > 16*	% hommes > 17**	% femmes > 23**
brut	14,6	20,0	10,6	13,1
corrigé	16,9	22,6	11,1	15,3

* score utilisé comme seuil dans les pays anglo-saxons pour dépister des troubles dépressifs avec cette échelle

** valeurs de seuil préconisées par les auteurs de la validation française du CES-D

Le score brut et le score corrigé à l'échelle CES-D ont une moyenne, un écart-type et une médiane quasi identiques. Par contre, les pourcentages de sujets ayant un score supérieur à différents seuils (tableau 7.15) sont plus élevés avec le score corrigé qu'avec le score brut. La distribution du score à l'échelle CES-D corrigée, fortement dissymétrique à gauche (figures 7.5 et 7.6), s'écarte significativement d'une distribution normale (Z de Kolmogorov-Lilliefors = 3,2, $p < 10^{-4}$). La consistance interne de l'échelle est élevée : alpha de Cronbach de 0,88.

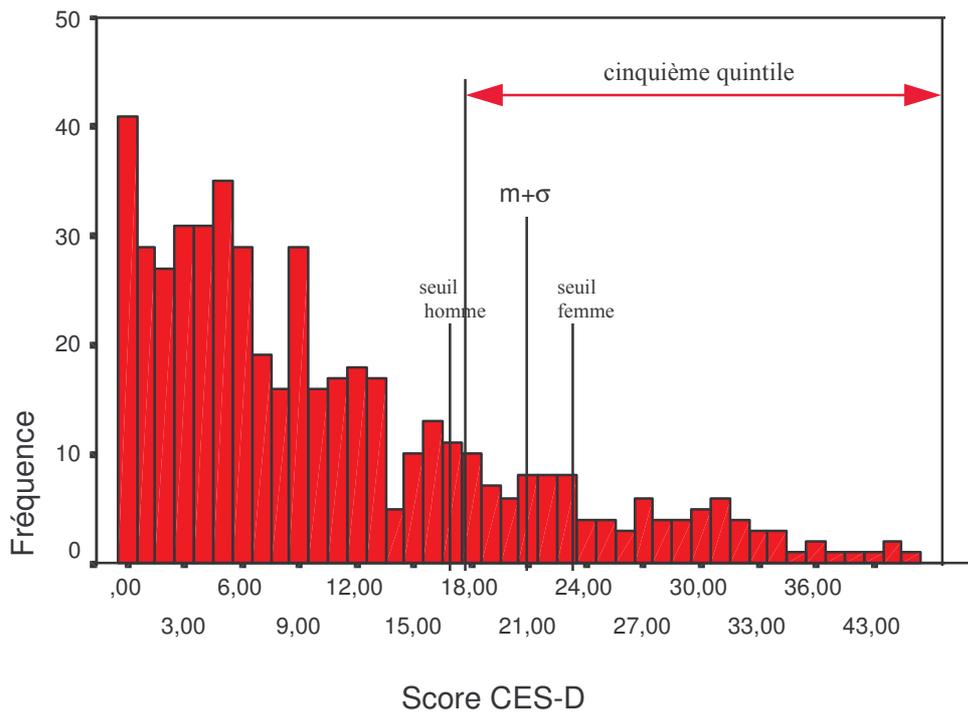


Figure 7.5. Distribution du score à l'échelle CES-D corrigée. Ensemble de l'échantillon.

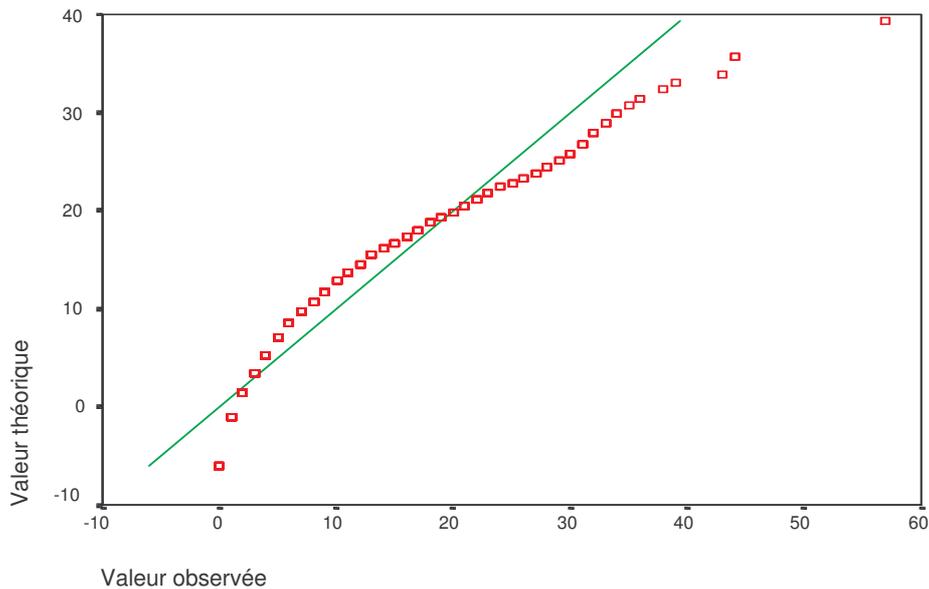


Figure 7.6. Diagramme d'adéquation à la droite de Henry du score CES-D

L'allure dissymétrique à gauche de la distribution du score à l'échelle CES-D est retrouvée séparément chez les hommes, les femmes et dans les différentes tranches d'âge. En revanche, dans le groupe des sujets ayant eu des antécédents psychologiques (n = 62 personnes), la distribution du score CES-D se rapproche de la normale (figure 7.7).

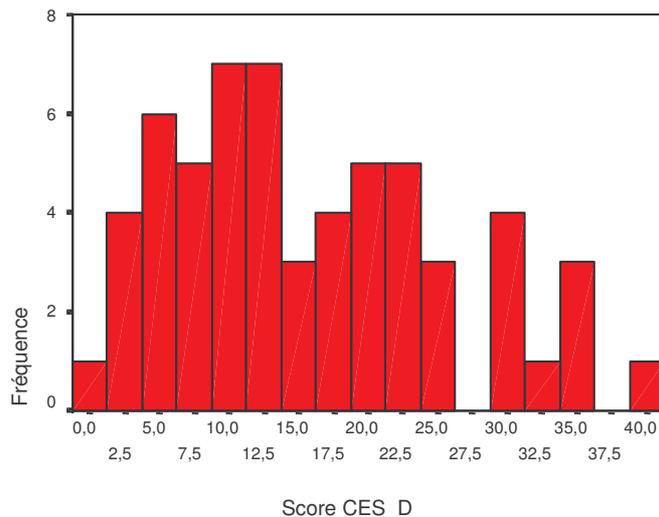


Figure 7.7. Histogramme du score au CES-D chez les sujets ayant des antécédents psychologiques

7.2.2 Association avec les variables socio-démographiques et d'antécédents : des résultats différents selon le seuil adopté

Des analyses de régression logistique univariées ont été effectuées pour déterminer les facteurs socio-démographiques et les variables d'antécédents significativement associées à la prévalence de symptômes de dépression. Pour réaliser ces analyses, deux seuils de décision ont été utilisés :

1) le seuil défini par les auteurs de la validation française pour dépister les sujets ayant un risque élevé de troubles dépressifs : seules les variables âge, stabilité maritale et antécédents psychologiques apparaissent significativement liées à la prévalence de symptômes dépressifs (annexe 2).

2) un seuil statistique : moyenne plus un écart-type (tableau 7.16) : les résultats diffèrent : l'âge, le sexe, le statut marital, la stabilité maritale, le statut actif-inactif, le revenu et les antécédents psychologiques sont significativement liés à la prévalence de symptômes dépressifs.

La stratification sur le sexe met en évidence des différences entre hommes et femmes (tableau en annexe 2) :

- chez les femmes, le risque de troubles dépressifs augmente de façon significative avec l'âge, en cas de changement de situation maritale entre 1992 et 1997 (divorce, séparation, veuvage), lorsque le niveau d'éducation est faible, en cas d'antécédents psychologiques et enfin, de façon marginalement significative, en cas de faible revenu ;
- chez les hommes : une augmentation significative du risque de troubles dépressifs n'est constatée que chez ceux ayant des antécédents psychologiques ; une augmentation non significative est aussi observée avec l'âge, chez les personnes seules, après séparation, divorce ou veuvage entre 1992 et 1997 et enfin, lorsque les sujets interrogés ont des personnes à charge ; aucune augmentation n'est observée avec le diplôme ni le revenu.

Tableau 7.16. Prévalence des symptômes dépressifs en fonction des caractéristiques socio-démographiques (régression logistique univariée, seuil m+ET, N = 496)

Variable	N	score moyen	CES-D + (%) [*]	OR	IC à 95%	p(Chi-2)
Age						
<35	100	7,3	8,9	1,00	--	0,03
35-54	217	11,1	18,1	2,22	(1,03-4,77)	
>54	179	11,6	20,8	2,63	(1,21-5,72)	
Sexe						
hommes	226	8,2	9,2	1,00	--	<10 ⁻⁴
femmes	270	12,4	23,7	3,03	(1,79-5,15)	
Statut marital (97)						
en couple	342	10,0	14,9	1,00	--	0,050
seul	154	11,8	22,1	1,62	(1,00-2,62)	
Stabilité maritale						
stable, instable +	462	10,2	15,6	1,00	--	0,001
instable -	34	15,7	38,2	3,35	(1,61-7,00)	
Diplôme						
bac et plus	127	9,5	16,5	1,00	--	0,06
...CEP,BEPC	273	10,3	14,3	0,87	(0,49-1,54)	
aucun	96	12,3	25,0	1,68	(0,87-3,25)	
Profession						
agriculteur	9	9,4	11,1	1,00	--	0,42
artisans	28	9,7	14,2	1,33	(0,13-13,74)	
employé	147	9,3	14,2	1,33	(0,16-11,21)	
ouvrier	98	10,3	14,2	1,33	(0,15-11,50)	
retraité, inactif	214	11,6	21,1	2,13	(0,26-17,48)	
Activité sujet						
actif	257	9,5	13,6	1,00	--	0,03
inactif	239	11,7	20,9	1,68	(1,05-2,69)	
Activité conjoint						
actif	223	10,4	16,3	1,00	--	0,35
inactif	114	9,3	12,3	0,73	(0,38-1,41)	
Revenu mensuel						
>15 kF	80	9	13,6	1,00	--	0,02
9-15 kF	202	9,2	12,3	0,89	(0,41-1,90)	
<9kF	214	12,4	23,0	1,86	(0,91-3,80)	
Propriétaire						
non	152	9,3	13,1	1,00	--	0,14
oui	344	11,0	18,9	1,54	(0,89-2,64)	
Personnes à charge						
non	243	10,1	15,3	1,00	--	0,25
oui	253	11,0	19,0	1,30	(0,81-2,09)	

* pourcentage en ligne

Tableau 7.16 suite. Prévalence des symptômes dépressifs en fonction des antécédents, du sexe de l'enquêteur et de l'opinion* (régression logistique univariée, seuils m+ET, N = 496)

Variable	N	score moyen	CES-D + (%)**	OR	IC à 95%	p (Chi-2)
Antécédents psychologiques						<10 ⁻⁴
non	431	9,8	14,2	1,00	--	
oui	63	15,9	37,0	3,49	(1,95-6,23)	
Autre événement traumatique						0,192
non	316	10,2	15,5	1,00		
oui	179	11,3	20,1	1,37	(0,85-2,21)	
Autre inondation < 1992						0,958
non	334	10,4	17,1	1,00		
oui	160	10,8	16,9	0,99	(0,60-1,63)	
Autre inondation > 1992						0,230
non	268	10,1	15,3	1,00		
oui	227	11,2	19,4	1,33	(0,83-2,12)	
Sexe enquêteur						0,248
homme	279	9,9	15,4	1,00		
femme	217	11,3	19,4	1,32	(0,82-2,10)	
Opinion*						0,153
juste	149	9,5	17,4	1,00		
surestimation	59	9,5	8,5	0,44	(0,16-1,20)	
sous-estimation	95	9,8	14,7	0,82	(0,40-1,66)	
NSP, refus	193	12,1	20,7	1,24	(0,72-2,14)	

* opinion sur le nombre de décès du à l'inondation de 1992 dans la Vaucluse ** pourcentage en ligne

Par ailleurs ni l'opinion des personnes interviewées sur le nombre de décès survenus lors des inondations de 1992 ni la variable « sexe de l'enquêteur » ne sont significativement associés à la prévalence des symptômes dépressifs.

7.2.3 Discussion : peu de données comparables en population générale en France

Le coefficient alpha obtenu dans notre étude (0,88) est légèrement supérieur au coefficient alpha obtenu en population générale dans les études de validité effectuée par l'auteur de l'échelle CES-D (0,85) (55). La cohérence interne de cette échelle est donc élevée et elle semble relativement bien adaptée à une utilisation en population générale.

Le fait que les scores corrigés modifient un peu la distribution, la prévalence des symptômes étant plus élevée qu'avec les scores bruts, était un résultat attendu. En effet, les valeurs manquantes à l'échelle CES-D sont le fruit de personnes ayant une dépressivité plus marquée (cf. chapitre 5). Le reste des analyses a été effectué avec les scores corrigés.

La distribution très dissymétrique des scores au CES-D observée dans le présent échantillon a été rapportée dans plusieurs publications concernant des échantillons de population générale (55, 92, 93). Une étude effectuée en France dans un échantillon de 80 patients hospitalisés pour diverses pathologies dans un service de médecine interne montre également une distribution dissymétrique à gauche du score à l'échelle CES-D (94).

Ce résultat peut refléter une distribution non normale des symptômes dépressifs dans la population générale. Mais il peut également venir d'un défaut de sensibilité de l'échelle CES-D aux faibles niveaux de symptômes de dépressivité (92).

En revanche, la distribution des scores de symptômes au CES-D se rapproche de la normale lorsque l'échelle est utilisée dans des groupes de patients (55). On retrouve un résultat similaire dans notre étude lorsque l'analyse est restreinte aux personnes ayant eu des antécédents psychologiques (figure 7.7).

La comparaison des statistiques de distribution du score à l'échelle CES-D aux résultats d'autres études n'est pas aisée : la plupart des études en population générale ayant utilisé l'échelle CES-D ont été effectuées aux Etats Unis. Par exemple, l'échantillon sur lequel la validité de l'échelle a été étudiée aux Etats Unis présente un score moyen légèrement inférieur à celui observé dans l'étude réalisée à Bédarrides (tableau 7.17) (55).

Tableau 7.17. Comparaison des statistiques de l'échantillon à celles de l'étude de Radloff

Echantillon	N	Moyenne	ET	Skew	% > seuil*
Résidents de Bédarrides	500	10,6	9,55	1,3	22,6
Population générale adulte, Etats Unis (55)	2 514	9,3	8,58	1,5	19,0
Patients psychiatriques, Etats Unis (55)	70	24,4	13,51	0,2	70,0

* seuil = score de 16

La comparaison de la prévalence de symptômes dans notre échantillon à celle d'études effectuées aux Etats Unis doit être réalisée en utilisant le même seuil : dans la plupart des études réalisées aux Etats Unis, ce seuil a été fixé à un score de 16. En utilisant ce seuil, la prévalence des symptômes dépressifs dans notre échantillon est de 22,6 % (12,4 % chez les hommes et 31,5 % chez les femmes). Elle est plus élevée, ce particulièrement chez les femmes, que dans la plupart des études réalisées aux Etats Unis et passées en revue par Pariente et al. (95) (tableau 7.18).

La comparaison à des données françaises est difficile dans la mesure où peu d'études des symptômes dépressifs utilisant le CES-D ont été effectuées. De plus, la plupart des études disponibles, ont été effectuées sur des échantillons particuliers non représentatifs de la population générale : personnes âgées (96), personnes hospitalisées (94), personnes consultant en médecine générale (97) et enfin, personnel d'une grande entreprise (98). Des résultats sont présentés à titre indicatif au tableau 7.19. Dans ces études, le seuil utilisé est celui recommandé par les auteurs de la validation française du CES-D.

Parmi ces études, une étude transversale a été réalisée sur un échantillon représentatif de 3 800 personnes âgées de plus de 65 ans non institutionnalisées et résidant dans le sud-ouest de la France (96). Elle montre une prévalence des symptômes dépressifs de l'ordre de 14 %, peu différente entre milieux rural et urbain. Dans l'échantillon de Bédarrides, l'utilisation des mêmes « seuils » conduit à une prévalence des symptômes dépressifs de 18 % dans le groupe des personnes âgées de plus de 55 ans.

Tableau 7.18. Comparaison des prévalences de symptômes dans l'étude Bédarrides et les études réalisées en population générale aux Etats Unis, d'après Pariente et al. (95)

Auteur année	Population	Prévalence des symptômes dépressifs (%)*	Prévalence hommes/femmes %
Verger 1999	Bédarrides, France, 1997	22,6	12,4 / 31,5
Radloff 1977	Washington City, Kansas City, 1973	15,0	
Comstock 1976	Washington City (1971-1974)	17,0	12 / 21
Craig 1978	Washington City	16,0	11 / 19
Weissman 1980	Newhaven (1975-76)	9,0	6 / 11
Frierichs 1981	Los Angeles City (1979)	19,0	13 / 23
Eaton 1981	National (USA, 1974)	16/19**	
Barnes 1988	Winnipeg, Canada, 1983	17	15 / 19
Vernon 1982	Alameda City (USA) 1978	20	
Berkman 1986	Echantillon aléatoire de personnes âgées de plus de 65 ans non institutionnalisées (93)		11,3 / 19,2

* seuil = score de 16 ** rural/urbain

Tableau 7.19. Scores au CES-D et prévalence de symptômes dépressifs dans d'autres groupes de population en France

Echantillon	N	Moyenne*	ET	% > seuil**
Résidents de Bédarrides	500	H : 8,2 F : 12,5	7,6 10,6	H : 10,6 F : 13,1
Personnes consultant un médecin généraliste, France (99)	3 784	H : 14,6 F : 20,2	--	37,8
Cohorte PAQUID : personnes > 65 ans non institutionnalisées (96)	3 800	9,8	9,0	13,7
Cohorte Gazel : travailleurs d'EDF-GDF, âgés 41-56 ans (98)	11 552	H : 12,4 F : 17,3	H : 7,9 F : 10,5	H : 24,9 F : 27,9

(*) H : hommes ; F : femmes. (**) seuils = score de 17 chez les hommes et 23 chez les femmes (59)

Les résultats concernant les associations entre les variables socio-démographiques et la prévalence des symptômes dépressifs, évalués par l'échelle CES-D, ne sont pas non plus aisés à comparer d'une étude à l'autre. Tout d'abord, la distribution du score à l'échelle CES-D s'écartant très significativement de la normale, les tests paramétriques de comparaison de moyenne ne sont pas valides. Par ailleurs, lorsque la prévalence des symptômes dépressifs est étudiée, les différents seuils utilisés selon les pays sont susceptibles de modifier les associations. En effet, le fait d'utiliser un seuil différentiel pour les hommes et les femmes dans notre échantillon fait disparaître un effet du sexe qui existe de façon très significative lorsqu'un seul seuil est utilisé pour hommes et femmes. L'association avec certaines variables plus ou moins liées au sexe se trouve aussi modifiée. Enfin, de nombreuses variables socio-démographiques étant significativement associées à l'âge et au sexe, l'étude de leur association avec la prévalence des symptômes dépressifs doit être basée sur des analyses

ajustées sur ces deux variables. Ne seront donc discutés, dans les lignes qui suivent, que le rôle de l'âge et du sexe.

Les scores au CES-D sont plus élevés chez les femmes que chez les hommes : dans notre échantillon, 12,5 versus 8,3. C'est un résultat déjà observé lors de l'étude de validation française de l'échelle CES-D (59) et dans d'autres études en France (98, 99). La différence entre hommes et femmes est aussi observée dans les études effectuées aux Etats Unis (tableau 7.18).

Le score et la prévalence des symptômes dépressifs augmentent avec l'âge sur l'ensemble de l'échantillon de Bédarrides. Après stratification sur le sexe, l'augmentation de la prévalence des symptômes dépressifs avec l'âge est significative chez les femmes. Chez les hommes bien que la prévalence des symptômes soit 2,6 fois plus élevée après 55 ans qu'avant 35 ans, cette différence n'est pas significative, dans notre échantillon.

Dans une étude de Hertzog et al., sur deux échantillons de population générale adulte (N = 448, Etats Unis, âges 20-80 et N = 270, Canada, âges 55-78) les scores à l'échelle CES-D étaient plus élevés dans les groupes d'âges 20-29 et 40-49 que dans les groupes plus âgés (92).

Berkman et al., dans une étude réalisée aux Etats Unis chez les plus de 65 ans, ont observé une augmentation du score CES-D avec l'âge chez les hommes et une relative stabilité du score selon l'âge chez les femmes (93).

Dans la cohorte des travailleurs d'EDF-GDF, une association significative entre la prévalence des symptômes et l'âge n'a été observée, ni chez les hommes (âges de 45 à 56 ans dans la cohorte) ni chez les femmes (âges 41 à 56 ans dans la cohorte) (98).

Ces résultats semblent contradictoires, mais les groupes de population étudiés, la définition des catégories d'âge et les seuils utilisés pour le CES-D sont différents d'une étude à l'autre.

7.3 Echelle d'anxiété : le STAI (Spielberger)

Comme il s'agit d'une échelle validée, seules la distribution des scores dans l'échantillon et leur association avec les variables socio-démographiques et d'antécédents sont présentées.

7.3.1 Distribution des scores : forte dissymétrie à gauche

Les statistiques descriptives de l'échelle anxiété état sont présentées pour le score brut (sans correction des valeurs manquantes) et pour le score corrigé (correction des valeurs manquantes, tableau 7.21). La correction des valeurs manquantes a été effectuée pour 26 sujets ; 7 sujets ayant plus de 2 valeurs manquantes (dont 1 n'ayant pas répondu à l'ensemble des 20 items du STAI) sont été exclus des analyses (tableau 7.20).

Tableau 7.20. Distribution des valeurs manquantes à l'échelle anxiété état (STAI)

Nombre de valeurs manquantes	Effectif
1	21
2	5
3	2
4	3
7	1
20	1

Tableau 7.21. Statistiques caractéristiques du score à l'échelle anxiété état

Score STAI	N	Moyenne	σ	Médiane	Min	Max	Skew*	Kurt*
brut	467	33,6	14,5	28	20	80	1,2	0,6
corrigé	493	33,8	14,6	28	20	80	1,2	0,6

* skewness = asymétrie ; kurtosis = aplatissement

Le score brut et le score corrigé à l'échelle d'anxiété état ont une moyenne, un écart-type et une médiane quasi identiques. Le pourcentage de sujets ayant un score supérieur à la moyenne plus un écart type est légèrement plus élevé avec le score corrigé qu'avec le score brut (respectivement 17 % et 16,4 %). L'impact du remplacement des valeurs manquantes est ici moins important qu'avec l'échelle CES-D.

La distribution du score à l'échelle anxiété état corrigée, fortement dissymétrique à gauche (figures 7.8 et 7.9), s'écarte significativement d'une distribution normale (Z de Kolmogorov-Lilliefors = 3,8, $p < 10^{-4}$). La consistance interne de l'échelle est très élevée : alpha de Cronbach de 0,95.

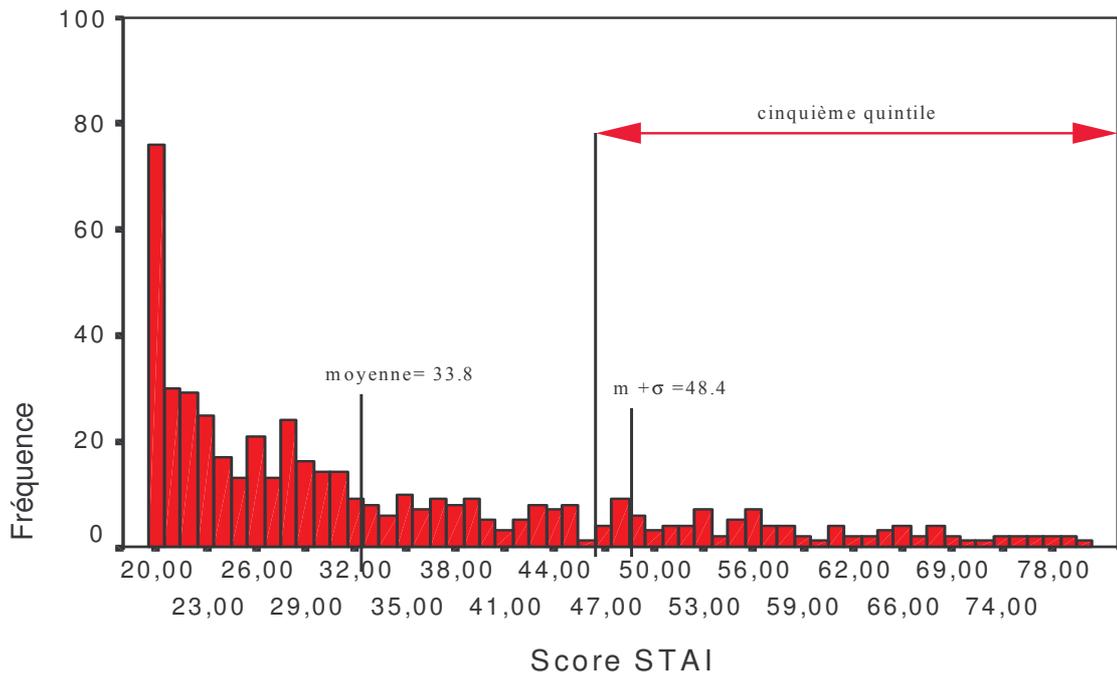


Figure 7.8. Distribution du score à l'échelle anxiété état corrigée. Ensemble de l'échantillon.

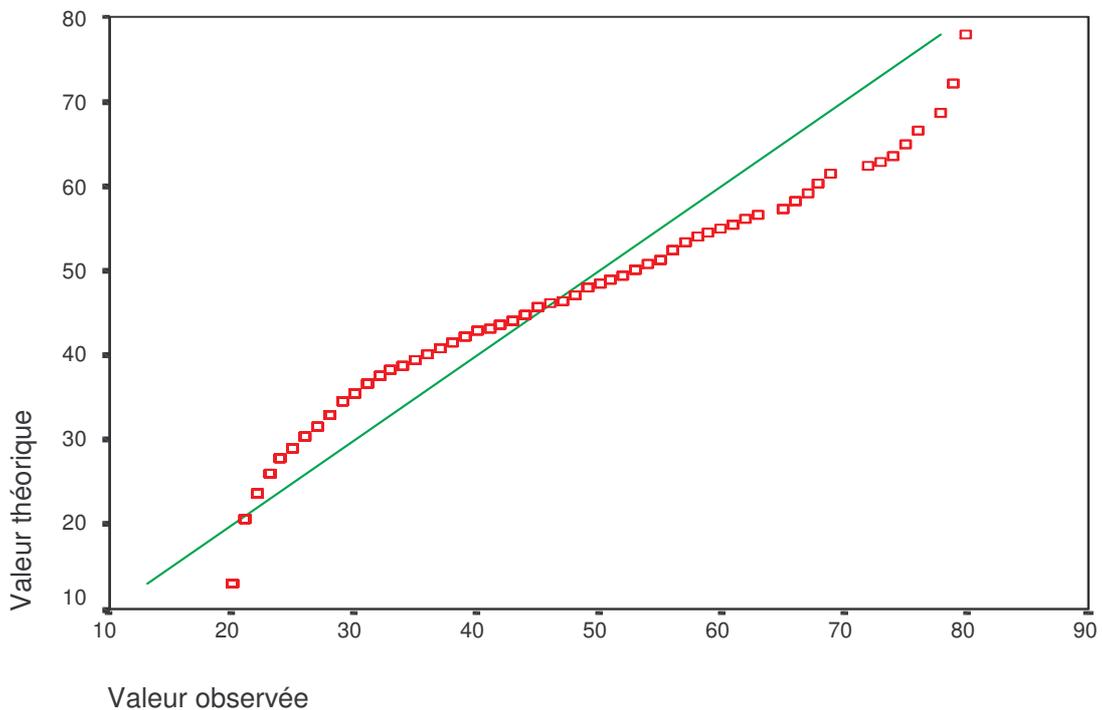


Figure 7.9. Diagramme d'adéquation à la droite de Henry du score anxiété état

De la même façon que pour l'échelle CES-D, l'allure dissymétrique à gauche de la distribution du score à l'échelle anxiété état est retrouvée séparément chez les hommes, les femmes et dans les différentes tranches d'âge. Dans le groupe des sujets ayant eu des

antécédents psychologiques (n = 57 personnes), la distribution du score d'anxiété état présente une distribution moins franchement dissymétrique, sans pour autant devenir normale. Comme cela était attendu, les scores aux échelles d'anxiété état et au CES-D sont très significativement corrélés : le Rho de Spearman est de 0,68 (N = 489, $p < 10^{-4}$).

7.3.2 Influence des variables socio-démographiques et d'antécédents : nette différence hommes/femmes

Des analyses de régression logistique univariées ont été effectuées pour déterminer les facteurs socio-démographiques et les variables d'antécédents significativement associées à la prévalence de symptômes anxieux (tableaux 7.22 et 7.23). Pour réaliser ces analyses, une variable « anxiété » dichotomique a été créée : le seuil retenu pour cela est égal à la moyenne au score d'anxiété plus un écart-type.

Tableau 7.22. Prévalence des symptômes anxieux et variables socio-démographiques (régressions logistiques univariées, N = 493)

Variable	N	score moyen	Anx + (%)*	OR	IC95%	p(chi-2)
Age						0,0030
<35	99	30,8	7,1	1	--	
35-54	218	35,8	22,0	3,71	(1,61-8,53)	
>54	176	33,1	13,6	2,07	(0,86-5,01)	
Sexe						0,0001
hommes	224	30,7	8,9	1	--	
femmes	269	36,4	21,9	2,87	(1,67-4,93)	
Statut marital 1997						0,8643
en couple	341	33,7	15,8	1	--	
seul	152	34,0	16,4	1,05	(0,62-1,76)	
Stabilité maritale						0,0316
stable ou instable >0	459	33,4	15,0	1	--	
instable <0	34	39,7	29,4	2,36	(1,08-5,14)	
Actif/inactif sujet						0,4345
actif	257	33,7	14,8	1	--	
inactif	246	33,9	17,4	1,21	(0,75-1,96)	
Actif/inactif conjoint						0,0623
actif	228	34,8	18,4	1	--	
inactif	114	31,4	10,5	0,52	(0,26-1,03)	
Diplôme						0,7948
bac et plus	126	34,3	14,3	1	--	
moyen	270	33,9	16,3	1,17	(0,64-2,12)	
aucun	97	32,8	17,5	1,28	(0,62-2,63)	
Revenu mensuel						0,3336
>15 kF	213	33,7	18,8	1	--	
9-15 kF	200	32,6	13,5	0,88	(0,42-1,86)	
<9kF	80	35,0	15,0	1,31	(0,65-2,65)	
Propriétaire						0,92
non	152	32,7	15,8	1	--	
oui	341	34,3	16,1	1,03	(0,61-1,73)	
Personnes à charge						0,4952
non	242	32,9	14,9	1	--	
oui	251	34,6	17,1	1,18	(0,73-1,92)	

(*) les catégories anx- et anx+ ont été définies à partir d'un seuil égal à 49.

Tableau 7.23. Prévalence des symptômes anxieux et antécédents, sexe de l'enquêteur ou opinion* (régressions logistiques univariées)

Variable	N	score moyen	Anx + (%)*	OR	IC95%	p
Antécédents psychologiques						0,1002
non	429	33,0	14,7	1	--	
oui	61	38,6	23,0	1,73	(0,90-3,33)	
Autre événement traumatique						0,0191
non	313	32,4	13,1	1	--	
oui	179	36,4	21,2	1,79	(1,10-2,91)	
Autre inondation < 1992						0,2807
non	335	34,1	17,3	1	--	
oui	156	33,0	13,5	0,74	(0,43-1,27)	
Autre inondation > 1992						0,0996
non	266	32,2	13,5	1	--	
oui	226	35,7	19,0	1,50	(0,93-2,43)	
Sexe de l'enquêteur						0,0901
homme	242	32,5	13,6	1	--	
femme	172	35,5	19,2	1,52	(0,94-2,46)	
Opinion*						0,2551
estimation correcte	150	33,5	14,7	1	--	
surestimation	59	33,4	11,9	0,78	(0,32-1,94)	
sous-estimation	95	31,8	12,6	0,84	(0,40-1,79)	
NSP ou refus	189	35,2	20,1	1,46	(0,82-2,60)	

(*) opinion sur le nombre de décès du à l'inondation de 1992 dans la Vaucluse

(**) les catégories anx- et anx+ ont été définies à partir d'un seuil égal à 49.

Ces analyses les catégories suivantes sont significativement plus à risque de troubles anxieux : les femmes, chez les sujets âgés de 35 à 54 ans, les sujets divorcés ou séparés ou devenus veufs entre 1992 et 1997, les sujets ayant vécu un autre événement traumatique en dehors des inondations. Le risque de troubles anxieux est augmenté de façon non ou marginalement significative chez les sujets dont le conjoint est inactif ($p=0,06$), chez ceux ayant des antécédents de troubles psychologiques ($p=0,10$), ayant vécu une autre inondation après 1992 ($p=0,10$) ou, enfin, ayant été interviewés par des enquêtrices ($p=0,09$).

La stratification sur le sexe, montre que la plupart de ces résultats sont retrouvés chez les femmes, pas chez les hommes (tableau en annexe 2) :

- chez les femmes, l'âge, la stabilité maritale, les antécédents psychologiques et les antécédents d'événement de vie traumatique, sont significativement associés à la prévalence des symptômes anxieux ; la catégorie des 35-54 ans est la plus à risque de troubles anxieux (OR = 6,1, IC95% = 2,0-18,1) ; vient ensuite la catégorie des plus de 54 ans (OR = 3,7, IC95% = 1,2-11,4) ; le risque est également augmenté chez les femmes séparées, divorcées ou devenues veuves entre 1992 et 1997 (OR = 3,3, IC95% = 1,3-8,3) ; chez les femmes ayant été suivies pour problèmes psychologiques, et chez celles ayant subi d'autres événements traumatisants que les inondations, les OR sont respectivement : 2,2 (IC95% = 1,1-4,7) et 3,0 (IC95% = 1,6-5,4) ;
- chez les hommes, aucune des variables socio-démographiques ni d'antécédent n'est associée significativement à la prévalence de symptômes anxieux.

Par ailleurs, l'opinion n'est pas associée, chez les hommes comme chez les femmes, à la prévalence des symptômes anxieux. En revanche, chez les femmes, un effet « sexe de l'enquêteur » significatif existe : OR = 1,8 (IC95% = 1,0-3,3) pour les enquêtrices.

7.3.3 Discussion : pas de normes en population générale en langue française

L'échelle d'anxiété état-trait de Spielberger dans ses versions successives est la mesure d'anxiété la plus utilisée en recherche et en clinique, avec plus de 3300 études scientifiques recensées en 1993 (100). L'adaptation française ici utilisée est celle de Bruchon-Schweitzer (53). Les travaux de validité et de fiabilité ont porté sur des populations spécifiques (adultes professionnellement actifs, étudiants, lycéens, groupes de patients) et sur des échantillons de petite taille. A notre connaissance, une application de l'échelle à un échantillon aléatoire d'une population générale fait actuellement défaut. Les tendances centrales et les normes publiées par Bruchon-Schweitzer doivent donc être considérées comme indicatives. Les comparaisons qui suivent ont été effectuées avec les sujets actifs de l'échantillon (N = 256 sujets, tableau 7.24).

Tableau 7.24. Scores moyen d'anxiété dans les échantillons d'hommes et de femmes professionnellement actifs

	Données Vaucluse N=256	Version Française N=200*	Version Canadienne N=1080*	Version Américaine N=1838***
Hommes	30,9 (11,9)	35,7 (10,3)	36,8 (9,5)	35,7 (10,4)
Femmes	37,5 (15,8)	40,8 (10,3)	38,0 (9,8)	35,2 (10,6)

Entre parenthèse : écart-type. * Version française : Bruchon-Schweitzer (53) ** Version Franco-Canadienne: Gauthier et Bouchard (100) *** Version Américaine: Spielberger (101).

Pour l'échantillon féminin, les tendances centrales sont relativement convergentes, la moyenne de l'échantillon de Bédarrides se situant entre les extrêmes représentés par les normes françaises et américaines. L'anxiété moyenne de l'échantillon des hommes professionnellement actifs de Bédarrides est par contre sensiblement plus basse que les moyennes des trois autres groupes de comparaison.

L'explication de cette différence pourrait résider dans les caractéristiques de la distribution du score d'anxiété des échantillons féminin et masculin de Bédarrides. En effet, dans cet échantillon, la dissymétrie à gauche est beaucoup plus prononcée chez les hommes (1,41) que chez les femmes (0,81). L'indicateur de dissymétrie chez les femmes de cette étude est très comparable à celui de la version franco-canadienne (0,71). Pour les hommes, l'indicateur de dissymétrie est plus prononcé par comparaison à la version canadienne (1,41 vs 0,73).

Les échantillons masculin et féminin ne se distinguent pas seulement quant à l'asymétrie mais également quant à l'aplatissement de la distribution. La surélévation importante de la distribution du score d'anxiété chez les hommes de Bédarrides (1,38) par rapport aux femmes (-0,40) et par rapport aux hommes canadiens, (0,53) conjointement avec la dissymétrie à gauche très prononcée témoigne d'une finesse discriminante insuffisante de l'échelle française pour des échantillons d'hommes de faible anxiété. Des études supplémentaires seraient nécessaires pour déterminer si ce manque de finesse discriminante (partielle) est due à la formulation des items ou au mode d'application de l'échelle (enquête par téléphone). Il est possible en effet qu'un biais de « response set » (tendance à choisir de façon quasi mécanique la modalité la moins anxieuse pour chaque item) affecte plus les hommes que les femmes et/ou qu'il se manifeste plus en situation d'enquête par téléphone qu'en situation de face à face ou d'auto-passation.

Après ces questions d'ordre psychométrique, il s'agit d'interpréter avec prudence d'une part le niveau moyen particulièrement bas de l'anxiété chez les hommes et d'autre part la différence

d'anxiété constatée entre les sexes, constatés dans cette étude. Celle-ci n'apparaît ni dans la version franco-canadienne ni dans la version américaine de l'échelle (tableau 7.24).

Les données publiées par Spielberger (101) ne montrent pas de lien entre l'anxiété et l'âge. Si l'on analyse le lien entre anxiété et âge séparément pour les deux sexes, la relation curvilinéaire observée pour l'ensemble de l'échantillon se résorbe dans l'échantillon masculin et s'accroît dans l'échantillon féminin. À titre d'hypothèse, cette élévation de l'anxiété chez les femmes d'âge moyen dans notre culture pourrait refléter la pression résultant de la double exigence d'insertion professionnelle et d'implication massive au foyer. Cette double exigence est en effet moins pressante pour les jeunes femmes en début de formation de couple et pour les femmes plus âgées en fin du cycle de vie familiale.

7.4 Conclusion

7.4.1 QE-PTSD : bonnes validités interne et conceptuelle

La validité interne du QE-PTSD a été évaluée au travers de sa consistance interne (Alpha de Cronbach et Split-Half) et de sa structure factorielle (Analyse en Composantes Principales et Rotations). De plus, une validation externe a été effectuée en corrélant les critères de l'instrument et le score global d'ESPT avec les scores d'anxiété (échelle de Spielberger) et de dépression (échelle CES-D).

Les résultats de cette analyse montrent une très bonne consistance interne du QE-PTSD avec un alpha de Cronbach de 0,93 et un coefficient Split-Half de 0,89 pour l'ensemble de l'échelle. Les trois critères B, C et D définissant les symptômes de l'ESPT offrent aussi une consistance interne satisfaisante, respectivement 0,87, 0,76 et 0,86.

L'analyse factorielle des données recueillies avec le QE-PTSD a révélé une structure à 5 facteurs : intrusion, perte de contrôle et troubles de concentration, hyperréactivité, émoussement des affects et troubles de mémoire. Cette structure recouvre assez bien les critères établis pour le diagnostic de la psychopathologie étudiée.

Les trois critères B, C et D regroupant les symptômes d'ESPT sont assez fortement corrélés. Mais l'étude des corrélations partielles révèle que les critères se distinguent assez bien. Enfin, les coefficients de corrélations relativement modérés obtenus entre l'ESPT et l'anxiété d'une part, et l'ESPT et la dépression d'autre part, ont montré que le QE-PTSD mesure des symptômes se démarquant de psychopathologies purement anxieuses ou dépressives.

7.4.2 CES-D : bien adapté à une utilisation en population générale

Les résultats observés sur l'échantillon de Bédarrides sont très similaires aux données de la version américaine du CES-D pour des populations générales. La consistance interne de l'échelle (alpha de Cronbach=0,88 vs 0,85 pour la version américaine), la moyenne du score (10,6 vs 9,3), son écart-type (9,6 vs 8,6) et l'asymétrie à gauche (1,3 vs 1,5) de la distribution sont comparables. Cette convergence permet de supposer une large équivalence de la version française et de la version d'origine. L'application par téléphone du questionnaire CES-D ne semble pas avoir affecté les paramètres fondamentaux de la distribution de l'échelle CES-D.

La comparaison des résultats de Bédarrides avec des études françaises réalisées à l'aide du CES-D est moins aisée. À notre connaissance, aucune des recherches publiées ne porte sur un échantillon aléatoire de population générale. Les comparaisons partielles effectuées dans la catégorie des plus de 54 ans montrent que les moyennes observées à Bédarrides sont un peu plus élevées que dans d'autres études. Par ailleurs, la différence entre les échantillons masculin et féminin, bien que statistiquement significative, semble moins massive. En

l'absence de normes françaises solidement établies en population générale, ces divergences sont difficilement interprétables.

Pour pouvoir établir un seuil à partir duquel on se trouve clairement dans la zone de morbidité, on devrait disposer d'indicateurs de sensibilité et de spécificité. Fuhrer et Rouillon (41), proposent des seuils différents pour les hommes (score = 17) et les femmes (score = 23). En l'absence de travaux de validation portant sur des populations générales, il nous est apparu prudent d'effectuer les analyses à partir des seuils proposés par Fuhrer et Rouillon (1989) et d'un critère statistique (m+ET).

7.4.3 STAI : qualités psychométriques satisfaisantes chez la femme

Comme le CES-D, l'échelle d'anxiété état-trait de Spielberger est relativement peu utilisée en Europe francophone. Ceci reflète probablement l'engouement modéré de la psychologie clinique française pour la recherche empirique en général et pour la psycho-épidémiologie en particulier. Il en résulte une relative rareté d'échelles psychopathologiques dûment validées en langue française et une large absence de normes valides et fiables établies en population générale.

L'application de la version française du STAI dans cette enquête par téléphone met en évidence certaines qualités de l'instrument mais aussi certaines limites. Parmi les qualités il s'agit de souligner :

- 1) le peu de réponses manquantes aux items de l'échelle ;
- 2) la convergence des tendances centrales et de la distribution des scores pour l'échantillon féminin avec les observations correspondantes françaises, canadiennes et américaines ;
- 3) la consistance interne de l'échelle ;
- 4) la confirmation de sa validité par les corrélations, conformes aux attentes, avec des instruments partiellement convergents (CES-D, QE-PTSD).

En revanche, l'instrument semble manquer de finesse discriminante chez les hommes, peu anxieux et, par conséquent, la tendance centrale de l'échantillon masculin de Bédarrides diffère par rapport aux autres publications. Aucun élément théorique ne permet de penser que les hommes de Bédarrides sont globalement moins anxieux que leurs congénères français (canadiens et américains). La massive asymétrie à gauche de la distribution de l'anxiété dans l'échantillon masculin est selon toute vraisemblance due à la tendance d'un nombre important d'hommes à choisir de façon quasi mécanique la réponse la moins anxieuse. L'anxiété moyenne particulièrement peu élevée des hommes ne refléterait donc pas une absence d'anxiété mais plutôt un biais de déclaration.

8. Facteurs associés aux symptômes d'ESPT, de dépressivité et d'anxiété : analyses de régression multiple

8.1 Score d'ESPT en 1997 et exposition à l'inondation de 1992

Pour tester l'association entre le score d'ESPT et l'exposition à l'inondation de 1992, différents modèles de régression multiple ont été construits. La stratégie de sélection des variables d'ajustement incluses dans ces modèles est tout d'abord présentée.

8.1.1 Identification des variables socio-démographiques et d'antécédents liées au score d'ESPT

8.1.1.1 Analyses univariées

En première approche, des analyses de variance (ANOVA) ont été réalisées pour étudier les variations du score d'ESPT en fonction des variables socio-démographiques et des variables d'antécédents individuels. Compte tenu de la distribution du score d'ESPT, ces ANOVA ont été effectuées après transformation logarithmique du score d'ESPT, de façon à pouvoir effectuer des tests valides. Cette transformation permet en effet de normaliser le score d'ESPT.

Les résultats montrent une augmentation significative du score d'ESPT avec l'âge, chez les femmes, chez les sujets ayant des antécédents psychologiques, chez les sujets inactifs ou ayant un conjoint inactif, chez les sujets propriétaires de leur logement et chez ceux ayant vécu une autre inondation après 1992. Le score ESPT diminue de façon significative lorsque le niveau de revenu ou le niveau d'éducation augmente et chez les sujets célibataires en 1992 ou 1997. Le score d'ESPT ne varie pas significativement selon les antécédents d'autre événement de vie traumatique ou d'inondation avant 1992 ou selon que les sujets avaient ou non des personnes âgées ou des enfants à charge en 1992 (tableau 8.1).

Enfin, le score d'ESPT varie de façon significative en fonction de l'opinion des sujets sur le nombre de décès survenus dans le Vaucluse lors des inondations de 1992. Il est plus élevé chez les personnes surestimant le nombre de décès et moins élevé chez les personnes le sous-estimant.

8.1.1.2 Analyses multivariées

Compte tenu des associations très significatives existant entre certaines des variables socio-démographiques et d'antécédents (chapitre 4), l'association entre le score d'ESPT et les variables dont la signification statistique est inférieure à 0,20 en ANOVA a été testée à nouveau dans des modèles de régression multiple ajustés sur l'âge et le sexe (GLM, tableau 8.2).

La plupart de ces variables restent significatives en dehors du statut marital en 1997, du statut actif/inactif et de la variable « propriétaire du logement ». La variable « autre événement de vie traumatique » est à la limite de la signification statistique ($p = 0,066$) de même que le statut marital en 1992 ($p = 0,062$).

Tableau 8.1. Scores moyens à l'échelle d'ESPT en 1997 et variables socio-démographiques et d'antécédents (ANOVA)*

Variable		Score moyen d'ESPT	p
Age	< 35	7,5	< 10 ⁻³
	35-54	11,4	
	>54	12,5	
Sexe	hommes	9,2	0,002
	femmes	12,3	
Statut marital (3 classes) en 1997	célibataire	7,7	0,031
	marié ou en couple	11,4	
	divorcé, séparé, veuf	11,1	
Statut marital (3 classes) en 1992	célibataire	7,2	0,001
	marié ou en couple	11,8	
	divorcé, séparé, veuf	11,2	
Diplôme	aucun	12,4	0,001
	CEP, BEPC, CAP, BEP	11,9	
	BAC ou plus	8,0	
Revenu mensuel (kF)	< 9	13,6	< 10 ⁻³
	9 - 15	9,0	
	> 15	9,5	
Statut actif / inactif	actif	9,7	0,009
	inactif	12,3	
Statut actif / inactif du conjoint	actif	10,1	0,007
	inactif	13,7	
Propriétaire de son logement	oui	11,8	0,005
	non	8,9	
Enfants à charge en 1992	oui	11,6	0,222
	non	10,3	
Personnes âgées à charge en 1992	oui	11,0	0,914
	non	10,8	
Antécédents psychologiques avant 1992	oui	16,6	< 10 ⁻³
	non	10,1	
Autre événement de vie traumatique	oui	11,8	0,191
	non	10,4	
Autre inondation avant 1992	oui	9,9	0,170
	non	11,3	
Autre inondation après 1992	oui	12,0	0,053
	non	10,0	
Opinion sur le nombre de décès dans le Vaucluse en 1992	NSP	11,7	0,02
	sous-estimation	8,1	
	surestimation	12,6	
	estimation correcte	11,1	

* les ANOVA ont été effectuées sur la variable ESPT transformée en log ; les moyennes présentées dans le tableau sont les moyennes géométriques.

Tableau 8.2. Score d'ESPT en 1997 et variables socio-démographiques et d'antécédents : régressions multiples ajustées sur l'âge et le sexe (GLM)

Variable	p
Statut marital en 1997	0,148
Statut marital en 1992	0,062
Diplôme	0,002
Revenu mensuel (kF)	0,002
Statut actif / inactif	0,400
Statut actif / inactif du conjoint	0,025
Propriétaire de son logement	0,149
Antécédents de suivi psychologique avant 1992	0,005
Autre événement traumatique	0,066
Autre inondation avant 1992	0,040
Autre inondation après 1992	0,013
Opinion	0,016

8.1.2 Construction des modèles finaux de régression multiple

Cinq modèles de régression multiple ont été construits et testés :

- un modèle basé sur les dimensions d'exposition ;
- deux modèles basés respectivement sur chaque indice d'exposition (1 et 2) ;
- un modèle basé sur la variable « assistance psychologique au moment de l'inondation » ;
- un modèle incluant la zone d'exposition à l'inondation d'après la carte d'inondation établie par la Direction Départementale de l'Agriculture et des Forêts (DDAF).

Tous ces modèles ont été ajustés sur les mêmes variables, sélectionnées selon les critères suivants :

- variables connues pour être liées à l'ESPT dans la littérature ;
- variables associées de façon significative (ou à la limite de la signification statistique) avec le score d'ESPT lors des GLM ajustées sur l'âge et le sexe ;
- variables non fortement corrélées aux autres variables incluses dans le modèle (en dehors de l'âge et du sexe).

Les variables finalement sélectionnées sont les suivantes : l'âge, le sexe, le revenu, les antécédents psychologiques et les antécédents d'autre événement de vie traumatique.

Les variables « diplôme » et « statut marital en 1992 » ont été écartées du fait de leur association très significative avec le revenu pour la première ($p < 10^{-3}$) et avec le revenu et les antécédents psychologiques pour la seconde ($p < 10^{-3}$ dans les deux cas). La variable « revenu » a été retenue car elle était significativement associée à la fois au score d'ESPT et à l'indice d'exposition n°1 (cf. chapitre 6). De même, les variables « inondation avant 1992 » et « inondation après 1992 » n'ont pas été retenues en raison de leur association statistique avec la variable « autre événement de vie traumatique » (respectivement $p = 0,005$ et $p = 0,06$). Celle-ci a été retenue à leur place.

8.1.3 Score d'ESPT en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992

Les 7 dimensions d'exposition ont été incluses dans le même modèle. Les interactions d'ordre II de ce modèle ont été testées : il existe une interaction significative revenu*pertes matérielles ($p = 0,013$) et plusieurs interactions à la limite de la signification : sexe*menace ($p = 0,058$), age*revenu ($p = 0,067$), revenu*évacuation ($p = 0,078$).

En raison de ces interactions, les analyses ont été effectuées en stratifiant d'une part sur le sexe et d'autre part sur le revenu. Les résultats sont présentés au tableau 8.3 uniquement pour les dimensions significativement associées au score d'ESPT ($p \leq 0,10$).

La stratification sur le sexe montre que la dimension menace est très significative dans les deux groupes et que le sens de l'association est le même (tableau 8.3). Il n'y a donc pas d'interaction qualitative sexe*menace.

En revanche, la stratification sur le revenu montre que les sujets appartenant à des ménages ayant un revenu de plus de 15 kF par mois se distinguent nettement des sujets appartenant à des catégories ayant des revenus plus faibles. En effet, dans la catégorie des revenus plus élevés, une association significative n'est pas constatée entre le score d'ESPT et les pertes matérielles ($p = 0,526$). De plus, les paramètres sont inférieurs à 1, contrairement aux autres catégories. Il y a donc une interaction de type qualitatif entre revenu et pertes matérielles.

De plus, une association significative est observée dans la catégorie des revenus élevés avec la dimension « évacuation » ($p = 0,01$) et dans une moindre mesure avec la dimension « assistance » ($p = 0,06$), ce qui n'est pas le cas des autres catégories de revenu.

Le croisement entre les dimensions « évacuation » et « pertes matérielles » a été effectué pour la catégorie des revenus les plus élevés : parmi les 14 sujets évacués, 12 ont eu des pertes matérielles sévères et 2 des pertes matérielles modérées.

Concernant la dimension « menace », les résultats varient selon les catégories de revenu :

- association très significative et augmentation la plus marquée pour la catégorie « 9-15 kF » ;
- association à la limite de la signification statistique et augmentation plus modérée dans la catégorie des revenus les plus élevés « > 15 kF » ;
- faible augmentation non significative dans la catégorie des faibles revenus.

Le croisement des dimensions « menace » et « présence et abri » dans la catégorie des faibles revenus montre que parmi les 71 sujets ayant subi au moins une situation de menace, 56 (78,9 %) ont dû se mettre à l'abri.

Tableau 8.3. Score d'ESPT en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992 : analyses stratifiées sur le sexe ou le revenu (GLM)*

Variables	Catégories	N	p	Paramètres **	IC95 %
Femmes					
Présence	non	15	0,026	1,00	----
	oui sans abri	89		1,50	(0,93-2,42)
	oui avec abri	164		1,89	(1,16-3,09)
Menace (pour soi ou un proche)	0	177	<10 ⁻³	1,00	----
	1 menace	65		1,71	(1,32-2,22)
	> 1 menace	26		1,74	(1,17-2,58)
Hommes					
Pertes matérielles	non	76	0,012	1,00	----
	faibles	32		0,80	(0,55-1,15)
	modérées	58		1,21	(0,86-1,70)
	sévères	54		1,59	(1,08-2,33)
Menace (pour soi ou un proche)	0	139	0,001	1,00	----
	1 menace	58		1,12	(0,85-1,47)
	> 1 menace	23		2,11	(1,42-3,14)
Assistance	non	159	0,077	1,00	----
	secours ou soins	56		1,38	(1,02-1,87)
	secours et soins	5		1,63	(0,73-3,62)
Revenu < 9 kF					
Présence	non	8	0,094	1,00	----
	oui sans abri	58		1,57	(0,80-3,08)
	oui avec abri	144		1,96	(1,00-3,86)
Pertes matérielles	non	58	0,02	1,00	----
	faibles	41		1,05	(0,72-1,53)
	modérées	63		1,58	(1,10-2,27)
	sévères	48		1,71	(1,09-2,67)
Menace (pour soi ou un proche)	0	141	0,089	1,00	----
	1 menace	47		1,35	(1,00-1,83)
	> 1 menace	22		1,39	(0,90-2,13)
Revenu 9-15 kF					
Pertes matérielles	non	77	0,082	1,00	----
	faibles	29		1,00	(0,68-1,48)
	modérées	48		1,08	(0,74-1,57)
	sévères	46		1,64	(1,09-2,50)
Menace (pour soi ou un proche)	0	128	<10 ⁻³	1,00	----
	1 menace	53		1,29	(0,96-1,72)
	> 1 menace	19		2,73	(1,72-4,34)
Revenu > 15 kF					
Pertes matérielles	non	34	0,526	1,00	----
	faibles	8		0,88	(0,46-1,71)
	modérées	20		0,79	(0,47-1,33)
	sévères	16		0,60	(0,29-1,21)
Menace (pour soi ou un proche)	0	47	0,064	1,00	----
	1 menace	23		1,63	(1,04-2,53)
	> 1 menace	8		1,68	(0,86-3,29)
Evacuation un mois ou plus	non	66	0,011	1,00	----
	oui	12		2,52	(1,24-5,12)
Assistance	non	52	0,059	1,00	----
	secours ou soins	25		1,76	(2,27-2,85)
	secours et soins	1		2,31	(0,40-13,20)

(*) résultats présentés uniquement pour les dimensions significatives à $p \leq 0,10$. (**) la catégorie choisie comme référence prend la valeur 1.

8.1.4 Score d'ESPT en 1997 et exposition cumulée à l'inondation (indices d'exposition)

Une association très significative est observée entre le score d'ESPT et l'indice n°1, basé sur le cumul des dimensions d'exposition (tableau 8.4). Une relation exposition-effet est observée entre le nombre cumulé de situations d'exposition aux inondations de 1992 et le score d'ESPT. Celui-ci est multiplié par plus de 3 chez les individus de la catégorie la plus exposée par rapport à la catégorie la moins exposée. Les différences entre les scores d'ESPT des catégories successives d'exposition ont été testées deux à deux et sont toutes significatives ($p < 10^{-3}$). La variance expliquée par le modèle est de 30%.

Le test des interactions d'ordre II ne montre pas d'interaction significative à $p \leq 0,05$. Une interaction est la limite de la signification statistique : sexe*antécédents psychologiques ($p = 0,063$). La stratification sur le sexe montre que la variable antécédents psychologiques n'est pas significative chez les femmes ($p = 0,36$) alors qu'elle l'est nettement chez les hommes ($p = 0,002$). Cependant les paramètres correspondant vont dans le même sens (1,15 chez les femmes, 1,81 chez les hommes). Par ailleurs, après stratification sur le sexe, les résultats concernant l'indice d'exposition sont très proches chez les hommes et les femmes. Le modèle initial est donc conservé.

Pour tester l'influence de biais de déclaration éventuels, divers ajustements ont été effectués. Compte tenu de l'association significative existant entre, d'une part, l'opinion des sujets quant au nombre de décès survenus suite à l'inondation de 1992 et, d'autre part, le score d'ESPT et l'indice d'exposition n°1, un ajustement sur cette variable a été effectué. La variable « opinion » ajoutée au modèle initial n'est pas significative ($p = 0,51$). Le degré de signification associé à l'indice d'exposition est inchangé et ses paramètres sont très similaires (tableau 8.5).

D'autre part, différents auteurs ayant mis en évidence des biais de déclaration plus marqués chez les sujets anxieux (cf discussion, chapitre 10), un ajustement sur le niveau d'anxiété des sujets au moment de l'interview, tel qu'évalué par le STAI, a aussi été effectué.

La variable « anxiété », ajoutée au modèle initial sous la forme d'une variable dichotomique (score d'anxiété inférieur ou supérieur à la médiane) est très significative ($p < 10^{-3}$). Son introduction modifie le degré de signification de la variable « antécédents psychologiques » ($p = 0,284$) et dans une moindre mesure celle de la variable « autres événements de vie traumatique ». Par contre, les résultats concernant l'indice d'exposition sont très peu modifiés (tableau 8.5).

Une stratification sur la variable anxiété a également été réalisée : elle montre que chez les sujets peu anxieux (score d'anxiété inférieur à la médiane) les paramètres de l'indice d'exposition sont un peu plus faibles que ceux obtenus pour les sujets les plus anxieux (score d'anxiété supérieur à la médiane, tableau 8.5). L'indice d'exposition reste très significatif dans les 2 groupes obtenus après stratification.

Les analyses sur l'indice n°2 (basé sur les résultats de l'ACP) conduisent à des résultats très similaires concernant les degrés de signification et les paramètres des variables d'ajustement. L'indice n°2 est lui-même très significatif ($p < 10^{-3}$) ; une relation exposition-effet est observée ainsi qu'une multiplication par 3 du score d'ESPT pour les sujets les plus sévèrement exposés ($n = 47$). Aucune interaction n'est mise en évidence. Les résultats sont quasiment inchangés après ajustement sur le niveau d'anxiété. Un ajustement sur l'opinion n'a pas été effectué dans la mesure où l'indice n°2 n'est pas associé à cette variable (cf. Chapitre 6).

Tableau 8.4. Score d'ESPT en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 (GLM, N=488)*

Variables	Catégories	N	p	Paramètres estimés**	IC95 %
Age (ans)	< 35	100	<10 ⁻³	1,00	----
	35 - 54	211		1,62	(1,32-1,99)
	> 54	177		1,36	(1,08-1,70)
Sexe	femme	268	<10 ⁻³	1,38	(1,18-1,62)
	homme	220		1,00	----
Revenu mensuel (kF)	< 9	210	0,001	1,48	(1,16-1,88)
	9 - 15	200		1,08	(0,86-1,35)
	> 15	78		1,00	----
Autre événement traumatique	oui	177	0,022	1,25	(1,07-1,47)
	non	311		1,00	----
Antécédents psychologiques	oui	63	0,008	1,36	(1,07-1,71)
	non	425		1,00	----
Indice d'exposition n°1	0	145	< 10 ⁻³	1,00	----
	1	119		1,29	(1,05-1,60)
	2	134		2,19	(1,78-2,69)
	3	90		3,35	(2,67-4,20)

(*) R deux = 0,304 (R deux ajusté = 0,290)

(**) Pour chaque variable, la catégorie choisie comme référence prend la valeur 1

Tableau 8.5. Score d'ESPT en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : ajustement sur l'opinion et l'anxiété et stratification sur l'anxiété (GLM)

Catégories	Paramètres estimés*	IC95 %	p
Ajustement sur l'opinion des sujets (N=488)			
0	1,00	----	< 10 ⁻³
1	1,29	(1,04-1,59)	
2	2,15	(1,75-2,65)	
3	3,28	(2,61-4,14)	
Ajustement sur le niveau d'anxiété en 1997 (N = 482)			
0	1,00	----	< 10 ⁻³
1	1,30	(1,06-1,59)	
2	2,05	(1,68-2,49)	
3	3,12	(2,50-3,88)	
Stratification sur l'anxiété : anxiété < médiane (N=242)			
0	1,00	----	< 10 ⁻³
1	1,37	(1,03-1,83)	
2	1,83	(1,36-2,48)	
3	2,78	(1,95-3,97)	
Stratification sur l'anxiété : anxiété ≥ médiane (N = 240)			
0	1,00	----	< 10 ⁻³
1	1,17	(0,88-1,56)	
2	2,25	(1,73-2,94)	
3	3,45	(2,61-4,55)	

(*) Pour chaque variable, la catégorie choisie comme référence prend la valeur 1

8.1.5 Score d'ESPT en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation

Le quatrième modèle testé incluait, à la place des dimensions ou des indices d'exposition, la variable « assistance psychologique au moment de l'inondation ». L'objectif de ce modèle est de tester si le fait d'avoir reçu une aide psychologique pour des troubles psychologiques au moment de l'inondation est un facteur prédicteur d'un score d'ESPT plus élevé, plusieurs années après l'exposition. Les résultats montrent que la variable « assistance psychologique au moment de l'inondation » est très significative ($p < 10^{-3}$), après ajustement sur les variables de confusion potentielles et notamment sur les antécédents psychologiques (tableau 8.6).

Le score d'ESPT est 2,3 plus élevé chez les sujets ayant reçu une assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992 que chez les autres. Aucune interaction d'ordre II n'a été mise en évidence dans ce modèle.

Les personnes ayant reçu une assistance psychologique au moment de l'inondation sont en majorité des femmes (67,4 %), âgées de 35-54 ans (51,2 %) ou de plus de 54 ans (44,2 %), mariées ou vivant maritalement (74,4 %) et sans antécédent de suivi pour trouble psychologique (78,6 %) ni d'événement de vie traumatique (65,1 %).

Tableau 8.6. Score d'ESPT en 1997 et assistance psychologique lors de l'inondation de 1992 (GLM, N = 491)*

Variables	Catégories	N	p	Paramètres estimés**	IC95 %
Age (ans)	< 35	100	0,005	1,00	----
	35 - 54	213		1,47	(1,17-1,84)
	> 54	178		1,24	(0,97-1,59)
Sexe	femme	270	0,005	1,28	(1,08-1,52)
	homme	221		1,00	----
Revenu mensuel (kF)	< 9	211	0,001	1,47	(1,12-1,91)
	9 - 15	202		1,02	(0,79-1,30)
	> 15	78		1,00	----
Autre événement traumatique	oui	176	0,029	1,22	(1,02-1,45)
	non	315		1,00	----
Antécédents psychologiques	oui	62	0,020	1,36	(1,05-1,76)
	non	429		1,00	----
Assistance psychologique en 1992	oui	42	< 10 ⁻³	2,33	(1,72-3,15)
	non	449		1,00	----

(*) R deux = 0,159 (R deux ajusté = 0,145)

(**) Pour chaque variable, la catégorie choisie comme référence prend la valeur 1

8.1.6 Score d'ESPT en 1997 et zone de résidence d'après la carte de la DDAF

Enfin, un dernier modèle a été étudié pour tester l'association entre le score de symptômes d'ESPT et une variable d'exposition établie indépendamment des sujets interviewés (carte de l'inondation de Bédarrides établie par la DDAF, tableau 8.7).

Les résultats montrent que cette variable est très significativement associée au score de symptômes d'ESPT : celui-ci est multiplié par 1,55 (IC95% = 1,29-1,85) chez les sujets résidant dans la zone inondée (tableau 8.7). Aucune interaction significative d'ordre II n'a été mise en évidence dans ce modèle. Les degrés de signification et les paramètres associés aux autres variables sont très similaires aux résultats obtenus dans le modèle testant l'indice d'exposition cumulée n°1.

Tableau 8.7. Score d'ESPT en 1997 et zone inondée en 1992 (GLM, N = 493)*

Variables	Catégories	N	p	Paramètres estimés**	IC95 %
Age (ans)	< 35	100	< 10 ⁻³	1,00	----
	35 - 54	214		1,72	(1,37-2,17)
	> 54	179		1,38	(1,08-1,77)
Sexe	femme	271	< 10 ⁻³	1,34	(1,13-1,59)
	homme	222		1,00	----
Revenu mensuel (kF)	< 9	212	0,001	1,47	(1,12-1,91)
	9 - 15	202		1,06	(0,82-1,36)
	> 15	79		1,00	----
Autre événement traumatique	oui	177	0,017	1,24	(1,04-1,48)
	non	316		1,00	----
Antécédents psychologiques	oui	63	0,009	1,41	(1,09-1,83)
	non	430		1,00	----
Zone inondée	oui	323	< 10 ⁻³	1,55	(1,29-1,85)
	non	170		1,00	----

(*) R deux = 0,149 (R deux ajusté = 0,135)

(**) Pour chaque variable, la catégorie choisie comme référence prend la valeur 1

8.2 Prévalence des symptômes de dépression en 1997 et exposition aux inondations de 1992

Une analyse de régression logistique multiple a été effectuée pour étudier l'association entre les variables d'exposition à l'inondation de 1992 et la prévalence des symptômes dépressifs évaluée en 1997. Une variable dichotomique CES-D a été définie en utilisant un seuil fixé à 19 (moyenne du score à l'échelle CES-D + 1 écart-type). Les mêmes 5 types de modèles que dans l'analyse précédente sur le score d'ESPT ont été testés.

Pour construire chacun de ces modèles, les variables socio-démographiques et d'antécédents significativement associées à la prévalence de symptômes dépressifs ($p \leq 0,10$) dans les analyses univariées (cf. Chapitre 7) ont été incluses au départ de la procédure step-wise. Il s'agit :

- du sexe et de l'âge, variables qui ont été forcées dans tous les modèles ;
- du statut marital et du revenu ; le statut actif/inactif et le diplôme, variables significativement associées dans les analyses univariées (cf. chapitre 7), n'ont pas été incluses en raison des associations très significatives entre statut marital et statut actif/inactif d'une part ($p = 10^{-3}$) et diplôme et revenu d'autre part ($p < 10^{-3}$);
- de la stabilité maritale ;
- des antécédents psychologiques.

8.2.1 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992

Les résultats de l'analyse de régression multiple sur les dimensions d'exposition sont présentés au tableau 8.8. Aucune interaction significative n'a été observée entre les effets principaux du modèle final. Le sexe, les antécédents psychologiques et la stabilité maritale sont très significativement associés à la prévalence de symptômes dépressifs dans cette étude. Concernant l'exposition à l'inondation, la dimension « menace » apporte une contribution significative au modèle ($p_{\text{Wald}} = 0,01$) ; la prévalence de symptômes dépressifs est multipliée par près de 3 chez les sujets ayant vécu plus d'une situation de menace (tableau 8.8). Chez les sujets ayant été évacués plus d'un mois, la prévalence de symptômes dépressifs est multipliée par deux (OR = 2,0 ; IC95% = 0,99-3,93).

Pour tester l'influence éventuelle de biais de déclaration sur ces résultats un ajustement a été effectué sur l'anxiété, de la même façon que dans l'analyse sur l'ESPT. Un ajustement sur l'opinion n'a pas été effectué, la prévalence des symptômes dépressifs n'étant pas liée à cette variable.

L'ajustement sur l'anxiété conduit à une modification des résultats : la variable « évacuation » n'est pas conservée dans le modèle. Quant à la variable « menace », sa signification statistique est accrue ($p_{\text{Wald}} = 0,003$) et l'odds ratio pour la catégorie '>1 menace' passe à 3,6 (IC95% = 1,4-9,5) au lieu de 2,9 (IC95% = 1,3-6,2) dans le modèle non ajusté sur l'anxiété.

Tableau 8.8. Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992 (régression logistique, N=488)

Variable	N		OR	IC95%	p _{Wald}
	Cesd-*	Cesd+*			
Age					0,0567
	<35	91	9	1	--
	35-54	175	38	2,67	(1,16-6,11)
	>54	139	36	2,61	(1,10-6,21)
Sexe					< 10 ⁻³
	hommes	202	20	1	--
	femmes	203	63	3,26	(1,85-5,75)
Antécédents psychologiques					0,0004
	non	366	60	1	--
	oui	39	23	3,20	(1,69-6,06)
Stabilité maritale					0,0041
	stable ou instable >0	386	70	1	--
	instable <0	19	13	3,57	(1,50-8,48)
Dimension menace**					0,0115
	aucune menace	263	51	1	--
	1 menace	108	16	0,79	(0,42-1,51)
	>1 menace	34	16	2,87	(1,33-6,21)
Dimension évacuation					0,0536
	non ou moins d'un mois	355	66	1	--
	un mois ou plus	50	17	1,97	(0,99;3,93)

(*) Les catégories cesd- et cesd+ ont été définies à partir d'un seuil de 19, Les régressions logistiques ascendante et descendante donnent le même modèle.

(**) Chi-deux de tendance en univarié : p = 0,102

8.2.2 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 (indices d'exposition)

Les analyses portant sur les indices d'exposition (1 et 2) montrent pour chacun des deux modèles une interaction très significative âge*indice (respectivement $p_{\text{Wald}} = 0,003$ et $p_{\text{Wald}} = 0,008$). Dans les deux cas, une augmentation très similaire des odds ratio est observée en fonction des indices uniquement dans la catégorie des 35-54 ans et non dans les deux autres catégories (figures 8.1).

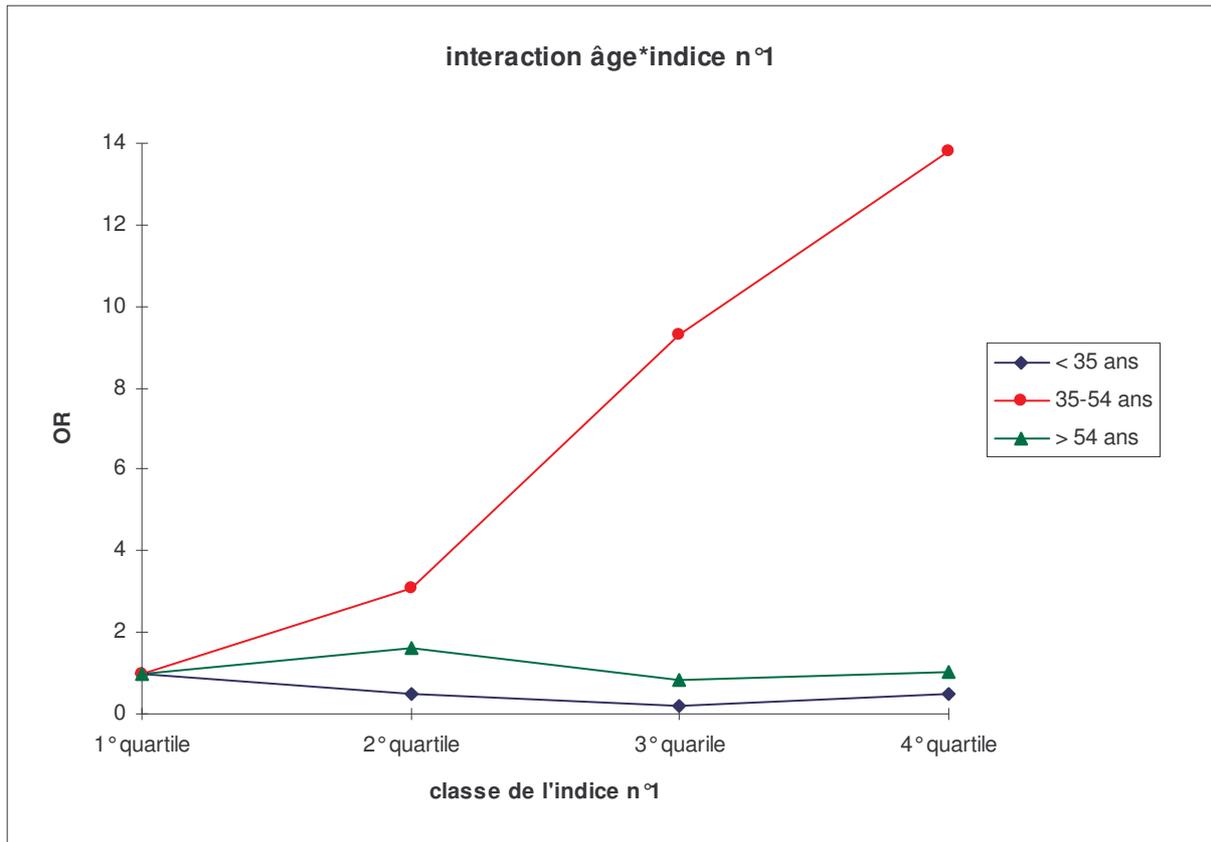


Figure 8.1. Association entre la prévalence des symptômes de dépression et l'indice n°1, dans chaque catégorie d'âge

Compte tenu de ces interactions, les analyses suivantes ont été stratifiées sur l'âge (deux catégories : 35-54 ans et les 2 autres classes d'âge regroupées du fait de leur comportement très similaire).

Chez les moins de 35 ans et les plus de 54 ans, aucune association n'est mise en évidence entre la prévalence des symptômes dépressifs et le cumul des situations d'exposition (indice n°1, tableau 8.9). Pour cette catégorie, le sexe, les antécédents psychologiques et la stabilité maritale sont fortement associés à la prévalence des symptômes dépressifs.

En revanche, une association très significative entre la prévalence des symptômes dépressifs et l'indice d'exposition n°1 est observée chez les 35-54 ans chez lesquels, par ailleurs, seuls le sexe et les antécédents psychologiques restent significatifs (tableau 8.10).

Des résultats très similaires sont observés dans les analyses portant sur l'indice d'exposition n°2 (indice ACP). Ils ne seront donc pas développés ici.

Parmi les 39 sujets « CES-D + » dans la catégorie des 35-54 ans, 33 (85 %) ont un score d'anxiété supérieur ou égal au seuil retenu dans cette étude pour définir les sujets anxieux. Parmi les 178 sujets « CES-D - », seuls 14 (8 %) ont un score d'anxiété élevé.

Tableau 8.9. Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : sujets âgés de moins 35 ans ou de plus 54 ans, indice 1 (régression logistique, N=275)

Variable	N		OR	IC95%	p _{Wald}
	Cesd-*	Cesd+*			
Sexe					0,0173
hommes	108	10	1	--	
femmes	122	35	2,68	(1,19-6,04)	
Antécédents psychologiques					0,0025
non	205	31	1	--	
oui	25	14	3,75	(1,59-8,81)	
Stabilité maritale					0,0019
stable ou instable >0	216	35	1	--	
instable <0	14	10	4,75	(1,78-12,66)	
Revenu mensuel					0,0582
>15 kF	23	1	1	--	
9-15 kF	89	8	2,37	(0,27-20,54)	
<9kF	118	36	5,66	(0,71-45,25)	
Indice n° 1					0,4476
1	67	13	1	--	
2	52	14	1,10	(0,43-2,80)	
3	68	10	0,52	(0,19-1,41)	
4	43	8	0,74	(0,26-2,16)	

(*) Les catégories cesd- et cesd+ ont été définies à partir d'un seuil de 19. Les régressions logistiques ascendante et descendante donnent le même modèle.

Tableau 8.10. Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : sujets âgés de 35-54 ans, indice 1 (régression logistique, N=213)

Variable	N		OR	IC95%	p _{Wald}
	Cesd-*	Cesd+*			
Sexe					0,0038
hommes	94	10	1	--	
femmes	81	28	3,49	(1,50-8,15)	
Antécédents psychologiques					0,0107
non	161	29	1	--	
oui	14	9	3,97	(1,38-11,43)	
Indice n° 1**					0,0006
1	62	3	1	--	
2	47	6	3,07	(0,70-13,56)	
3	39	16	9,31	(2,42-35,83)	
4	27	13	13,81	(3,38-56,44)	

(*) Les catégories cesd- et cesd+ ont été définies à partir d'un seuil de 19. Les régressions logistiques ascendante et descendante donnent le même modèle.

(**) Chi-deux de tendance en univarié : p<0,001

Les analyses de régression logistique effectuées sur l'indice n°1 et l'indice n°2 ont été refaites en prenant comme variable CES-D dichotomique celle construite à partir des seuils français (seuils différentiels pour hommes et femmes). De même que dans l'analyse précédente, une interaction significative âge*indice été mise en évidence pour les indices 1 et 2 (respectivement p_{Wald} = 0,036 et p_{Wald} = 0,037). Une stratification sur l'âge a donc été effectuée en regroupant, comme dans l'analyse précédente, les catégories d'âge des moins de 35 ans et des plus de 54 ans. Seuls les résultats concernant l'indice n° 1 sont présentés, ceux concernant l'indice n° 2 étant très similaires.

Une augmentation très significative de la prévalence des symptômes dépressifs n'est constatée que dans la catégorie d'âge des 35-54 ans (tableau 8.11). Les odds ratio sont du même ordre de grandeur que ceux estimés dans l'analyse précédente, dans laquelle la variable dichotomique CES-D était définie sur la base d'un seuil statistique ($m + 1$ ET).

Concernant les variables d'ajustement, le sexe n'est plus significatif dans les deux groupes d'âge, mais les antécédents psychologiques sont significativement associés à la prévalence de symptômes dépressifs dans les deux groupes. La stabilité maritale est la variable la plus fortement associée à la prévalence des symptômes dépressifs dans le groupe des moins de 35 ans et des plus de 54 ans.

Tableau 8.11. Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice 1, seuils français, stratification sur l'âge (régression logistique)

Variable	N		OR	IC95%	p _{Wald}
	Cesd-*	Cesd+*			
Groupe des moins de 35 ans et des plus de 54 ans (N = 275)					
Sexe					0,356
	hommes	105	13	1	--
	femmes	133	24	1,43	(0,67-3,08)
Antécédents psychologiques					0,002
	non	210	26	1	--
	oui	28	11	3,86	(1,61-9,23)
Stabilité maritale					10 ⁻⁴
	stable ou instable > 0	224	10	1	--
	instable < 0	14	27	6,67	(2,58-17,25)
Indice n° 1					0,415
	1	70	10	1	--
	2	55	11	1,28	(0,48-3,43)
	3	71	7	0,58	(0,19-1,72)
	4	42	9	1,38	(0,49-3,93)
Groupe des 35-54 ans (N = 213)					
Sexe					0,224
	hommes	93	11	1	--
	femmes	91	18	1,71	(0,72-4,09)
Antécédents psychologiques					0,02
	non	168	7	1	--
	oui	16	22	3,65	(1,23-10,81)
Indice n° 1**					0,003
	1	63	2	1	--
	2	48	5	3,39	(0,61-18,72)
	3	45	10	7,06	(1,44-34,55)
	4	28	12	15,68	(3,17-77,45)

(*) Les régressions logistiques ascendante et descendante donnent le même modèle.

(**) Chi-deux de tendance en univarié : $p < 0,001$

8.2.3 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992

Une association très significative a été observée entre la prévalence des symptômes de dépression et l'assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992. L'odds ratio correspondant est de 3,1 (IC95% = 1,5-6,5, tableau 8.12). Aucune interaction d'ordre II entre les effets principaux du modèle correspondant n'a été observée.

Tableau 8.12. Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992 (régression logistique, N = 493)

Variable	N		OR	IC95%	p _{Wald}
	Cesd-*	Cesd+*			
Age					0,2789
	<35	91	9	1	--
	35-54	176	39	1,93	(0,86;4,30)
	>54	142	36	1,68	(0,73;3,84)
Sexe					0,0001
	hommes	203	20	1	--
	femmes	206	64	2,98	(1,70;5,20)
Antécédents psychologiques					0,0007
	non	369	61	1	--
	oui	40	23	3,02	(1,59;5,73)
Stabilité maritale					0,0014
	stable ou instable >0	389	71	1	--
	instable <0	20	13	3,80	(1,67;8,62)
Assistance psychologique en 1992					0,0021
	non	386	68	1	--
	oui	23	16	3,13	(1,51;6,46)

(*) Les catégories cesd- et cesd+ ont été définies à partir d'un seuil de 19. Les régressions logistiques ascendante et descendante donnent le même modèle.

8.2.4 Prévalence des symptômes dépressifs en 1997 et zone de résidence d'après la carte de la DDAF

L'analyse portant sur la carte d'inondation a été faite successivement pour la variable CES-D dichotomique définie selon le seuil statistique (m+1ET) et celle définie selon les seuils français. Dans les deux cas, aucune interaction significative n'a été observée entre les effets principaux des modèles testés. Lorsque la variable CES-D était définie par le seuil statistique, une augmentation non significative de la prévalence des symptômes dépressifs a été observée chez les sujets résidant dans zone inondée (OR = 1,52 ; IC95% = 0,88-2,63). Lorsque les seuils français étaient utilisés, la prévalence des symptômes dépressifs était significativement augmentée chez les sujets résidant dans la zone inondée (OR = 1,99 ; IC95% = 1,07-3,71).

8.3 Prévalence des symptômes d'anxiété en 1997 et exposition aux inondations de 1992

Une analyse de régression logistique a été effectuée pour étudier l'association entre l'exposition à l'inondation de 1992 et la prévalence des symptômes anxieux évaluée en 1997. Les catégories de score au STAI ont été définies en utilisant un seuil fixé à 49 (moyenne du score à l'échelle STAI + 1 écart-type). Les mêmes 5 types de modèles que dans les analyses précédentes ont été testés. Ils ont été ajustés sur les variables socio-démographiques et d'antécédents significativement associées à la prévalence de symptômes anxieux ($p \leq 0,10$) dans les analyses univariées (chapitre 7). Il s'agit :

- du sexe et de l'âge, variables qui ont été forcées dans tous les modèles ;
- du statut actif/inactif du conjoint ;
- de la stabilité maritale ;
- des antécédents de vie traumatique ;
- des antécédents psychologiques.

Une procédure stepwise a été appliquée. Les interactions d'ordre 2 ont été testées. Pour les 5 modèles, des interactions significatives ont été mises en évidence, dont la majorité avec le sexe. Les analyses qui suivent ont donc été stratifiées sur cette variable.

8.3.1 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992

La dimension « assistance » est fortement associée au niveau d'anxiété chez les femmes ($p_{\text{Wald}} = 10^{-4}$) alors que chez les hommes l'association est moins significative ($p_{\text{Wald}} = 0,04$, tableau 8.13). La dimension « chômage » est significativement associée au niveau d'anxiété chez les hommes ($p_{\text{Wald}} = 0,002$) mais pas chez les femmes (tableau 8.13).

Par ailleurs, l'âge n'est significatif que chez les femmes ($p_{\text{Wald}} = 0,0004$) de même que les antécédents de vie traumatique ($p_{\text{Wald}} < 10^{-4}$) (tableau 8.13).

Pour préciser les résultats différents observés chez les hommes et les femmes, des analyses croisées entre les dimensions « assistance » et « chômage » d'une part et le sexe d'autre part ont été effectuées. Elles montrent que les femmes ont déclaré plus fréquemment que les hommes ($p = 0,01$) avoir été secourues ou soignées pour des problèmes médicaux liés à l'inondation. La différence constatée entre hommes et femmes concernant la dimension « assistance » dans l'analyse de régression multiple reflète donc vraisemblablement une différence d'exposition.

Il n'y a pas, en revanche, d'association entre le sexe et la dimension « chômage ».

Tableau 8.13. Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et dimensions d'exposition à l'inondation de 1992 : stratification sur le sexe (régression logistique)

Variable	N		OR	IC95%	p _{Wald}
	Anx-*	Anx+*			
Femmes (N = 264)					
Age					0,0004
	<35	55	4	1	--
	35-54	76	32	8,26	(2,58-26,48)
	>54	76	21	3,00	(0,91-9,91)
Autre événement traumatique					0,0000
	non	153	28	1	--
	oui	54	29	4,36	(2,17-8,74)
Stabilité maritale					0,0945
	stable ou instable >0	196	48	1	--
	instable <0	11	9	2,55	(0,85-7,62)
Dimension assistance⁽¹⁾					0,0001
	non	143	22	1	--
	secours ou soins	55	27	3,95	(1,90-8,20)
	secours et soins	9	8	8,65	(2,56-29,22)
Hommes (N = 220)					
Age					0,0971
	<35	37	3	1	--
	35-54	90	14	1,91	(0,48-7,60)
	>54	74	2	0,43	(0,08-2,48)
Dimension chômage⁽²⁾					0,0023
	non	172	11	1	--
	chômage pour soi ou son conjoint	26	6	3,20	(1,03-9,94)
	chômage pour soi et son conjoint	3	2	19,16	(3,0-120,9)
Dimension assistance⁽³⁾					0,0411
	non	147	13	1	--
	secours ou soins	51	4	0,95	(0,28-3,21)
	secours et soins	3	2	8,64	(1,09-68,41)

(*) les catégories anx- et anx+ ont été définies à partir d'un seuil de 49.

(1) Chi-deux de tendance en univarié : p<0,001 (2) Chi-deux de tendance en univarié : p<0,001 (3) Chi-deux de tendance en univarié : p=0,311

8.3.2 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 (indices d'exposition)

Il existe une association significative entre la prévalence des symptômes anxieux et l'exposition cumulée à l'inondation de 1992, mesurée par l'indice n°1 (tableau 8.14), ce séparément chez les hommes et les femmes.

Les résultats observés avec l'indice n°1 ne sont en revanche pas répliqués avec l'indice n°2. En effet, cet indice n'est significativement associé à la prévalence des symptômes anxieux que chez les femmes ($p_{\text{Wald}} = 0,03$). De plus, concernant les femmes, les odds ratio sont plus faibles : respectivement pour les catégories croissantes de l'indice : OR=1,0 (IC95%=0,3-2,8) ; OR = 2,4 (IC95%=0,9-6,7) ; OR = 3,1 (IC95%=0,9-11,3).

Tableau 8.14. Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice n°1, stratification sur le sexe (régression logistique)

Variable	Effectif (n)		OR	IC95%	p _{Wald}
	Anx-*	Anx+*			
Femmes (N = 264)					
Age					0,0021
	<35	55	4	1	--
	35-54	76	32	8,24	(2,50-27,16)
	>54	76	21	4,84	(1,44-16,22)
Autre événement traumatique					0,0003
	non	153	28	1	--
	oui	54	29	3,56	(1,78-7,12)
Stabilité maritale					0,0541
	stable ou instable >0	196	48	1	--
	instable <0	11	9	2,91	(0,98-8,65)
Indice n°1**					0,0017
	1	81	6	1	--
	2	43	15	4,02	(1,39-11,58)
	3	52	20	5,70	(2,05-15,83)
	4	31	16	7,68	(2,59-22,74)
Hommes (N = 220)					
Age					0,0871
	<35	37	3	1	--
	35-54	90	14	2,04	(0,53-7,86)
	>54	74	2	0,49	(0,09-2,63)
Indice n°1***					0,0130
	1	52	4	1	--
	2	60	1	0,23	(0,02-2,09)
	3	55	5	1,47	(0,36-5,92)
	4	34	9	4,18	(1,19-14,74)

(*) les catégories anx- et anx+ ont été définies à partir d'un seuil de 49.

(**) Chi-deux de tendance en univarié : $p < 0,001$ (***) Chi-deux de tendance en univarié : $p = 0,006$

8.3.3 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992

Chez les femmes comme chez les hommes, la variable « assistance psychologique au moment de l'inondation » est très significativement associée à une augmentation de la prévalence de symptômes anxieux (tableau 8.15).

Tableau 8.15. Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et assistance psychologique au moment de l'inondation de 1992 : stratification sur le sexe (régression logistique)

Variable	Effectif (n)		OR	IC95%	p _{Wald}
	Anx-*	Anx+*			
Femmes (N = 266)					
Age					0,0041
	<35	55	4	1	--
	35-54	76	33	6,34	(1,99;20,15)
	>54	78	20	3,24	(0,99;10,65)
Autre événement traumatique					0,0002
	non	155	29	1	--
	oui	54	28	3,60	(1,83;7,08)
Stabilité maritale					0,0299
	stable ou instable >0	198	48	1	--
	instable <0	11	9	3,26	(1,12;9,45)
Assistance psychologique en 1992					0,0001
	non	197	42	1	--
	oui	12	15	5,68	(2,35;13,71)
Hommes (N = 221)					
Age					0,0809
	<35	37	3	1	--
	35-54	91	14	1,55	(0,41;5,82)
	>54	74	2	0,34	(0,06;1,90)
Assistance psychologique en 1992					0,0061
	non	194	16	1	--
	oui	8	3	7,22	(1,76;29,64)

(*) les catégories anx- et anx+ ont été définies à partir d'un seuil de 49.

8.3.4 Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et zone de résidence d'après la carte de la DDAF

L'analyse non stratifiée montre une augmentation significative de la prévalence des symptômes anxieux chez les sujets résidant dans la zone inondée (OR = 1,88 ; IC95% = 1,06-3,36). Après stratification sur le sexe, une augmentation de la prévalence des symptômes anxieux, à la limite de la signification statistique, n'est observée que chez les femmes (tableau 8.16).

Tableau 8.16. Prévalence des symptômes anxieux en 1997 et zone d'inondation de 1992 : stratification sur le sexe (régression logistique)

Variable	Effectif (n)		OR	IC95%	p _{Wald}
	Anx-*	Anx+*			
Femmes (N=267)					
Age					0,001
	<35	55	4	1	--
	35-54	76	33	8,19	(2,52-26,59)
	>54	78	21	3,79	(1,14-12,57)
Autre événement traumatique					0,103
	non	185	45	1	--
	oui	24	13	2,00	(0,87-4,61)
Stabilité maritale					0,0003
	stable ou instable >0	155	29	1	--
	instable <0	54	29	3,35	(1,73;6,46)
Zone d'inondation					0,055
	non	76	15	1	--
	oui	133	43	2,02	(0,98-4,14)
Hommes (N=222)					
Age					0,06
	<35	37	3	1	--
	35-54	92	14	2,01	(0,54-7,55)
	>54	74	2	0,34	(0,06-2,16)
Zone d'inondation					0,549
	non	132	13	1	--
	oui	71	6	1,37	(0,49-3,88)

(*) les catégories anx- et anx+ ont été définies à partir d'un seuil de 49.

9. Perception de l'état de santé et consommation de soins

9.1 Perception de l'état de santé

Les personnes se déclarant en bonne ou excellente santé sont au nombre de 322 soit une proportion de 64 % (20 % « excellente » et 44 % « bonne »). A l'inverse, 36 % des personnes se sont déclarées en état de santé mauvais ou moyen (29 % « moyen », 5 % « plutôt mauvais », 2 % « très mauvais ») (tableau 9.1).

9.1.1 Perception de l'état de santé en 1997 et variables socio-démographiques

Comme on pouvait s'y attendre, la perception de l'état de santé est globalement moins bonne parmi les personnes les plus âgées. La proportion de personnes s'estimant en état de santé mauvais ou moyen est plus élevée chez les personnes de plus de 54 ans. A l'inverse, les personnes de moins de 54 ans se déclarent pour la majorité d'entre elles en bonne ou excellente santé (89 % pour les moins de 35 ans et 73 % pour les 35-54 ans).

La perception de l'état de santé est globalement plus positive chez les hommes que chez les femmes. Cette observation est aussi rapportée dans la récente enquête nationale du CREDES (102).

Les personnes en mauvais état de santé sont majoritairement inactives (69 %). A l'inverse, les personnes actives tendent à se déclarer en meilleur état de santé que les personnes inactives : 78 % des personnes actives disent être en bonne santé versus 50 % des personnes inactives. Cependant, les personnes inactives sont le plus souvent des personnes âgées de plus de 54 ans (69 %) et, comme nous venons de le voir, les personnes âgées sont plus susceptibles de se déclarer en moins bonne santé : l'âge est donc un facteur de confusion potentiel qu'il sera nécessaire de prendre en compte dans les analyses ultérieures.

Le statut marital en 1997 des personnes interrogées semble être lié à l'état de santé perçu : les personnes vivant en couple se perçoivent en meilleur état de santé que les personnes vivant seules. En effet, 69 % des personnes qui vivent en couple se déclarent en bon état de santé contre 54 % des personnes seules. Quant à la stabilité maritale entre 1992 et 1997, les personnes dont la situation maritale est restée inchangée et celles qui se sont mariées se perçoivent plus souvent en bonne santé que celles qui se sont séparées, ont divorcé ou ont perdu leur conjoint. Le fait de vivre seul est également lié à l'âge puisque la proportion de personnes vivant seules chez les personnes âgées est plus élevée.

Le fait d'être propriétaire de son logement en 1992 ou non n'est pas significativement associé à la perception de l'état de santé en 1997 : il semble toutefois que les personnes qui n'étaient pas propriétaires se sentent en meilleure santé que les autres, association très probablement liée à l'âge.

Le niveau de revenu est fortement associé à la perception de l'état de santé : plus il est élevé, plus les personnes se perçoivent en bon état de santé. Par exemple, 55 % des personnes qui déclarent avoir un revenu de moins de 6 000 F se disent en état de santé mauvais ou moyen versus 15 % pour celles ayant un revenu de plus de 18 000 F. Cette relation n'a pas été rapportée lors de l'enquête du CREDES (102).

Les personnes qui déclarent avoir un enfant de moins de 18 ans au foyer en 1992 se perçoivent plus souvent en bon état de santé (71 %) que celles n'en ayant pas (59 %). Mais cela est lié au fait que les personnes déclarant ne pas avoir eu d'enfant au foyer en 92 sont pour 57 % d'entre elles des personnes ayant plus de 54 ans. De même, il faut remarquer que

les personnes vivant avec une personne âgée ou invalide au foyer en 1992 se déclarent en moins bon état de santé que les autres personnes ; cette association s'explique également par l'âge.

La comparaison des données avec celles de l'Enquête Santé nationale de l'INSEE réalisée en 1991 montre que la santé est perçue de façon plus défavorable à Bédarrides qu'au plan national, ce après ajustement sur le sexe ($p = 0,0009$) et sur l'âge ($p = 0,007$) (tableau 9.2). La perception de l'état de santé est significativement moins bonne à Bédarrides chez les personnes âgées de plus de 54 ans notamment : 59 % d'entre elles estiment que leur état de santé est moyen ou mauvais, versus 47 % au plan national. Cependant, il existe un délai de 8 ans entre les deux enquêtes et la santé perçue a pu évoluer entre durant cette période. De plus, il est possible que la perception de l'état de santé diffère entre l'habitat rural et urbain ; or, ceci n'est pas pris en compte dans la comparaison. Nous n'avons pas identifié de variation allant dans ce sens dans la littérature.

Tableau 9.1. Etat de santé perçu en 1997 et variables socio-démographiques

Variables	Etat de santé perçu						p	Total N=500	Total (%)
	Mauvais ou moyen n=178 (36 %)			Bon ou excellent n=322 (64 %)					
	1*	2	3	1	2	3			
Âge							<10 ⁻⁵		
<35	11	11%	6%	89	89%	28%		100	20%
35-54	59	27%	33%	159	73%	49%		218	44%
>54	108	59%	61%	74	41%	23%		182	36%
Sexe							0,05		
Homme	70	31%	39%	156	69%	48%		226	45%
Femme	108	39%	61%	166	61%	52%		274	55%
Activité en 1997							<10 ⁻⁵		
Actif	56	22%	31%	201	78%	62%		257	51%
Inactif	122	50%	69%	121	50%	38%		243	49%
Activité du conjoint en 1997							<10 ⁻³		
Pas de conjoint	73	46%	41%	84	54%	26%		157	31%
Actif	56	26%	31%	159	74%	49%		215	43%
Inactif	49	38%	28%	79	62%	25%		128	26%
Statut marital en 1997							<10 ⁻³		
Couple	105	31%	59%	238	69%	74%		343	69%
Seul	73	46%	41%	84	54%	26%		157	31%
Statut marital en 92							NS		
Couple	119	34%	67%	231	66%	72%		350	70%
Seul	59	39%	33%	91	61%	28%		150	30%
Stabilité maritale							<10 ⁻²		
Stable	160	36%	90%	281	64%	87%		441	88%
Instable>0	2	8%	1%	24	92%	7%		26	5%
Instable<0	16	48%	9%	17	52%	5%		33	7%
Propriétaire du logement en 1992							NS		
Non	47	31%	26%	106	69%	33%		153	31%
Oui	131	38%	74%	216	62%	67%		347	69%
Diplômes							<10 ⁻⁴		
Aucun	52	53%	29%	47	47%	15%		99	20%
Moyen	97	35%	54%	177	65%	55%		274	55%
Bac ou bac et plus	29	23%	16%	98	77%	30%		127	25%
Revenu du foyer par mois en 1997							<10 ⁻⁵		
Plus de 18 000F	7	15%	4%	39	85%	12%		46	9%
De 15 000 à 18 000F	6	18%	3%	28	82%	9%		34	7%
De 12 000 à 15 000F	17	24%	10%	55	76%	17%		72	14%
De 9 000 à 12 000F	38	29%	21%	92	71%	29%		130	26%
De 6 000 à 9 000F	50	45%	28%	60	55%	19%		110	22%
De 3 000 à 6 000F	52	55%	29%	42	45%	13%		94	19%
Moins de 3 000F	8	57%	4%	6	43%	2%		14	3%
Un enfant ou plus au foyer en 92							0,01		
Non	116	41%	65%	170	59%	53%		286	57%
Oui	62	29%	35%	152	71%	47%		214	43%
Une personne âgée ou invalide au foyer en 92							<10 ⁻³		
Non	146	33%	82%	301	67%	93%		447	89%
Oui	32	60%	18%	21	40%	7%		53	11%

1= effectifs

2= pourcentages ligne

3= pourcentages colonne

Tableau 9.2. Comparaison des données de perception de l'état de santé à Bédarrides en 1997 avec celles de l'Enquête Santé 1991 de l'INSEE

	Enquête Santé INSEE 1991		Données de l'enquête 1997	
	N	%	N	%
Hommes				
Mauvais-Moyen	756	23	70	31
Bon-Excellent	2462	77	156	69
Femmes				
Mauvais-Moyen	1446	32	108	39
Bon-Excellent	2967	68	166	61
Age (ans)				
18-34				
Mauvais-Moyen	318	14	11	11
Bon-Excellent	2005	86	89	89
35-54				
Mauvais-Moyen	609	24	59	27
Bon-Excellent	1958	76	159	73
> 54				
Mauvais-Moyen	1275	47	108	59
Bon-Excellent	1466	53	74	41

9.1.2 Perception de l'état de santé en 1997 et autres événements de vie

Les personnes ayant subi une autre inondation se déclarent moins souvent en bon état de santé que les autres (tableau 9.3). En effet, 69 % des personnes qui n'ont pas subi une autre inondation avant 1992 se disent en bonne santé contre 55 % de celles qui ont subi une autre inondation avant 1992. De même, les personnes ayant vécu un autre événement traumatique avant ou après l'inondation de 1992 se perçoivent moins souvent en bon état de santé.

Tableau 9.3. Etat de santé perçu en 1997 et autres événements de vie à risque d'ESPT (analyse univariée)

Variables	mauvais-moyen n=178 (36 %)			État de santé perçu bon-excellent n=322 (64 %)			p	total n=500 (%)
	1	2	3	1	2	3		
Autre inondation avant 1992								
<10 ⁻²								
Non	106	31%	60%	234	69%	73%		340 68%
Oui	72	45%	40%	88	55%	27%		160 32%
Autre inondation après 1992								
NS								
Non	92	34%	52%	180	66%	56%		272 54%
Oui	86	38%	48%	142	62%	44%		228 46%
Autre inondation avant ou après 1992								
0,01								
Non	53	28%	30%	135	72%	42%		188 38%
Oui	125	40%	70%	187	60%	58%		312 62%
Autre événement traumatique (N=499)								
NS								
Aucun	105	33%	59%	213	67%	66%		318 64%
Au moins un	73	40%	41%	108	60%	34%		181 36%

1 = effectifs 2 = pourcentages ligne 3 = pourcentages colonne

Un modèle de régression logistique a été construit pour tester les facteurs de variation de la perception de l'état de santé (bon à excellent versus mauvais-moyen, tableau 9.4). Celui-ci a

été ajusté sur les variables suivantes : âge, sexe, revenu, antécédents d'autre inondation en dehors de celle de 1992 et d'autres événements de vie traumatiques (variables significatives dans les analyses univariées). L'âge et le revenu du ménage sont très significativement associés à une perception négative de l'état de santé : les plus âgés et les moins riches ayant une perception plus souvent négative. Le sexe est peu significativement lié à la perception de l'état de santé ($p = 0,07$). Les antécédents d'inondation ne sont plus associés à la perception de l'état de santé. Enfin, les antécédents d'autre événement de vie traumatique sont significativement associés à une perception négative de l'état de santé ($OR = 1,57$). Aucune interaction d'ordre II n'était significative dans ce modèle.

Tableau 9.4. Perception de l'état de santé en 1997 et autres événements traumatiques (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35-54 ans	3,42	$< 10^{-4}$
> 54 ans	9,72	$< 10^{-4}$
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,48	0,07
Revenu		
< 9 000	1	-
$\geq 9 000$	2,04	$< 10^{-2}$
Antécédents d'inondation		
Aucun	1	-
Au moins un	0,98	0,99
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,57	0,04

9.1.3 Perception de l'état de santé en 1997 et consommation de psychotropes

La perception de l'état de santé en 1997 est liée à la consommation de médicaments psychotropes avant 1992 (tableau 9.5). En effet, 4 % des personnes se déclarant en bonne santé au moment de l'interrogatoire déclaraient également consommer des somnifères avant 1992, versus 17 % chez ceux se déclarant en mauvais ou moyen état de santé, $p < 10^{-5}$. Nous observons la même association pour la consommation de tranquillisants (3 % versus 11 %).

Une régression logistique ajustée sur le sexe, l'âge, le niveau de revenu et la consommation de médicaments psychotropes avant 1992 a montré qu'une perception de l'état de santé négative était très significativement associée à la consommation de médicaments psychotropes en 1997 ($OR = 5,4$; $p < 10^{-5}$).

Enfin, la santé perçue ne diffère pas significativement selon que les personnes qui ont été ou non suivies pour des problèmes psychologiques pendant une durée de plus de 6 mois avant l'inondation de 1992.

Tableau 9.5. Perception de l'état de santé en 1997 et consommation de psychotropes.

Variables	Etat de santé perçu						p	Total n=500	%
	mauvais moyen n=178 (36 %)			bon excellent n=322 (64 %)					
	1	2	3	1	2	3			
Consommation de somnifères avant 92							<10 ⁻⁵		
Non	147	32%	83%	308	68%	96%		455	91%
Oui	31	69%	17%	14	31%	4%		45	9%
Consommation de tranquillisants avant 92							<10 ⁻²		
Non	159	34%	89%	311	66%	97%		470	94%
Oui	19	63%	11%	11	37%	3%		30	6%
Avoir été suivi pour problèmes psychologiques							NS		
Non	171	35%	96%	313	65%	97%		484	97%
Oui	7	44%	4%	9	56%	3%		16	3%
Consommation de psychotropes avant 92							<10 ⁻⁵		
Non	139	32%	78%	301	68%	93%		440	88%
Oui	39	65%	22%	21	35%	7%		60	12%

1= effectifs

2= pourcentages ligne

3= pourcentages colonne

9.1.4 Perception de l'état de santé en 1997 et échelles de symptômes psychologiques

Comme cela a été décrit plus haut (chapitre 3, paragraphe 1.5), les niveaux d'anxiété, de dépression et d'ESPT sont évalués par des scores. Pour les analyses qui suivent, ceux-ci ont été répartis en quintiles pour les échelles de dépression et d'anxiété et en terciles pour l'ESPT. L'analyse univariée montre que les personnes se percevant en état de santé mauvais ou moyen en 1997 ont plus souvent des scores élevés aux échelles d'anxiété, de dépression et d'ESPT (tableau 9.6).

Tableau 9.6. Perception de l'état de santé en 1997 et échelles de symptômes psychologiques (analyse univariée)

	Perception de l'état de santé en 1997			p
	Bon – Excellent	Mauvais - Moyen	Total	
	N (%)*	N (%)*	N (%)*	
Anxiété Spielberger				
< 21	84 (79)	22 (21)	106 (22)	< 10 ⁻⁵
22 – 26	83 (79)	22 (21)	105 (21)	< 10 ^{-5**}
27 – 32	58 (64)	32 (36)	90 (18)	
33 – 47	64 (65)	34 (35)	98 (20)	
> 47	32 (34)	62 (66)	94 (19)	
Dépression CES - D				
< 3	107 (84)	21 (16)	128 (26)	< 10 ⁻⁵
4 – 6	69 (73)	26 (27)	95 (19)	< 10 ^{-5**}
7 – 10	59 (74)	21 (26)	80 (16)	
11 – 18	57 (56)	44 (44)	101 (20)	
> 18	29 (33)	63 (69)	92 (19)	
Score ESPT				
Faible	193 (75)	63 (25)	256 (51)	< 10 ⁻⁵
Intermédiaire	70 (59)	48 (41)	118 (24)	< 10 ^{-5**}
Elevé	57 (46)	66 (54)	123 (25)	

* pourcentages en ligne

** Test de tendance linéaire

L'analyse multivariée confirme ces résultats. Il existe cependant une interaction significative entre le sexe et le niveau de revenu qui ne rend pas possible l'interprétation des modèles sur l'ensemble de la population. Les analyses ont donc été stratifiées sur le sexe. Chez les hommes, après ajustement sur l'âge, le revenu et les antécédents d'autre événement de vie traumatique, seule l'échelle d'anxiété de Spielberger est liée à la perception de l'état de santé. Chez les femmes, la perception de l'état de santé est liée à l'échelle de dépression (tableau 9.7).

En ce qui concerne le score d'ESPT, il existe également une interaction significative entre le sexe et le niveau de revenu qui rend nécessaire des analyses séparées chez les hommes et les femmes. Chez les hommes, la perception de l'état de santé n'est pas significativement liée au score d'ESPT. En revanche, chez les femmes, ces deux variables sont significativement liées (OR = 4,85 ; p < 10⁻⁵, tableau 9.8)

Tableau 9.7. Perception de l'état de santé en 1997 et scores d'anxiété et de dépression (analyse multivariée)

	Hommes		Femmes	
	OR	p	OR	p
Age				
< 35 ans	1	-	1	-
35-54 ans	1,45	0,52	5,97	< 10 ⁻¹
> 54 ans	10,42	< 10 ⁻⁴	15,19	< 10 ⁻⁵
Revenu				
< 9 000	1	-	1	-
≥ 9 000	0,74	0,41	6,63	< 10 ⁻⁵
Autre événement traumatique				
Aucun	1	-	1	-
Au moins un	1,17	0,65	1,41	0,38
Anxiété Spielberger				
< 21	1	-	1	-
22 – 26	2,26	0,13	0,50	0,31
27 – 32	5,29	< 10 ⁻²	2,39	0,19
33 – 47	2,22	0,18	1,42	0,58
> 47	12,99	< 10 ⁻²	5,40	0,03
Dépression CES - D				
< 3	1	-	1	-
4 – 6	0,84	0,73	6,00	0,02
7 – 10	1,38	0,54	1,46	0,63
11 – 18	1,43	0,51	5,11	0,02
> 18	1,25	0,76	7,50	0,01

Tableau 9.8. Perception de l'état de santé en 1997 et score d'ESPT (analyse multivariée)

	Hommes		Femmes	
	OR	p	OR	p
Age				
< 35 ans	1	-	1	-
35-54 ans	1,48	0,45	5,90	< 10 ⁻²
> 54 ans	5,85	< 10 ⁻³	13,49	< 10 ⁻⁵
Revenu				
< 9 000	1	-	1	-
≥ 9 000	0,82	0,56	4,14	< 10 ⁻³
Autre événement traumatique				
Aucun	1	-	1	-
Au moins un	1,23	0,52	2,02	0,04
Score ESPT				
Faible	1	-	1	-
Intermédiaire	1,85	0,12	1,85	0,10
Elevé	1,78	0,14	4,85	< 10 ⁻⁵

9.1.5 Perception de l'état de santé en 1997 et exposition aux inondations de 1992

Comme cela a été décrit précédemment (chapitre 3), l'exposition cumulée aux inondations a été évaluée selon deux modes :

- selon un indice d'exposition construit à partir des dimensions d'exposition (indice n°1) ;
- selon un autre indice élaboré à partir de l'analyse en composantes principales (indice n°2).

9.1.5.1 Dimensions et indice d'exposition cumulée (indice n°1)

L'analyse univariée montre que certaines dimensions de l'exposition aux inondations de 1992 sont associées à la perception de l'état de santé en 1997 (tableau 9.9). En particulier, les personnes déclarant des pertes matérielles importantes, déclarant avoir reçu ou nécessité des secours, des soins médicaux somatiques, une assistance psychologique au moment de l'inondation ont une perception plus négative de leur état de santé en 1997. D'autres dimensions, comme par exemple la déclaration d'épisodes de chômage liés directement aux inondations, le fait d'avoir, soi ou un proche, risqué de perdre la vie, ou le fait d'avoir dû se mettre à l'abri durant les inondations, ne sont pas associées de manière significative à la perception de l'état de santé en 1997. La plupart de ces dimensions étant associées à l'âge, au sexe et/ou au revenu, il est nécessaire d'avoir recours à une analyse multivariée pour interpréter plus justement ces données.

Après ajustement sur l'âge, le sexe, le revenu, l'existence d'autres événements de vie traumatiques, la perception de l'état de santé en 1997 est significativement associée à l'indice d'exposition (tableau 9.10). Aucune interaction significative de second ordre n'a été observée.

Tableau 9.9. Perception de l'état de santé en 1997 et dimensions d'exposition (analyse univariée)

	Perception de l'état de santé		p	Total n (%)
	Mauvais – Moyen n (%)	Bon – Excellent n (%)		
Présence lors de l'inondation				
Absence	7 (4)	14 (4)	0,78	21 (4)
Présence simple	51 (29)	101 (32)		152 (31)
Présence et abri	120 (67)	206 (64)		326 (65)
Pertes matérielles				
non	47 (26)	125 (39)	0,03 0,004*	172 (34)
faibles	27 (15)	52 (16)		79 (16)
modérées	56 (32)	78 (24)		34 (27)
sévères	48 (27)	67 (21)		115 (23)
Chômage				
Non	142 (80)	263 (82)	0,86	405 (81)
Une personne du ménage	31 (17)	50 (16)		81 (16)
Deux personnes	5 (3)	9 (3)		14 (3)
Menace				
aucune	111 (63)	211 (66)	0,41	322 (65)
1 situation de menace	50 (28)	75 (23)		125 (25)
> 1 situation de menace	16 (9)	34 (11)		50 (10)
Avoir nécessité ou reçu des secours				
Non	101 (57)	242 (75)	< 10 ⁻⁵	343 (69)
Oui	77 (43)	79 (25)		156 (31)
Avoir reçu des soins médicaux (sauf psychologiques)				
Non	138 (78)	300 (93)	< 10 ⁻⁵	438 (88)
Oui	40 (22)	22 (7)		62 (12)
Avoir reçu des soins psychologiques				
Non	155 (87)	314 (98)	< 10 ⁻⁵	469 (94)
Oui	23 (13)	8 (2)		31 (6)
Index cumulé				
1	40 (23)	106 (33)	0,03 0,006*	146 (30)
2	41 (23)	80 (25)		121 (25)
3	58 (33)	77 (24)		135 (27)
4	38 (22)	54 (17)		92 (19)

* test de tendance linéaire

Tableau 9.10. Perception de l'état de santé en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice n°1 (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35 – 54 ans	3,59	< 10 ⁻³
> 54 ans	10,52	< 10 ⁻⁵
Sexe		
Hommes	1	-
Femmes	1,56	0,04
Revenu		
= 9 000 F	1	-
< 9 000 F	1,95	< 10 ⁻²
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,56	0,04
Indice d'exposition		
1	1	-
2	1,25	0,45
3	1,84	0,03
4	2,20	0,01

9.1.5.2 Indice d'exposition cumulée n°2 (ACP)

L'analyse univariée montre que la perception de l'état de santé en 1997 est associée de manière significative à l'indice d'exposition ACP (p=0,02). L'analyse multivariée, ajustée sur l'âge, le sexe, le revenu et les antécédents d'événement traumatique, montre tout au plus une certaine tendance à l'aggravation de la perception de l'état de santé avec le niveau d'exposition (tableau 9.11).

Tableau 9.11. Perception de l'état de santé en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice n°2 (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35 – 54 ans	3,24	< 10 ⁻⁴
> 54 ans	9,08	
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,58	0,04
Revenu		
= 9 000	1	-
< 9 000	1,96	< 10 ⁻²
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,58	0,04
Indice d'exposition ACP		
Peu ou pas exposés	1	-
Moyennement exposés	1,46	0,10
Très exposés	1,95	0,07

9.2 Consommation de médicaments psychotropes

Les consommateurs de somnifères au cours du mois précédant l'enquête sont au nombre de 79 (16 %). Parmi eux, 67 % disent consommer des somnifères tous les jours, 14 % plusieurs fois par semaine et 19 % moins d'une fois par semaine.

Les consommateurs de tranquillisants au cours du mois précédant l'enquête sont au nombre de 72 (14 %). Parmi eux, 56 % disent en consommer tous les jours, 21 % plusieurs fois par semaine et enfin 23 % moins d'une fois par semaine.

Les sujets consommant des tranquillisants et des somnifères représentent 21 % de l'échantillon.

La consommation de médicaments psychotropes dans l'échantillon ne diffère pas de celle observée au cours de l'Enquête Santé de l'INSEE en 1991 (tableau 9.12). Cette comparaison n'est pas significative après ajustement sur le sexe ($p = 0,62$) ni sur l'âge ($p = 0,17$). Cependant, cette comparaison n'est pas ajustée sur la zone de résidence, rurale ou urbaine, qui pourrait constituer une variable de confusion. En outre, il est possible que la consommation de médicaments psychotropes ait évolué entre 1991, date de l'Enquête Santé de l'INSEE, et 1997.

Tableau 9.12. Comparaison des données de consommation de psychotropes à Bédarrides en 1997 avec celles de l'enquête Santé de l'INSEE de 1991

	Enquête Santé INSEE 1991		Données de l'enquête Bédarrides 1997	
	N	%	N	%
Hommes				
Consommation	569	18	34	15
Non consommation	2656	72	192	75
Femmes				
Consommation	1166	26	73	27
Non consommation	3253	74	201	73
Age (ans)				
18 - 34				
Consommation	123	5	7	7
Non consommation	2201	95	93	93
35 - 54				
Consommation	436	17	45	21
Non consommation	2136	83	173	79
> 54				
Consommation	1176	43	55	30
Non consommation	1572	57	127	70

9.2.1 Consommation de psychotropes en 1997 et variables socio-démographiques

Un lien existe entre l'âge des personnes interrogées et la consommation de psychotropes en 1997 : plus les personnes sont âgées, plus elles déclarent consommer des psychotropes (tableau 9.13). Cependant, quelle que soit la classe d'âge, la majorité des personnes interrogées ne consomment pas de psychotropes. Chez les moins de 35 ans, la proportion des consommateurs de psychotropes est de 7 %, elle est de 21 % chez les 35-54 ans et de 30 % chez les plus de 54 ans. La proportion de personnes âgées de plus de 54 ans chez les consommateurs est de 51 %. Les femmes déclarent également plus souvent consommer des psychotropes que les hommes.

La proportion de personnes inactives qui consomment des psychotropes est significativement plus élevée que pour les personnes actives (respectivement 28 % et 15 %). Cependant, il existe un lien entre inactivité et âge.

Le statut marital en 1997 semble également lié à la consommation de médicaments psychotropes : les personnes consommatrices vivent plus souvent en couple.

Les personnes qui étaient propriétaires du logement en 1992 consomment plus de médicaments psychotropes que celles qui ne l'étaient pas, mais cette différence n'est pas significative.

En ce qui concerne le revenu mensuel par foyer, les personnes vivant dans des ménages dont le revenu est inférieur à 9 000 F semblent être plus souvent consommatrices de médicaments psychotropes que les autres (29 % vs 16 %). Plus le diplôme est élevé, moins les sujets consomment de psychotropes. Mais le diplôme est lié à l'âge et aux revenus du ménage.

Au total, il sera nécessaire, comme pour les analyses de la perception de l'état de santé, d'ajuster les modèles sur l'âge, le sexe et le revenu des ménages.

Tableau 9.13. Consommation de psychotropes en 1997 et variables socio-démographiques

Consommation de psychotropes en 1997									
Variables	non n=393 (79%)			oui n=107 (21%)			p seuil = 5%	total n=500 (%)	
	1	2	3	1	2	3			
Âge							<10 ⁻⁴		
<35	93	93%	24%	7	7%	7%		100	20%
35 - 54	173	79%	44%	45	21%	42%		218	44%
>54	127	70%	32%	55	30%	51%		182	36%
Sexe							<10 ⁻²		
Homme	192	85%	49%	34	15%	32%		226	45%
Femme	201	73%	51%	73	27%	68%		274	55%
Activité							<10 ⁻³		
Actif	219	85%	56%	38	15%	36%		257	51%
Inactif	174	72%	44%	69	28%	64%		243	49%
Activité du conjoint							NS		
Pas de conjoint	115	73%	29%	42	27%	39%		157	31%
Actif	174	81%	44%	41	19%	38%		215	43%
Inactif	104	81%	26%	24	19%	22%		128	26%
Statut marital en 1997							0,05		
Couple	278	81%	71%	65	19%	61%		343	69%
Seul	115	73%	29%	42	27%	39%		157	31%
Statut marital en 92							NS		
Couple	276	79%	70%	74	21%	69%		350	70%
Seul	117	78%	30%	33	22%	31%		150	30%
Stabilité maritale							NS		
Stable	34	79%	88%	94	21%	88%		441	88%
Instable>0	24	92%	6%	2	8%	2%		26	5%
Instable<0	22	67%	6%	11	33%	10%		33	7%
Propriétaire du logement en 1992							NS		
Non	126	82%	32%	27	18%	25%		153	31%
Oui	167	68%	42%	80	32%	75%		247	49%
Diplômes							0,04		
Aucun	72	73%	18%	27	27%	25%		99	20%
Moyen	212	77%	54%	62	23%	58%		274	55%
Bac ou bac et plus	109	86%	28%	18	14%	17%		127	25%
Revenu du foyer par mois en 1997							0,04		
Plus de 18 000F	39	85%	10%	7	15%	7%		46	9%
De 15 000 à 18 000F	28	82%	7%	6	18%	6%		34	7%
De 12 000 à 15 000F	61	85%	16%	11	15%	10%		72	14%
De 9 000 à 12 000F	110	85%	28%	20	15%	19%		130	26%
De 6 000 à 9 000F	78	71%	20%	32	29%	30%		110	22%
Un enfant ou plus au foyer en 92							NS		
Non	218	76%	55%	68	24%	64%		286	57%
Oui	175	82%	45%	39	18%	36%		214	43%
Une personne âgée ou invalide au foyer en 92							NS		
Non	354	79%	90%	93	21%	87%		447	89%
Oui	39	74%	10%	14	26%	13%		53	11%

1 = effectifs 2 = pourcentages en ligne 3 = pourcentages en colonne

Par ailleurs, les personnes qui consommaient des médicaments psychotropes ou qui étaient suivies pour des problèmes psychologiques avant 1992 ont une consommation plus élevée en 1997 (tableau 9.14) ; 62 % des personnes qui consommaient des somnifères avant 1992 consommaient des psychotropes en 1997, versus 38 % des non-consommateurs. La proportion de nouveaux consommateurs est de 17 %. Des proportions analogues sont observées pour la consommation de tranquillisants.

Tableau 9.14. Consommation de psychotropes en 1997 et avant 1992

Variables	Consommation en 1997 de psychotropes						p	total n=500 (%)	
	Non n=393 (79%)			oui n=107 (21%)					
	1	2	3	1	2	3			
Consommation de somnifères avant 92							<10 ⁻⁵		
Non	376	83%	96%	79	17%	74%	455 91%		
Oui	17	38%	4%	28	62%	26%	45 9%		
Consommation de tranquillisants avant 92							<10 ⁻⁵		
Non	383	81%	97%	87	19%	81%	470 94%		
Oui	10	33%	3%	20	67%	19%	30 6%		
Avoir été suivi pour des problèmes psychologiques							0,01		
Non	385	80%	98%	99	20%	93%	484 97%		
Oui	8	50%	2%	8	50%	7%	16 3%		
Consommation de psychotropes avant 92							<10 ⁻⁵		
Non	371	84%	94%	69	16%	64%	440 88%		
Oui	22	37%	6%	38	63%	36%	60 12%		

1 = effectifs

2 = pourcentages en ligne

3 = pourcentages en colonne

Tableau 9.15. Consommation de psychotropes en 1997 et autres événements traumatiques

Variables	Consommation de psychotropes en 1997						p	Total n=500 (%)	
	non n=393 (79 %)			oui n=107 (21 %)					
	1	2	3	1	2	3			
Avoir vécu une autre inondation avant 92							NS		
Non	154	82%	39%	34	18%	32%	188 38%		
oui	239	77%	61%	73	23%	68%	312 62%		
Avoir vécu une autre inondation après 92							NS		
Non	274	81%	70%	66	19%	62%	340 68%		
Oui	119	74%	30%	41	26%	38%	160 32%		
Avoir vécu une autre inondation (avant ou après)							NS		
Non	217	80%	55%	55	20%	51%	272 54%		
Oui	176	77%	45%	52	23%	49%	228 46%		
Avoir vécu un autre événement traumatisant (499 individus)							NS		
Non	256	81%	65%	62	19%	58%	318 64%		
Oui	136	75%	35%	45	25%	42%	181 36%		

1= effectif

2= pourcentages ligne

3= pourcentages colonne

Aucune des variables concernant une autre inondation ou un autre événement de vie traumatique n'est significativement liée à la consommation de psychotropes en 1997 (tableau 9.15).

9.2.2 Consommation de psychotropes en 1997 et échelles de symptômes psychologiques

L'analyse univariée de la consommation de médicaments psychotropes au moment de l'enquête en fonction des scores à chacune des trois échelles de symptômes psychologiques montre que les personnes déclarant consommer des médicaments psychotropes ont plus souvent un score élevé à ces échelles (tableau 9.16).

Tableau 9.16. Consommation de psychotropes en 1997 et échelles de symptômes psychologiques (analyse univariée)

	Consommation de psychotropes en 1997			p
	Non	Oui	Total	
Anxiété - Spielberger				
< 21	98 (93)	8 (7)	106 (19)	< 10 ⁻⁵
22 – 26	99 (94)	6 (6)	105 (20)	< 10 ^{-5*}
27 – 32	70 (78)	20 (22)	90 (18)	
33 – 47	83 (85)	15 (15)	98 (20)	
> 47	39 (42)	55 (58)	94 (19)	
Dépression - CES-D				
< 3	121 (95)	7 (5)	128 (26)	< 10 ⁻⁵
4 – 6	87 (92)	8 (8)	95 (19)	< 10 ^{-5*}
7 – 10	67 (84)	13 (16)	80 (16)	
11 – 18	77 (76)	24 (24)	101 (20)	
> 18	39 (42)	53 (58)	92 (19)	
ESPT				
Faible	230 (90)	26 (10)	256 (51)	< 10 ⁻⁵
Intermédiaire	89 (75)	29 (25)	118 (24)	< 10 ^{-5*}
Elevé	73 (59)	50 (41)	123 (25)	

* Test de tendance linéaire

L'analyse multivariée montre que la consommation de psychotropes au moment de l'enquête est associée à l'échelle d'anxiété mais pas à l'échelle de dépression (tableau 9.17). Elle est également associée de manière indépendante au score d'ESPT (OR = 5,15 ; p < 10⁻⁵, tableau 9.18).

Tableau 9.17. Consommation de psychotropes en 1997 et scores d'anxiété et de dépression (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35-54 ans	1,82	0,22
> 54 ans	3,16	0,02
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,31	0,36
Revenu		
< 9 000	1	-
≥ 9 000	1,41	0,27
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,32	0,34
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	5,77	< 10 ⁻³
Anxiété – Spielberger		
< 21	1	-
22 – 26	0,77	0,65
27 – 32	2,30	0,11
33 – 47	1,27	0,66
> 47	7,88	0,0005
Dépression CES - D		
> 3	1	-
4 – 6	1,04	0,95
7 – 10	1,90	0,24
11 – 18	1,95	0,22
> 18	3,27	0,06

Tableau 9.18. Consommation de psychotropes en 1997 et score d'ESPT (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35-54 ans	2,52	0,04
> 54 ans	2,64	0,04
Sexe		
Homme	1	-
Femme	2,14	< 10 ⁻²
Revenu		
< 9 000	1	-
≥ 9 000	1,35	0,30
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,72	0,04
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	8,18	< 10 ⁻⁵
Score ESPT		
Faible	1	-
Intermédiaire	2,55	< 10 ⁻²
Elevé	5,15	< 10 ⁻⁵

9.2.3 Consommation de psychotropes en 1997 et exposition aux inondations de 1992

Comme pour l'analyse de la perception de l'état de santé en 1997, l'exposition aux inondations a été évaluée selon les indices d'exposition cumulée 1 et 2.

9.2.3.1 Dimensions et indice d'exposition cumulée n°1

Dans les analyses univariées, seules certaines dimensions de l'exposition aux inondations de 1992 sont associées de manière significative avec la consommation de psychotropes en 1997 (tableau 9.19). C'est le cas des dimensions " Pertes matérielles ", " Avoir reçu ou nécessité des secours ", " avoir reçu des soins médicaux ", " avoir reçu une assistance psychologique au moment de l'inondation ". Après ajustement sur l'âge, le sexe, le revenu, les antécédents d'événement traumatique et la consommation de psychotropes avant 1992, seule la variable " avoir reçu des soins psychologiques au moment de l'inondation " demeure significative (tableau 9.20).

L'indice d'exposition est associé significativement à la consommation de psychotropes en 1997 dans l'analyse univariée (tableau 9.19) et dans l'analyse multivariée (tableau 9.21).

Tableau 9.19. Consommation de psychotropes en 1997 et dimensions d'exposition aux inondations de 1992 (analyse univariée)

	Consommation de médicaments psychotropes		p
	Non	Oui	
Présence			
Absence	17 (4)	4 (4)	0,65
Simple	123 (31)	29 (27)	
Présence et abri	252 (64)	74 (69)	
Pertes matérielles			
non	144 (37)	28 (26)	0,04
faibles	59 (15)	20 (19)	
modérées	109 (28)	25 (23)	
sévères	81 (21)	34 (32)	
Chômage			
Non	323 (82)	82 (77)	0,11
Une personne dans le ménage	62 (16)	19 (18)	
Deux personnes	8 (2)	6 (6)	
Menace			
aucune	258 (66)	64 (60)	0,27
1 situation de menace	98 (25)	27 (26)	
> 1 situation de menace	35 (9)	15 (14)	
Avoir nécessité ou reçu des secours			
Non	285 (73)	58 (54)	< 10 ⁻⁵
Oui	107 (27)	49 (46)	
Avoir reçu des soins médicaux (sauf psychologiques)			
Non	361 (92)	77 (72)	< 10 ⁻⁵
Oui	32 (8)	30 (28)	< 10 ^{-5*}
Avoir reçu des soins psychologiques			
Non	379 (96)	90 (84)	< 10 ⁻⁵
Oui	14 (4)	17 (16)	
Index cumulé			
1	126 (33)	20 (19)	0,04
2	95 (25)	26 (25)	0,005*
3	100 (26)	35 (33)	
4	67 (17)	25 (24)	

* Test de tendance linéaire

Tableau 9.20. Consommation de psychotropes en 1997 et soins psychologiques au moment de l'inondation de 1992 (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35 54 ans	2,68	0,03
> 54 ans	2,80	0,03
Sexe		
Homme	1	-
Femme	2,09	< 10 ⁻²
Revenu		
= 9 000 F	1	-
< 9 000 F	1,72	0,05
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,91	0,02
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	7,62	< 10 ⁻⁵
Avoir reçu des soins psychologiques		
Non	1	-
Oui	4,62	< 10 ⁻³

Tableau 9.21. Consommation de psychotropes en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice n°1 (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35 54 ans	3,25	< 10 ⁻²
> 54 ans	9,01	< 10 ⁻⁵
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,52	0,05
Revenu		
= 9 000 F	1	-
< 9 000 F	1,93	< 10 ⁻²
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,58	0,04
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	2,54	< 10 ⁻²
Indice d'exposition		
1	1	-
2	1,16	0,62
3	1,75	0,05
4	2,18	0,02

9.2.3.2 Indice d'exposition cumulée n°2 (ACP)

L'analyse univariée montre que la consommation de psychotropes en 1997 n'est pas associée de manière significative à l'indice d'exposition n°2 ($p = 0,06$). L'analyse multivariée ajustée sur plusieurs facteurs de confusion (âge, sexe, revenu, consommation de psychotropes avant 1992, antécédents d'événement de vie traumatique) montre que les personnes les plus exposées sont plus souvent consommatrices de médicaments psychotropes (tableau 9.22)

Tableau 9.22. Consommation de psychotropes en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice n°2 (analyse multivariée)

	OR	P
Age		
< 35 ans	1	-
35 54 ans	2,83	0,02
> 54 ans	2,63	0,03
Sexe		
Homme	1	-
Femme	2,34	$< 10^{-2}$
Revenu		
= 9 000 F	1	-
< 9 000 F	2,00	0,02
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,87	0,02
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	8,37	$< 10^{-5}$
Indice d'exposition n°2		
Peu ou pas exposés	1	-
Moyennement exposés	1,14	0,64
Très exposés	2,41	0,03

9.3 Recours aux soins

Trois questions ont été posées aux habitants de Bédarrides à propos du recours aux soins au moment de l'enquête :

- “ Avez-vous consulté un médecin généraliste au cours du dernier mois ”
- “ Avez-vous consulté un médecin neurologue, un psychiatre ou un psychologue ”
- “ Avez-vous consulté un autre médecin spécialiste ”

Au total, 302 personnes, soit 60 % de l'échantillon, ont consulté un médecin au cours du dernier mois, dont 37 % une seule fois et 22 % deux fois ; 55 % des personnes interrogées ont consulté un médecin généraliste, 15 % un médecin neurologue ou psychiatre, ou un psychologue, 27 % un médecin spécialiste (soins somatiques). Dans ce chapitre, nous analyserons les caractéristiques socio-démographiques et les antécédents associés au recours aux soins au moment de l'enquête puis les relations entre le recours aux soins et les inondations de 1992.

9.3.1 Recours aux soins en 1997 et caractéristiques socio-démographiques

Plusieurs variables sont associées à un recours aux soins plus fréquent au moment de l'enquête : l'âge, l'activité professionnelle ou celle du conjoint, le niveau d'éducation, le niveau de revenu du ménage, la présence d'un enfant ou d'une personne âgée ou invalide dans le ménage (tableau 9.23). Pour la suite des analyses, les variables de confusion retenues sont l'âge, le sexe et le revenu.

Tableau 9.23. Recours aux soins en 1997 et variables socio-démographiques

Variables	Consultation de médecin						p seuil = 5%	total n=500	(%)
	non n=198 (40%)			oui n=302 (60%)					
	1	2	3	1	2	3			
Âge							<10 ⁻⁵		
<35	50	50%	25%	50	50%	17%		100	20%
35-54	106	49%	54%	112	51%	37%		218	44%
>54	42	23%	21%	140	77%	46%		182	36%
Sexe							NS		
Homme	97	43%	49%	129	57%	43%		226	45%
Femme	101	37%	51%	173	63%	57%		274	55%
Activité en 1997							<10 ⁻⁴		
Actif	123	48%	62%	134	52%	44%		257	51%
Inactif	75	31%	38%	168	69%	56%		243	49%
Activité du conjoint							0,05		
Pas de conjoint	57	36%	29%	100	64%	33%		157	31%
Actif	98	46%	49%	117	54%	39%		215	43%
Inactif	43	34%	22%	85	66%	28%		128	26%
Statut marital en 1997							NS		
Couple	141	41%	71%	202	59%	67%		343	69%
Seul	57	36%	29%	100	64%	33%		157	31%
Statut marital en 92							NS		
Couple	138	39%	70%	212	61%	70%		350	70%
Seul	60	40%	30%	90	60%	30%		150	30%
Stabilité maritale							NS		
Stable	175	40%	88%	266	60%	88%		441	88%
Instable>0	13	50%	7%	13	50%	4%		26	5%
Instable<0	10	30%	5%	23	70%	8%		33	7%
Propriétaire du logement en 92							NS		
Non	62	41%	31%	91	59%	30%		153	31%
Oui	136	39%	69%	211	61%	70%		347	69%
Diplôme							0,05		
Aucun	40	40%	20%	59	60%	20%		99	20%
Moyen	97	35%	49%	177	65%	59%		274	55%
Bac ou bac et plus	61	48%	31%	66	52%	22%		127	25%
Revenu du foyer par mois en 1997							0,01		
Plus de 18 000F	20	43%	10%	26	57%	9%		46	9%
De 15 000 à 18 000F	16	47%	8%	18	53%	6%		34	7%
De 12 000 à 15 000F	30	42%	15%	42	58%	14%		72	14%
De 9 000 à 12 000F	64	49%	32%	66	51%	22%		130	26%
De 6 000 à 9 000F	28	25%	14%	82	75%	27%		110	22%
De 3 000 à 6 000F	34	36%	17%	60	64%	20%		94	19%
Moins de 3 000F	6	43%	3%	8	57%	3%		14	3%
Un enfant ou plus au foyer en 92							0,02		
Non	101	35%	51%	185	65%	61%		286	57%
Oui	97	45%	49%	117	55%	39%		214	43%
Une personne âgée ou invalide au foyer en 92							0,03		
Non	184	41%	93%	263	59%	87%		447	89%
Oui	14	26%	7%	39	74%	13%		53	11%

1 = effectifs

2 = pourcentages en ligne

3 = pourcentages en colonne

9.3.2 Recours aux soins en 1997 et antécédents personnels

Le recours aux soins est plus fréquent chez les personnes ayant vécu une autre inondation, avant ou après 1992, (65 % vs 52 %, $p = 0,003$) ou un autre événement de vie traumatique (66 % vs 57 %, $p = 0,04$, tableau 9.24). Le recours est également plus fréquent chez les personnes consommant des psychotropes en 1997 ou avant 1992 et chez celles qui se percevaient en 1997 en état de santé mauvais ou moyen.

Tableau 9.24. Recours aux soins en 1997 et antécédents personnels et état de santé perçu au moment de l'enquête (analyse univariée)

	Recours aux soins			p
	Non	Oui	Total	
Avoir vécu une autre inondation avant – après 1992				
Non	90 (48)	98 (52)	188 (38)	0,003
Oui	108 (35)	204 (65)	312 (62)	
Autre événement traumatique				
Aucun	137 (43)	182 (57)	319 (64)	0,04
Au moins un	61 (34)	120 (66)	181 (36)	
Consommation de psychotropes avant 1992				
Non	187 (43)	253 (57)	440 (88)	$< 10^{-5}$
Oui	11 (18)	49 (82)	60 (12)	
Consommation de psychotropes en 1997				
Non	181 (46)	212 (54)	393 (79)	$< 10^{-5}$
Oui	17 (16)	90 (84)	107 (21)	
Perception de l'état de santé en 1997				
Bon – Excellent	169 (53)	153 (47)	322 (64)	$< 10^{-5}$
Moyen – Mauvais	29 (16)	149 (84)	178 (36)	

9.3.3 Recours aux soins en 1997 et échelles de symptômes psychologiques

L'analyse univariée montre que le recours aux soins est très significativement lié aux échelles d'anxiété, de dépression et d'ESPT (plus les personnes ont un score élevé, plus elles ont consulté au cours du dernier mois, tableau 9.25).

L'analyse multivariée montre qu'après ajustement sur les facteurs de confusion potentiels, le recours aux soins est plus fréquent chez les personnes ayant un score élevé à l'échelle d'anxiété. En revanche, il n'est pas associé à la prévalence des symptômes dépressifs (tableau 9.26).

L'analyse multivariée montre également que le recours aux soins est plus fréquent chez les personnes ayant un score d'ESPT plus élevé (OR : 2,64 ; $p < 10^{-3}$, tableau 9.27).

Tableau 9.25. Recours aux soins en 1997 et échelles de symptômes psychologiques (analyse univariée)

	Recours aux soins			p
	Non n (%)	Oui n (%)	Total	
Anxiété Spielberger				
< 21	60 (57)	46 (43)	106 (22)	< 10 ⁻⁵
22 – 26	49 (47)	56 (53)	105 (21)	< 10 ^{-5*}
27 – 32	39 (43)	51 (57)	90 (18)	
33 – 47	24 (24)	74 (76)	98 (20)	
> 47	25 (27)	69 (73)	94 (19)	
Dépression CES - D				
< 3	69 (54)	59 (46)	128 (26)	< 10 ⁻⁵
4 – 6	39 (41)	56 (59)	95 (19)	< 10 ⁻⁵
7 – 10	34 (43)	46 (58)	80 (16)	
11 – 18	38 (38)	63 (62)	101 (20)	
> 18	17 (19)	75 (82)	92 (19)	
Score ESPT				
Faible	123 (48)	133 (52)	256 (52)	< 10 ⁻⁵
Intermédiaire	45 (38)	73 (62)	118 (24)	< 10 ^{-5*}
Elevé	29 (24)	94 (76)	123 (25)	

* Test de tendance linéaire

Tableau 9.26. Recours aux soins en 1997 et scores aux échelles d'anxiété et de dépression (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35-54 ans	1,04	0,87
> 54 ans	3,37	< 10 ⁻³
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,08	0,72
Revenu		
< 9 000	1	-
≥ 9 000	1,09	0,70
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,22	0,35
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	1,89	0,10
Anxiété – Spielberger		
< 21	1	-
22 – 26	1,70	0,08
27 – 32	1,71	0,10
33 – 47	4,67	< 10 ⁻³
> 47	2,61	0,04
Dépression CES – D		
> 3	1	-
4 – 6	1,31	0,36
7 – 10	0,96	0,89
11 – 18	0,93	0,83
> 18	2,07	0,14

Tableau 9.27. Recours aux soins en 1997 et score d'ESPT (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35-54 ans	0,90	0,68
> 54 ans	2,40	< 10 ⁻²
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,16	0,47
Revenu		
< 9 000	1	-
≥ 9 000	1,16	0,50
Antécédents de menace vitale		
Aucun	1	-
Au moins un	1,47	0,07
Consommation de psychotropes avant 1992		
Non	1	-
Oui	2,32	0,02
Score ESPT		
Faible	1	-
Intermédiaire	1,28	0,31
Elevé	2,64	< 10 ⁻³

9.3.4 Recours aux soins en 1997 et exposition aux inondations de 1992

9.3.4.1 Dimensions et indice d'exposition cumulée (indice n°1)

En analyse univariée, certaines dimensions d'exposition à l'inondation de 1992 sont significativement associées au recours aux soins au moment de l'enquête (tableau 9.28) :

- “ Pertes matérielles ”
- “ Avoir reçu des soins médicaux ”
- “ Avoir reçu des soins psychologiques au moment de l'inondation ”.

En analyse multivariée, seules deux dimensions restent significativement associées après ajustement sur l'âge, le sexe, le niveau de revenu, les antécédents de suivi psychologique avant 1992 et les antécédents d'événement de vie traumatique (tableau 9.29) : la dimension « menace » et le fait d'avoir reçu des soins psychologiques au moment de l'inondation.

Enfin, l'analyse multivariée montre que le recours aux soins est associé de manière significative à l'exposition cumulée (indice n°1, tableau 9.30).

9.3.4.2 Indice d'exposition cumulée n°2 (ACP)

Ni l'analyse univariée, ni l'analyse multivariée ne montrent une association significative entre le recours aux soins et l'exposition aux inondations de 1992 évaluée par l'indice ACP (OR_{multivarié} = 1,26 ; p = 0,52).

Tableau 9.28 : Recours aux soins en 1997 et dimensions d'exposition aux inondations de 1992 (analyse univariée)

	Recours aux soins		p
	Non n (%)	Oui n (%)	
Présence			
Absence	7 (33)	14 (67)	0,09*
Simple	71 (36)	81 (27)	0,18*
Présence et abri	119 (37)	207 (64)	
Pertes matérielles			
non	83 (42)	89 (52)	0,03
faibles	26 (33)	53 (67)	0,01*
modérées	51 (38)	83 (62)	
sévères	38 (19)	77 (26)	
Chômage			
Non	166 (41)	239 (59)	0,39
Une personne dans le ménage	28 (35)	53 (65)	0,17*
Deux personnes	4 (29)	10 (71)	
Menace			
aucune	133 (41)	189 (59)	0,06
1 situation de menace	52 (42)	73 (58)	0,07*
> 1 situation de menace	12 (24)	38 (76)	
Avoir nécessité ou reçu des secours			
Non	143 (42)	200 (58)	0,13
Oui	54 (35)	102 (65)	
Avoir reçu des soins médicaux (sauf psychologiques)			
Non	186 (43)	252 (58)	< 10 ⁻³
Oui	12 (57)	50 (42)	
Avoir reçu des soins psychologiques			
Non	195 (42)	274 (58)	< 10 ⁻⁵
Oui	3 (10)	28 (90)	
Index cumulé			
1	69 (47)	77 (53)	0,03
2	51 (42)	70 (58)	0,003*
3	46 (34)	89 (66)	
4	28 (30)	64 (70)	

* Test de tendance linéaire

Tableau 9.29. Recours aux soins en 1997 et dimensions d'exposition aux inondations de 1992 (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35 54 ans	1,00	< 10 ⁻⁴
> 54 ans	2,83	
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,24	0,28
Revenu		
= 9 000 F	1	-
< 9 000 F	1,21	0,38
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,45	0,08
Menace durant les inondations de 1992		
aucune	1	-
1 situation de menace	1,06	0,86
> 1 situation de menace	2,60	< 10 ⁻²
Antécédents de suivi psychologique avant 1992		
Non	1	-
Oui	6,21	< 10 ⁻²
Avoir reçu des soins psychologiques		
Non	1	-
Oui	2,42	0,02

Tableau 9.30. Recours aux soins en 1997 et exposition cumulée à l'inondation de 1992 : indice n°1 (analyse multivariée)

	OR	p
Age		
< 35 ans	1	-
35 54 ans	1,06	0,81
> 54 ans	2,87	< 10 ⁻²
Sexe		
Homme	1	-
Femme	1,34	0,14
Revenu		
= 9 000 F	1	-
< 9 000 F	1,25	0,31
Autre événement traumatique		
Aucun	1	-
Au moins un	1,48	0,06
Antécédents de soins psychologiques avant 1992		
Non	1	-
Oui	2,42	0,02
Index cumulé		
1	1	-
2	1,13	0,64
3	1,59	0,08-
4	2,18	< 10 ⁻²

10. Discussion des résultats des chapitres 8 et 9

10.1 Principaux résultats de l'enquête réalisée à Bédarrides en 1997

Les liens observés dans les analyses de régression multiple entre le niveau et le type d'exposition à l'inondation de 1992 et la symptomatologie d'ESPT, les symptômes anxio-dépressifs, la santé perçue et la consommation de soins, sont résumés ci-après.

10.1.1 Relation exposition-effet entre l'exposition à l'inondation de 1992 et les symptômes post-traumatiques et anxio-dépressifs en 1997

L'analyse des données montre une relation de type exposition-effet très significative entre les indicateurs d'exposition cumulée à l'inondation de 1992 d'une part et le score d'ESPT, la prévalence des symptômes anxieux et, chez les 35-54 ans uniquement, la prévalence des symptômes dépressifs, d'autre part.

Les associations observées sont fortes : pour les niveaux d'exposition les plus élevés, le score d'ESPT est multiplié par 3,4 (IC95% = 2,7-4,2), la prévalence des symptômes anxieux par 7,7 (IC95% = 2,6-22,7) chez les femmes et 4,2 (IC95% = 1,2-14,7) chez les hommes et la prévalence des symptômes dépressifs par 15,7 (IC95% = 3,2-77,5) chez les 35-54 ans.

Ces résultats ne dépendent pas du type d'indicateur d'exposition cumulée utilisé au moins en ce qui concerne l'ESPT et le CES-D.

10.1.2 Score d'ESPT et symptômes anxio-dépressifs plus élevés chez les résidents des zones inondées

Une relation significative a été observée entre la fréquence des symptômes d'ESPT et des symptômes anxio-dépressifs et un indicateur d'exposition établi de façon indépendante des sujets interviewés lors de l'enquête : l'adresse de résidence par rapport à la zone inondée en 1992. Lorsque les sujets résident dans la zone inondée, le score d'ESPT est multiplié par 1,6 (IC95% = 1,3-1,9), la prévalence des symptômes dépressifs est multipliée par 2,0 (IC95% = 1,1-3,7) et celle des symptômes anxieux par 1,9 (IC95% = 1,1-3,4).

10.1.3 Score d'ESPT et symptômes anxio-dépressifs plus élevés chez les sujets ayant reçu une assistance pour troubles psychologiques au moment de l'inondation de 1992

Le fait d'avoir reçu une assistance ou des soins, par un spécialiste ou non, pour des troubles psychologiques au moment de l'inondation de 1992 est fortement associé au score d'ESPT et à la prévalence des symptômes anxio-dépressifs. Le score d'ESPT est multiplié par 2,3 (IC95% = 1,7-3,2) la prévalence des troubles dépressifs par 3,1 (IC95% = 1,5-6,5) et celle des troubles anxieux par 5,7 (IC95% = 2,4-13,7) chez les femmes et par 7,2 (IC95% = 1,8-29,6) chez les hommes.

10.1.4 Lien significatif entre l'exposition à l'inondation de 1992 et la santé perçue et la consommation de soins en 1997

L'exposition à l'inondation de 1992, estimée par l'indice cumulatif des dimensions d'exposition, est significativement associée aux indicateurs de santé retenus dans cette étude. En effet, parmi les individus ayant été sévèrement exposés :

- le risque de se percevoir en moins bon état de santé en 1997 est de 2,2 ($p=0,01$) ;

- le risque d’avoir consommé, dans le mois précédant l’enquête, des médicaments psychotropes est de 2,2 ($p=0,02$) ;
- le risque d’avoir consulté des médecins spécialistes ou généralistes, dans le mois précédant l’enquête, est de 2,2 ($p < 0,01$).

Ces résultats sont aussi observés avec le second indice d’exposition pour la consommation de psychotropes et, dans une moindre mesure, l’état de santé perçu, mais pas pour les consultations médicales.

10.1.5 Forte corrélation entre les symptômes psychologiques et les trois indicateurs de santé étudiés

Les indicateurs précédents, santé perçue, consommation de psychotropes et recours aux soins, sont significativement corrélés aux symptômes anxio-dépressifs et au score d’ESPT.

En particulier, un score plus élevé d’ESPT est lié à une perception de l’état de santé plus mauvaise chez les femmes uniquement ($OR = 4,9$; $p < 10^{-5}$), à une consommation de psychotropes plus importantes ($OR = 5,2$; $p < 10^{-5}$, hommes et femmes) et à un recours aux soins plus fréquent ($OR = 2,6$; $p < 10^{-3}$).

Un score d’anxiété plus élevé est lié à une plus mauvaise santé perçue ($OR = 5,4$; $p < 10^{-3}$, chez les femmes et $OR = 13,0$; $p < 10^{-2}$ chez les hommes), à une consommation de psychotropes plus importante ($OR = 7,9$; $p = 0,0005$) et enfin à un recours aux soins plus fréquent ($OR = 2,6$; $p = 0,04$).

Un score de dépressivité plus élevé est lié à une plus mauvaise santé perçue chez les femmes uniquement ($OR = 7,5$; $p = 0,01$) et de façon presque significative à la consommation de psychotropes ($OR = 3,3$; $p = 0,06$) mais pas au recours aux soins.

10.1.6 Liens significatifs entre certaines dimensions d’exposition et les échelles de symptômes psychologiques

Les dimensions d’exposition étudiées dans cette enquête appartiennent à deux types d’agents stressants :

- ceux traduisant une menace de la personne ou de ses proches : dimensions « menace », « présence ou abri » et « assistance » ;
- ceux traduisant des pertes ou une forte perturbation de la vie sociale : dimensions « pertes matérielles », « chômage » ou « évacuation ».

Les analyses montrent que ces deux types d’agents stressants sont associés aux trois échelles de symptômes utilisées dans cette enquête sans que se dégage de relation spécifique entre un type d’agent stressant et un type de trouble (anxieux, dépressif, post-traumatique).

10.2 Discussion des résultats

Les résultats précédents doivent être discutés et nuancés en fonction des éléments suivants :

- la possibilité de biais de sélection pouvant altérer la représentativité de l’échantillon ;
- la possibilité de biais d’information liés au caractère rétrospectif de l’enquête et à la nature essentiellement subjective des informations collectées ;
- les facteurs de confusion ;
- l’absence de groupe non exposé.

10.2.1 Représentativité de l'échantillon : des biais de sélection possibles aux effets difficilement prédictibles

Le taux d'abonnés inscrits en liste rouge dans la commune de Bédarrides (20 %) en 1996 est plus élevé que ce qui était attendu d'après les données publiées (15 %) (46). Des renseignements sur l'évolution de ce taux avant et après 1992 n'ont pas pu être obtenus de France Télécom, pas plus que les caractéristiques socio-démographiques des personnes inscrites en liste rouge. Il est possible que le profil socio-psychologique de celles-ci soit différent de celui des autres abonnés. Une étude montre en particulier que les chefs de ménage utilisateurs de la liste rouge ont un profil plus volontiers urbain, jeune et actif (103). Il n'existe pas, à notre connaissance, d'étude sur les différences éventuelles de profil psychologique entre les utilisateurs de la liste rouge et les abonnés présents dans l'annuaire.

Dix pour-cent des ménages de la base de sondage n'ont pu être joints. La période à laquelle l'enquête a été réalisée, 2 premières semaines de Juillet, ne constitue vraisemblablement pas la seule explication à ce phénomène par ailleurs courant dans les enquêtes téléphoniques ou en face à face. Les caractéristiques démographiques et de santé des sujets joints difficilement dans cette enquête suggèrent que les sujets non joints sont plus volontiers jeunes, célibataires et actifs et se perçoivent en meilleur état de santé (cf. chapitre 5).

Le taux de réponses de 79,2 % obtenu dans cette étude est relativement élevé et comparable aux résultats d'autres enquêtes réalisées avec une méthodologie similaire plusieurs années après une catastrophe (26, 104). Les caractéristiques socio-démographiques des sujets ayant refusé de participer et leurs motifs de refus n'ont pu être recueillis pour l'ensemble d'entre eux et sont donc difficilement interprétables.

Certains auteurs suggèrent que les refus de participation sont plus fréquents chez les personnes fortement marquées par une catastrophe et très réticentes à partager cette expérience douloureuse (28, 43). En ce qui concerne Bédarrides, l'analyse des motifs de refus dans l'étude pilote, sur un petit nombre de sujets (n=18) il est vrai, n'a pas fait apparaître de lien évident avec l'intensité d'exposition.

Il est possible que les personnes les plus touchées par l'inondation de 1992 n'aient pu être interrogées, notamment parce que certaines ont pu décéder au cours des cinq années qui se sont écoulées entre le moment de l'inondation et la réalisation de l'enquête, notamment les personnes les plus âgées. Certaines personnes ont pu également se trouver au moment de l'enquête dans des institutions spécialisées ou des maisons de retraite qui n'ont pas été incluses dans la base de sondage. D'autres, enfin, ont pu quitter la région et n'ont donc pas été interrogées. Le taux de ménages « perdus de vue » (7%) dans l'échantillon de victimes de l'étude pilote en 1996 et le taux de migrations observé sur 1992-1996 dans le département du Vaucluse (7,2 %) sont similaires (cf. chapitre 2). Ceci suggère que l'inondation n'a pas provoqué de départs massifs de victimes et qu'un biais lié à ces départs serait vraisemblablement limité (40).

Au total, il est difficile de déterminer si ces biais de sélection possibles ont pu modifier les estimations d'associations entre les indicateurs de santé et l'exposition à l'inondation et si oui dans quel sens.

10.2.2 Biais d'information : des biais possibles mais limités

Les données de cette enquête concernant l'exposition et les effets étant de nature essentiellement subjective, ayant été collectées de façon simultanée et, pour l'exposition, de façon rétrospective, des biais de mémoire et de déclaration sont possibles (2, 23, 43).

Le biais de mémoire correspond au fait que les personnes ayant les troubles psychologiques les plus marqués se remémorent mieux l'exposition et son intensité que les sujets n'ayant pas ces troubles. Ceci a été observé notamment pour les personnes atteintes d'ESPT ou de trouble panique. Les observations concernant d'autres types de troubles tels que la dépression et l'anxiété généralisée sont moins convergentes (105).

Le biais de déclaration correspond lui au fait qu'une personne présentant des symptômes psychologiques risque de « surdéclarer » son exposition passée en se forgeant une explication après-coup de ses problèmes actuels. Plusieurs études montrent que le biais de déclaration est plus marqué chez les sujets anxieux ou encore chez ceux ayant une opinion plus négative de l'événement considéré (106-108).

La possibilité d'un biais de déclaration lié à l'opinion des sujets dans cette enquête est suggérée par le fait qu'une association significative existe entre, d'une part, l'indice d'exposition cumulée basé sur les dimensions et la majorité de celles-ci et, d'autre part, l'opinion des sujets sur le nombre de décès dus à l'inondation de 1992. Cette variable est intéressante car elle reflète la façon dont les sujets perçoivent cet événement. Les sujets sous-estimant ce nombre ont déclaré une exposition significativement plus faible et les sujets le surestimant ont déclaré une exposition significativement plus élevée, par rapport aux sujets fournissant une estimation correcte ou sans avis. Cette association n'est en revanche pas observée avec l'indice d'exposition construit à partir des résultats de l'ACP (tableau 6.9). Par ailleurs, l'opinion est significativement liée au score d'ESPT, mais pas à la dépressivité ni à l'anxiété.

Il est possible que l'opinion soit en partie forgée par l'expérience personnelle des individus mais aussi qu'elle ait une influence sur la façon dont ils déclarent l'exposition à l'inondation de 1992.

L'ajustement sur l'opinion dans les analyses de régression multiple sur l'ESPT ne modifie pas la signification statistique ni la force des associations observées avec les indices ou les dimensions d'exposition. De plus, les résultats avec les deux indices, l'un associé à l'opinion, l'autre non, sont similaires. Ces résultats ne sont donc pas en faveur d'un biais de déclaration dû à l'opinion des sujets sur le nombre des décès.

Plusieurs arguments sont par ailleurs en faveur de la fiabilité des données recueillies et de biais d'information relativement limités.

La cohérence des réponses à des questions portant sur les mêmes situations, par exemple le degré de destruction du logement et l'estimation des pertes financières, est tout à fait satisfaisante. La concordance entre les réponses individuelles sur l'inondation du logement et l'indicateur externe d'exposition (carte de la DDAF) est également satisfaisante ($\kappa = 0,55$). De plus, la majorité des réponses discordantes entre ces deux variables vient des sujets ayant déclaré que leur logement n'était pas inondé, contrairement à ce qu'indiquait la carte. Ceci montre qu'ils n'ont pas eu tendance à « surdéclarer » les conséquences de l'exposition. Enfin, la majorité des dimensions est très significativement associée à cet indicateur externe.

Les analyses portant sur l'indicateur externe d'exposition montrent des résultats significatifs et convergents avec les trois échelles de symptômes psychologiques. Les associations

observées dans ces analyses sont moins fortes qu'avec les indices d'exposition cumulée. Mais ceci est vraisemblablement dû, en partie, à des imprécisions de la carte de la DDAF et à l'impossibilité de prendre en compte, par cet indicateur dichotomique, l'intensité d'exposition (hauteur de crue par exemple).

L'ajustement sur le niveau d'anxiété, dans les analyses portant sur l'association entre l'ESPT et l'exposition cumulée à l'inondation, ne modifie ni la signification statistique des indices ni les paramètres associés aux différentes catégories (tableau 8.5).

En conclusion, des biais de déclaration et de mémoire existent vraisemblablement dans cette étude mais ils sont limités et ne sauraient expliquer à eux seuls les associations observées entre les échelles de symptômes psychologiques et l'exposition à l'inondation. Ces associations apparaissent, au moins en ce qui concerne les indices d'exposition cumulée, cohérentes et robustes.

10.2.3 Facteurs de confusion : des résultats convergents avec ceux de la littérature

Des variables de confusion ont été identifiées au cours de cette étude et prises en compte dans les analyses : il s'agit de l'âge, du sexe, du revenu, des antécédents d'événement de vie traumatique et des antécédents de suivi pour problèmes psychologiques. La stabilité maritale a aussi été considérée dans les analyses sur l'anxiété.

En ce qui concerne la santé perçue, une association avec l'âge et le sexe a été identifiée dans d'autres études (102, 109). Ce n'est pas le cas de l'association observée entre la santé perçue et le revenu (102). De même, l'association entre l'âge et la consommation de psychotropes a été identifiée auparavant (110, 111).

En ce qui concerne l'ESPT et les troubles anxio-dépressifs, le sexe féminin est un facteur de risque rapporté fréquemment dans la littérature (6, 11, 23, 112, 113).

Les données concernant l'âge sont en revanche plutôt contradictoires (23, 27, 114). Les résultats des analyses multivariées des données recueillies à Bédarrides montrent que la catégorie d'âge intermédiaire (35-54 ans) est associée au score d'ESPT et à la prévalence de troubles anxio-dépressifs les plus élevés (tableaux 8.4, 8.10, 8.14). Ceci a également été observé dans les études réalisées après la catastrophe de Buffalo Creek (Etats Unis, 1972) (115), les inondations de Brisbane (Australie, 1974) (116) ou encore après l'ouragan Hugo (Etats Unis, 1989) (27). Cette observation pourrait être liée à l'importance des responsabilités qui pèsent sur cette classe d'âge (27).

Les résultats concernant les antécédents psychiatriques ou psychologiques sont relativement convergents (11, 117). Il est cependant possible que la volonté ou non d'admettre et de partager socialement l'existence de problèmes psychologiques dans le présent et dans le passé soit un facteur de confusion (23).

Les résultats concernant les antécédents de vie traumatiques ne sont pas constamment retrouvés (23, 104). Des interactions ont néanmoins été observées entre différents types d'événements traumatiques lorsqu'il s'agissait notamment de violences humaines (118), lorsqu'ils se produisaient dans l'enfance (119) ou lors de la répétition du même événement (120).

10.2.4 Absence de groupe non exposé : un choix difficile

Un groupe non exposé n'a pas été inclus dans cette étude. Les raisons de ce choix sont les suivantes :

- il était difficile d'identifier une commune non exposée similaire sur le plan socio-démographique à celle de Bédarrides du fait du caractère extensif des inondations de 1992 qui ont touché plusieurs départements du sud-est de la France ;
- rechercher une commune comparable dans une autre région était difficile et aurait fait courir le risque d'ignorer des événements, par exemple socio-économiques, susceptibles de jouer un rôle confondant (26, 121) ;
- l'idéal serait alors d'inclure plusieurs groupes témoins (43) mais ceci n'était pas envisageable dans la limite des ressources disponibles pour cette enquête.

Les analyses ont donc été réalisées à l'intérieur du même échantillon appartenant à une petite communauté qui a été impliquée dans son ensemble : 96 % des sujets interviewés ont été exposés directement ou indirectement. Les comparaisons ont donc été effectuées entre des sujets peu exposés et fortement exposés. Cela a pu contribuer à une sous-estimation des risques.

10.2.5 Agents stressants et types d'effets : pas de lien spécifique observé

Dans la présente étude, les analyses concernant les dimensions d'exposition ne montrent pas de relation spécifique entre un type d'agent stressant, menace ou pertes, et un type de trouble : anxiété, dépression, ESPT.

Diverses études publiées ont observé des effets différentiels selon que les dimensions d'exposition étaient liées à des situations de menace (blessure ou possibilité de blessure) ou à des situations de « rupture sociale ou de perte » (pertes matérielles, évacuation, chômage...) : la dimension « menace » était plus volontiers associée à l'anxiété et les expériences de perte à la dépression (122).

L'horreur, la menace vitale ou physique et le deuil semblent les plus fréquemment associées à l'ESPT (10, 26, 123). Mais certaines études ont aussi observé que les pertes matérielles pouvaient être associées aux symptômes d'ESPT après un catastrophe naturelle (124).

Les pertes matérielles sont souvent rapportées comme un facteur de risque de détresse psychologique après une catastrophe naturelle favorisant plus des états dépressifs que l'ESPT (11, 125). D'autres résultats montrent, à l'inverse, que les sujets ayant subi un deuil à l'occasion d'une catastrophe naturelle présentaient une détresse psychologique plus prononcée que les sujets ayant subi des pertes matérielles (126).

Les pertes matérielles et l'évacuation de son logement semblent plus volontiers associées aux troubles dépressifs mais aussi à une détresse psychologique non spécifique ou à des troubles anxieux (11, 104, 113, 120, 125). Une association entre la perte de ressources et l'ESPT a aussi été observée (127).

Au total, il est d'autant plus difficile de trouver une cohérence entre ces résultats que de nombreux éléments distinguent les études les unes des autres : les types événements et leurs intensités, les méthodes d'échantillonnage et d'évaluation, les périodes auxquelles elles ont été réalisées.

10.2.6 Troubles psychologiques au moment de l'inondation : prédictors d'effets à long terme ?

Les résultats de cette étude suggèrent que les personnes ayant bénéficié d'une assistance ou de soins pour des troubles psychologiques survenus au moment de l'inondation de 1992 sont plus à risque d'avoir des niveaux élevés de symptômes anxio-dépressifs et d'ESPT à long terme.

Ces personnes sont en majorité des femmes (67,4 %), âgées de 35-54 ans (51,2 %) ou de plus de 54 ans (44,2 %), mariées ou vivant maritalement (74,4 %) et sans antécédent de suivi pour trouble psychologique (78,6 %) ni d'événement de vie traumatique (65,1 %).

La possibilité d'un biais de déclaration ne peut être exclue : les personnes qui déclarent des niveaux de symptômes plus élevés au moment de l'enquête peuvent être plus enclines à partager leurs antécédents psychologiques (23). Mais l'énoncé très factuel des questions posées minimise vraisemblablement l'impact de ce biais.

Cette observation peut avoir des implications importantes en termes de prise en charge. Elle suggère un facteur de risque important pour cibler les stratégies de prise en charge ou décours d'une catastrophe collective. Elle suggère aussi qu'un suivi psychologique peut être nécessaire sur le long terme. Pour confirmer ce résultat, il serait utile, dans le futur, de constituer de véritables cohortes de personnes exposées lors de catastrophes, d'origine naturelle ou humaine, et de suivre leur état de santé physique et mentale. Ce type d'étude devrait contribuer à évaluer l'incidence des troubles psycho-pathologiques et permettre de confirmer les facteurs de risque suspectés.

10.2.7 Perception de l'état de santé et consommation de soins : un possible effet « zone rurale »

La perception de l'état de santé semble être un indicateur particulièrement intéressant à prendre en compte. Il a été montré que cet indicateur est très corrélé à des indicateurs de santé objectifs tels que la mortalité (128), au recours aux soins, à la consommation de médicaments psychotropes, ainsi qu'à des échelles d'anxiété et de dépression validées (129-131). Il est relativement simple à obtenir, compréhensible de la part de chacun et peut être comparé à d'autres sources, comme par exemple les enquêtes de consommation des ménages de l'INSEE ou du CREDES. La différence observée quant à la perception de l'état de santé entre Bédarrides et les données nationales mérite d'être approfondie. En particulier, il est possible que la perception de l'état de santé soit différente entre le milieu rural et le milieu urbain. Des comparaisons entre Bédarrides et le reste du département seront tentées ultérieurement.

Concernant la consommation de médicaments et le recours aux soins, une étude réalisée dans les années ayant suivi l'accident de Three Miles Island (Etats Unis, 1979) a montré qu'ils étaient plus élevés, de façon modérée, dans les groupes de population exposée (20). Il faut remarquer cependant que le recours aux soins aux Etats-Unis peut être différent de celui observé en France.

Il a été montré que l'étude rétrospective d'indicateurs agrégés de consommation médicale pour effectuer des comparaisons géographiques ou dans le temps était difficilement réalisable plusieurs années après les inondations du Vaucluse de 1992 (35). Il serait par contre possible de réaliser de telles évaluations si un dispositif relativement simple était mis en place aussitôt après un événement de ce type.

10.2.8 Impact global de l'inondation de 1992 sur la santé mentale à Bédarrides

La distribution des scores aux trois échelles de symptômes psychologiques très dissymétrique à gauche montre que la majorité des résidents adultes de Bédarrides ne souffre pas de niveaux élevés de symptômes anxio-dépressifs et de stress post-traumatique. Les tentatives de comparaison des scores moyens avec ceux observés dans d'autres groupes de population étudiés vont dans le même sens. Cependant, il faut se garder de tirer des conclusions de ces comparaisons qui n'ont pu être faites avec des groupes strictement comparables à l'échantillon de cette étude.

Par ailleurs, il semblerait que les personnes âgées de l'échantillon de Bédarrides aient une prévalence de symptômes dépressifs et un état de santé perçu plus défavorables que des groupes d'âges équivalents (cohorte PAQUID, enquête du CREDES) en France. La dépressivité et l'état de santé perçu sont nettement associés dans cette étude, mais aucun lien n'apparaît dans le groupe des sujets âgés de plus de 54 ans entre la dépressivité et l'exposition cumulée à l'inondation.

Concernant l'ESPT, 14 cas potentiels d'ESPT ont été détectés. Compte tenu de la sévérité des critères appliqués pour retenir la présence de symptômes (cf. chapitre 7), il est possible que ce chiffre soit en retrait par rapport à la situation réelle. Toutefois, le plan de recherche n'a pas permis de confirmer ou d'infirmer les diagnostics par un examen clinique.

11. Conclusion

11.1 Objectifs généraux

11.1.1 Faisabilité des études épidémiologiques post-catastrophe : définir une stratégie de recherche ?

La réalisation de cette enquête a montré que ce type d'étude était faisable et permettait de recueillir des données utiles pour mieux connaître l'impact d'une catastrophe environnementale.

Cependant cette étude n'a pu être réalisée à Vaison-la-Romaine, commune la plus fortement et douloureusement touchée par l'inondation de 1992. L'étude pilote a en effet montré que la faisabilité d'une telle enquête dépendait largement de l'acceptabilité de la population et du degré d'implication des autorités locales.

Par ailleurs, pour aller plus loin c'est à dire quantifier les risques de troubles psychologiques, suivre leur évolution dans le temps, confirmer leur facteurs de risque et mesurer l'impact sur la santé publique (consommation de soins, par exemple), des approches prospectives devraient être privilégiées. Les études ne devraient pas seulement s'intéresser aux adultes mais aussi aux enfants. Les perturbations psychologiques lors de catastrophes collectives peuvent être profondes chez les enfants et l'amélioration des connaissances épidémiologiques dans ce groupe d'âge est indispensable (2). Des outils diagnostiques devraient aussi être combinés aux échelles de symptômes pour confirmer les cas détectés par celles-ci. Enfin, devant la rareté des données épidémiologiques de référence dans le domaine de la santé mentale en France, l'inclusion de groupes non exposés pourrait être nécessaire, même si leur identification et encore plus leur suivi ne seraient pas sans difficulté.

A l'évidence, la mise en place de telles enquêtes au décours d'une catastrophe collective, d'origine naturelle ou humaine, requiert certaines conditions. Les investigateurs doivent pouvoir disposer très rapidement des ressources nécessaires pour mettre en place les études. Les contraintes logistiques et financières sont, dans ce type de contexte, particulièrement déterminantes. L'allocation de ressources avant la survenue de catastrophes permettrait de préparer des investigations en développant des outils d'évaluation, des plans de sondage, en formant des enquêteurs et en testant les instruments d'évaluation dans des études pilotes conduites dans les zones à haut risque (32, 43). Cette stratégie de recherche a été approuvée par l'Institut National de la Santé Mentale, aux Etats Unis (NIMH).

11.1.2 Construction et validation d'outils : des efforts à poursuivre

Un des objectifs de cette étude était de tester divers outils d'évaluation. En l'absence d'un outil d'évaluation de l'ESPT validé en langue française, l'étude a permis de vérifier la validité d'un questionnaire, le QE-PTSD, ayant déjà été utilisé dans d'autres circonstances (rapatriés du Rwanda après les massacres de 1994) (49).

Les résultats montrent que ce questionnaire possède une excellente consistance interne et sa structure factorielle recouvre bien les critères établis pour le diagnostic de la psychopathologie étudiée. Enfin, les coefficients de corrélations avec les deux autres échelles utilisées dans cette étude a montré que le QE-PTSD mesure des symptômes se démarquant relativement bien de psychopathologies purement anxieuses ou dépressives. Sa validation, notamment externe, devra être poursuivie.

Par ailleurs, l'étude réalisée a permis de montrer que l'interview téléphonique constitue une méthode fiable et efficace de recueil d'informations dans le domaine de la santé mentale même si certains points devront être approfondis : le profil psychologique des utilisateurs de la liste rouge devrait être documenté ; une comparaison de la qualité des données recueillies par téléphone et en face à face est aussi nécessaire. Des éléments préliminaires pourront être apportés dans le cadre de cette étude en comparant les données recueillies en 1997 par téléphone et celles recueillies en face à face lors de l'étude pilote.

Enfin un outil de recueil d'informations sur l'exposition a été construit pour réaliser cette enquête, en suivant, dans la mesure du possible, les recommandations internationales (43). Il faut souligner la difficulté d'obtenir des informations objectives sur l'exposition à une catastrophe, concernant les pertes matérielles et les répercussions sociales notamment. Ceci est à la fois lié aux contraintes éthiques portant sur la préservation du caractère anonyme des informations recueillies (CNIL), à la sensibilité de certaines questions dans le contexte de catastrophes (indemnisation) et enfin aux contraintes liées aux ressources disponibles pour réaliser ce type d'enquêtes. Ces raisons conjuguées n'ont pas permis d'accéder à certaines informations (assurances) ni de procéder au test-retest des informations recueillies pour renseigner sur leur fiabilité.

Dans ce contexte et dans la mesure où l'impact des différentes dimensions d'exposition diffère probablement suivant les individus, l'élaboration d'un indice d'exposition, malgré ces imperfections, paraît une approche pertinente pour estimer le niveau d'exposition dans une population exposée. Des recherches sont cependant nécessaires pour améliorer la méthodologie de construction de ce type d'indicateurs, notamment pour mieux distinguer les dimensions plus objectives de celles qui le sont moins et pour permettre des comparaisons d'une enquête à l'autre (43, 104).

11.2 Objectifs spécifiques

11.2.1 Des résultats en faveur d'un impact à long terme

Cinq ans après l'inondation survenue en 1992 à Bédarrides, un lien très significatif est observé entre les symptômes d'ESPT, de dépression et d'anxiété et l'exposition cumulée à l'inondation. Ce lien s'accompagne d'une relation de type exposition-effet et semble difficilement explicable par des biais de sélection ou d'information. Une association est d'ailleurs aussi retrouvée avec un indicateur externe d'exposition. Un lien significatif est également observé entre l'exposition cumulée à l'inondation de 1992 avec la santé perçue, la consommation de soins et, dans une moindre mesure, le recours aux soins.

Ces résultats suggèrent que l'inondation de 1992 à Bédarrides, bien qu'elle n'ait pas été à l'origine de décès direct, a pu contribuer à l'aggravation et au déclenchement de symptômes psychologiques et à une consommation de soins plus importante chez les personnes les plus exposées, soit environ 20 pour-cent de la population adulte de cette commune.

Les résultats de cette étude suggèrent également certains facteurs de risque. Le fait d'avoir eu des troubles psychologiques au moment de l'inondation semble prédire, indépendamment des antécédents psychologiques, un impact psychologique à long terme plus prononcé ; la classe d'âge des 35-54 ans semble la plus vulnérable du point de vue des troubles dépressifs ; un faible niveau de revenus semble aussi favoriser la persistance de symptômes d'ESPT.

Sur l'ensemble de l'échantillon, en revanche, les niveaux d'anxiété et de dépression et les indicateurs de consommation de soins semblent comparables à ceux observés dans d'autres

groupes de population. Mais, les comparaisons ne sont pas aisées, des données de même nature n'ayant pas été collectées auparavant sur un échantillon de population comparable.

11.2.2 Mieux prendre en compte la dimension psychologique lors de catastrophes

En conclusion, la méthodologie de l'étude ne permet pas de conclure à une relation causale entre les effets évalués et l'inondation. Mais ses résultats renforcent ceux d'autres études menées dans des pays de cultures différentes en faveur d'un impact psychosocial des catastrophes naturelles. La dimension psychologique mérite d'être mieux prise en compte dans la prise en charge des inondations, qui surviennent le plus fréquemment en zone rurale, un milieu où la prise en charge de troubles psychologiques est plus difficile (i.e. accès limité aux spécialistes, résistances culturelles..). Les analyses devraient être approfondies afin de mieux caractériser les risques (évolution dans le temps et quantification) et les facteurs de risque et de mieux comprendre les mécanismes étiopathogéniques.

Rapports et publications

Mutter A. Etude de la validité interne du QE-PTSD, instrument d'évaluation de l'état de stress post-traumatique. Mémoire de stage ISUP 2^{ème} année. Maître de stage : P. Verger et E. Baruffol. 1998

Hunault C. Facteurs de variation des symptômes de stress post-traumatique cinq années après les inondations dans le Vaucluse en 1992. Diplôme d'Etudes Approfondies de Santé Publique, option épidémiologie, Faculté de Paris XI. Directeur de mémoire : P. Verger. 1997-1998.

Prudhomme J. Etude de la consommation de soins et de la perception de l'état de santé de la population de Bédarrides cinq années après les inondations de septembre 1992. DESS de Mathématiques pour l'ingénieur, Faculté des Sciences de Luminy, Université de la Méditerranée. Directeur de mémoire : M. Rotily. Marseille 1998.

Panhard X. Facteurs de variation de la prévalence des symptômes anxieux et dépressifs 5 années après les inondations de Bédarrides. Mémoire de stage ISUP 2^{ème} année. Maître de stage : P. Verger. 1999

Verger P, Rotily M, Sydor G, Vial M, Baruffol E, Bard D. Feasibility of the evaluation of psycho-social consequences of environmental catastrophes in France: the example of 1992 floods in the Vaucluse. In: *Proceedings of the 1997 Annual Meeting of the SRA-Europe.*, Stockholm, Suède, 15-18 juin 1997, pp 260-64.

Hunault C. Facteurs de variation des symptômes de stress post-traumatique cinq années après les inondations de 1992 dans le Vaucluse. *Rev. Epidém et Santé Publ.* 1999, 47:98-99

Références

1. Adshead G, Canterbury R, Rose S. Current provision and recommendations for the management of psychosocial morbidity following disaster in England. *Disaster Prevention and Management* 1995;4(4):5-12.
2. Bromet E, Dew MA. Review of Psychiatric Epidemiologic Research on Disasters. *Epidemiologic Reviews* 1995;17:113-9.
3. APA. DSM-III-R, Manuel Diagnostique et Statistique des troubles mentaux, 3ème version, révisée. Masson, 1992.
4. APA. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. Fourth Edition. Washington, DC: 1994. American Psychiatric Association.
5. Sydor G. Les méthodes d'évaluation de l'Etat de Stress Post-Traumatique. *Journal de Thérapie Comportementale et Cognitive* 1995;5(3):76-93.
6. Kessler RC, Sonnega A, Bromet E, Hughes M, Nelson CB. Posttraumatic stress disorder in the National Comorbidity Survey. *Arch Gen Psychiatry* 1995;52(12):1048-60.
7. Brady KT. Post-traumatic Stress Disorder and Comorbidity : Recognizing the many faces of PTSD. *J. Clin. Psychiatry* 1997;58 (suppl 9):12-15.
8. Krug EG, Kresnow, M.J., & Peddecord, J.P. Suicide after natural disasters. *The New England Journal of Medicine* 1998;338:373-78.
9. Davidson J, Foa, E. (eds.). *Post-traumatic Stress Disorder : DSM - IV and Beyond*, American Psychiatric Press, Washington D.C. 1993.
10. Green B. Psychological research in traumatic stress: an update. *Journal of traumatic stress* 1994;7(3):341-62.
11. Smith EM, North C.S., Post-traumatic Stress Disorder in Naturel Disasters and Technological Accidents. *International Handbook of traumatic Stress Syndromes* 1993:405-419.
12. Bromet E, Sonnega A, Kessler RC. Risk factors for DSM-III-R posttraumatic stress disorder: findings from the National Comorbidity Survey. *Am J Epidemiol* 1998;147(4):353-61.
13. Rubonis A, Bickman L. Psychological impairment in the Wake of Disaster: the disaster- psychopathology relationship. *Psychological Bulletin* 1991;109(3):383-399.
14. Raphaël B. *When Disaster Strikes. A Handbook for Caring Professions*. London: Huchinson Education, 1986.
15. Green BL, Grace MC, Lindy JD, Gleser GC, Leonard AC, Kramer TL. Buffalo Creek Survivors in the Second Decade: Comparison with Unexposed and Nonlitigant Groups. *Journal of applied Social Psychology* 1990;20(13):1033-50.
16. Keane TM, Wolfe J. Comorbidity in post-traumatic stress disorders: an analysis of community and clinical studies. *Journal of applied social psychology* 1990;20(21):1776-1788.
17. Meichenbaum D. *A clinical handbook/practical therapist manual for assessing and treating adults with post-traumatic stress disorder*. Waterloo, Ca: Institute Press, 1994.
18. APA. DSM-IV, Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux. Paris: Masson, 1996. Association Américaine de Psychiatrie.
19. Pirard P, Brenot J, Verger P. Conséquences des accidents radiologiques sur la santé mentale. *Radioprotection* 1998;33(4):271-292.
20. Houts P, Hu T, Henderson R, Cleary P, Tokuhata G. Utilization of medical care following the Three Mile Island crisis. *AJPH* 1984;74(2):140-2.
21. Baum A, Gatchel R, Schaeffer M. Emotional, behavioral, and psychological effects of chronic stress at Three Mile Island. *Journal of consulting and clinical psychology* 1983;51(4):565-72.
22. Dew M, Bromet E. Predictors of temporal patterns of psychiatric distress during 10 years following the nuclear accident at three Mile Island. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 1993;28:49-55.

23. Gibbs MS. Factors in the victim that mediate between disaster and psychopathology: a review. *Journal of Traumatic Stress* 1989;2(4):489-514.
24. Nolen-Hoeksema S, Morrow J. A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: the 1989 Loma Prieta Earthquake. *J Pers Soc Psychol* 1991;61(1):115-21.
25. Steinglass P, Gerrety E. Natural Disasters and Post-traumatic Stress Disorder: Short-term versus long-term Recovery in Two Disaster-Affected Communities. *Journal of applied social psychology* 1990;20(21):1746-65.
26. Shore JH, Tatum EL, Vollmer WM. Psychiatric Reactions to Disaster: The Mount St. Helen Experience. *American Journal of Psychiatry* 1986a;143(5):590-5.
27. Thompson MP, Norris, F. H., Hanacek, B. Age differences in the psychological consequences of Hurricane Hugo. *Psychol. Aging* 1993;8:606-616.
28. Grace MC, Green BL, Lindy JD, Leonard AC. The Buffalo creek disaster: A 14-year follow-up. In: Wilson JP, Raphael B, eds. *International Handbook of Traumatic stress Syndromes*. New York: Plenum Press, 1993:441-9.
29. Bourrelier P-H, Deneufbourg G, Grassin J, Huet P, de Vanssay B, Vazelle J-D. La prévention des risques naturels. Rapport d'évaluation. Paris: La Documentation Française, 1997. Comité interministériel de l'évaluation des politiques publiques, Commissariat Général du Plan, Premier Ministre.
30. Torterotot J. Le coût des dommages dûs aux inondations: estimation et analyse des incertitudes [Doctorat, Sciences et Techniques de l'Environnement]. Paris, 1993.
31. Gout J-P. Prévention et Gestion des Risques Majeurs. Les Risques d'Origine Naturelle. Paris: Editions de l'Environnement, 1993.
32. Verger P, Bard D, Dab W, Hubert P. [Accidents, disasters and crises: contribution of epidemiology in the nuclear field]. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1995;43(4):316-27.
33. Bard D, Verger P, Hubert P. Chernobyl, 10 Years After: Health Consequences. *Epidemiologic Reviews* 1997;19(2):187-204.
34. Bertazzi PA. Long-term effects of Chemical Disasters. Lessons and results from Seveso. *Science Tot Environ* 1991;106:5-20.
35. PACA O. Surveillance épidémiologique des zones géographiques exposées à des facteurs de risques environnementaux. Marseille: ORS PACA, 1997:53.
36. CGV. Reconstruire le Vaucluse : séance publique exceptionnelle, 16 Octobre 1992. Conseil Général du Vaucluse, 1992.
37. Spielberg CD. Inventaire d'Anxiété Etat-Trait. Adaptation française de Bruchon-Schweitzer, M et Paulhan I. Paris: Editions du Centre de Psychologie Appliquée, 1993.
38. Collet L, Cottraux J. Inventaire abrégé de la la dépression de Beck (13 items). Etude de la solidité concurrente avec les échelles de Hamilton et de ralentissement de Widlocher. *L'Encéphale* 1986;12(2):77-9.
39. Shore JH, Tatum EL, Vollmer WM. Psychiatric Reactions to Disaster: The Mount St. Helen Experience. *American Journal of Psychiatry* 1986;143(5):590-5.
40. INSEE. Population, activité, ménages. La région et ses départements, Provence Alpes Côte d'Azur. Paris: Institut National d'Etudes Economiques et Sociales, 1992.
41. Fuhrer R, Rouillon F. La version française de l'échelle CES-D (Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale). Description et traduction de l'échelle d'autoévaluation. *Psychiatr & Psychobiol* 1989;4:163-6.
42. Endler NS, Cox BJ, Parker JDA, Bagby RM. Self-reports of depression and State Trait Anxiety: Evidence for differential Assessments. *Journal of Personality and Social Psychology* 1992;63:832-8.
43. Baum A, Solomon S, Ursano R, et al. Emergency/disaster Studies: Practical, Conceptual, and Methodological Issues. In: Wilson J, Raphael B, eds. *International Handbook of Traumatic Stress Syndromes*. New York: Plenum Press, 1993:125-34.
44. Fleiss J. *Statistical Methods for Rates and Proportions*. New York: John Wiley & Sons, 1981.

45. Oldendick RW, Bishop GF, Sorenson SB, J TA. A Comparison of the Kish and Last Birthday Methods of Respondent Selection in Telephone Surveys. *Journal of Official Statistics* 1988;4(4):307-18.
46. Spira A, Bajos, N., et le groupe ACSF. Les comportements sexuels en France. La documentation Française. Paris. 1993.
47. Czaja R. Asking sensitive behavioral questions in telephone interviews. *Int'l. Quarterly of Community Health Education* 1987;8 (1):23-32.
48. Sydor G, Philippot P. [Psychological consequences of the 1994 massacres in Rwanda]. *Sante Ment Que* 1996;21(1):229-45.
49. Sydor G, Philippot P. Prévalence des symptômes de stress post-traumatique et intervention de prévention secondaire suite à une catastrophe humanitaire. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée* 1996b;46:269-275.
50. Watson CG, Juba, M. P., Manifold, V., Kucala, T., Anderson, P. E. D. The PTSD Interview : Rationale, Description, Reliability, and Concurrent Validity of a DSM-III-Based technique. *Journal of Clinical Psychology* 1991;47(2):179-188.
51. Spielberger CD, al. e. The factor structure of the state-trait anxiety inventory. In: Sarason IG, Spielberger CD, eds. *Stress and Anxiety*. New York: Hemisphere/Wiley, 1980:
52. Spielberger CD. The nature and measurement of anxiety. In: Spielberger, Diaz-Guerrero, eds. *Cross-cultural anxiety*. Washington, DC: Hemisphere/Wiley, 1976:
53. Bruchon-Schweitzer M. Adaptation française de l'inventaire d'anxiété état-trait de C.D. Spielberger et al. Paris: Editions du Centre de Psychologie Appliquée, 1993.
54. Verger P, Rotily M, Baruffol E, et al. Evaluation des conséquences psychologiques de catastrophes environnementales en France : l'exemple des inondations de 1992 dans le Vaucluse. accepté par les Cahiers de Santé.
55. Radloff LS. The CES-D Scale : A self-report depression scale for research in the general population. *App. Psychol. Meas.* 1977;3(385-401).
56. Beekman AT, Penninx BW, Deeg DJ, Ormel J, Braam AW, vanTilburg W. Depression and physical health in later life: Results from the longitudinal aging study Amsterdam. *Journal of Affective Disorders* 1997;46(3):219-231.
57. Zich JM, Attkisson CC, Greenfield TK. Screening for depression in primary care clinics: the CES-D and the BDI. *International Journal of Psychiatry in Medicine* 1990;20(3):259-277.
58. Knight RG, Williams S, McGee R, Olanoff S. Psychometric properties of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) in a sample of women in middle life. *Behaviour Research and Therapy* 1997;35(4):373-380.
59. Rouillon F, Fuhrer, R. La version française de l'échelle CES-D (Center for Epidemiologic Studies-depression Scale). Description et traduction de l'échelle d'auto-évaluation. *Psychiatr. & psychobiol.* 1989;4:163-166.
60. Cronbach LJ. Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika* 1951;16(3):297-334.
61. Kaiser HF, Michael, W. B. Domain Validity and Generalizability. *Educational and Psychological Measurement* 1975;35:31-35.
62. Novick MR, Lewis, C. Coefficient Alpha and the Reliability of Composite Measurements. *Psychometrika* 1967;32(1):1-13.
63. Cazes P, Baumerder, A.B., Bonnefous, S., Pagès, J.P. Codage et analyse des tableaux logiques. Introduction à la pratique des variables qualitatives. 1977;Cahier BUR0, n°27, ISUP, Paris.:1-47.
64. Kaiser HF. The Varimax criteria for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika* 1958;23:187-200.
65. Littell RC, Freund, R. J., Spector, P. C. SAS system for Linear Models ; Third edition ; USA. 1991.
66. Norusis MN. SPSS Professional Statistics 7.5 . SPSS Inc. Chicago, USA. 1997.
67. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied Logistic Regression. New York: John Wiley & Son, 1989.

68. Barriball K. CS, While A., Bergen A. The telephone survey method: a discussion paper. *Journal of Advanced Nursing* 1996;24:115 - 121.
69. Tassi P. La qualité dans les enquêtes téléphoniques. L'échantillon des répondants. In: Dunod, ed. *La qualité des informations dans les enquêtes*. Paris: 1992:33-54.
70. Anderson JE, Nelson DE, Wilson RW. Telephone coverage and measurement of risk indicators. *Data from the National health interview survey. American Journal of Public Health* 1998;88(9):1392 - 1395.
71. Ford ES. Characteristics of survey participants with and without a telephone. Findings from the third National health and nutrition education survey. *Journal of Clinical Epidemiology* 1998;51(1):55 - 60.
72. Firidon JM. L'effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone. *Population* 1993;48(5):1281 - 1317.
73. Tucker C. Interviewer effects in telephone surveys. *Public Opinion Quarterly* 1983;47:84 - 95.
74. Rumenik DK, Capasso DR, Hendrick C. Experimenter sex effect in behavioral research. *Psychological Bulletin* 1977;84(3):852 - 877.
75. Groves RM, Fultz NH. Gender effects among telephone interviews in a survey of economic attitudes. *Sociological Methods and Research* 1985;14(1):31 - 52.
76. Bozon M, Leridon H. Sexualité et Sciences Sociales: les apports d'une enquête. *Population* 1993;48(5):1173 - 1535.
77. Zilberg NJ, Weiss DS, Horowitz MJ. Impact of Event Scale: a cross-validation study and some empirical evidence supporting a conceptual model of stress response syndromes. *J Consult Clin Psychol* 1982;50(3):407-14.
78. Horowitz M, Wilner, N., Alvarez, W. Impact of Event Scale : A Measure of Subjective Stress. *Psychosomatic Medicine* 1979;41(3):209-218.
79. Schwarzwald J, Solomon, Z., Weisenberg, M., Mikulincer, M. Validation of the Impact of Event Scale for Psychological Sequelae of Combat. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 1987;55(2):251-256.
80. Dyregrov A, Kuterovac, G., Barath, A. Factor analysis of the impact of event scale with children in war. *Scandinavian Journal of Psychology* 1996;37:339-350.
81. Joseph S, Yule W, Williams R, Hodgkinson P. The Herald of Free Enterprise disaster: measuring post-traumatic symptoms 30 months on. *Br J Clin Psychol* 1993;32(Pt 3):327-31.
82. Keane TM, Caddell, J. M., Taylor, K. L. Mississippi Scale for Combat-Related Posttraumatic Stress Disorder : Three Studies in Reliability and Validity. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 1988;56(1):85-90.
83. Davidson J, Smith, R., Kudler, H. Validity and Reliability of the DSM-III Criteria for Post-traumatic Stress Disorder. *Journal of Nervous and Mental Disease* 1989;177 (6):336-341.
84. Watson CG, Juba, M. P., Manifold, V., Kucala, T., Anderson, P. E. D. A Factor Analysis of the DSM-III Post-Traumatic Stress Disorder Criteria. *Journal of Clinical Psychology* 1991;47(2):205-214.
85. Solomon Z, Benbenishty R, Neria Y, Abramowitz M, Ginzburg K, Ohry A. Assessment of PTSD: validation of the revised PTSD Inventory. *Isr J Psychiatry Relat Sci* 1993;30(2):110-5.
86. Foa EB, Riggs, D. S., Dancu, C. V., Rothbaum, B. O. Reliability and Validity of a Brief Instrument for Assessing Post-Traumatic Stress Disorder. *Journal of Traumatic Stress* 1993;6(4):459-473.
87. Foa EB, Riggs, D. S., Gershuny, B. S. Arousal, Numbing, and Intrusion : Symptom Structure of PTSD Following Assault. *Am J Psychiatry* 1995;152(1):116-120.
88. Vreven DL, Gudanowski, D. M., King, L. A., King, D. W. The Civilian Version of the Mississippi PTSD Scale : A Psychometric Evaluation. *Journal of Traumatic Stress* 1995;8(1):91-109.
89. Norris FH, Perilla, J. L. The Revised Civilian Mississippi Scale for PTSD : Reliability, Validity, and Cross-Language Stability. *Journal of Traumatic Stress* 1996;9(2):285-298.
90. Lauterbach D, Vrana, S., King, D. W., King, L. A. psychometric Properties of the Civilian Version of the Mississippi PTSD Scale. *Journal of Traumatic Stress* 1997;10(3):499-513.

91. Bernstein CE, Rosser-Hogan, R. Trauma Experiences, Post-traumatic Stress, Dissociation and Depression in Cambodian Refugees. *Am. J. Psychiatry* 1991;148:1548-1551.
92. Hertzog C, Van Alstine J, Usala PD, Hultsch DF, Dixon R. Measurement properties of the Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D) in older populations. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 1990;2:64-72.
93. Berkman LF, Berkman CS, Kasl S, et al. Depressive symptoms in relation to physical health and functioning in the elderly. *Am J Epidemiol* 1986;124(3):372-88.
94. Cathebras P, Mosnier C, Levy M, Bouchou K, Rousset H. [Screening for depression in patients with medical hospitalization. Comparison of two self-evaluation scales and clinical assessment with a structured questionnaire]. *Encephale* 1994;20(3):311-7.
95. Pariente P, Guelfi J. Inventaires d'auto-évaluation de la psychopathologie chez l'adulte. 2ème partie : inventaires de dépression. *Psychiatr Psychobiol* 1990;5:87-102.
96. Dufouil C, Dartigues JF, Fuhrer R. [Depressive symptoms in elderly persons: comparison between rural and urban populations]. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1995;43(4):308-15.
97. Fuhrer R, Wessely S. The epidemiology of fatigue and depression: a French primary-care study. *Psychol Med* 1995;25(5):895-905.
98. Niedhammer I, Goldberg M, Leclerc A, Bugel I, David S. Psychosocial factors at work and subsequent depressive symptoms in the Gazel cohort. *Scand J Work Environ Health* 1998;24(3):197-205.
99. Fuhrer R, Wessely S. The epidemiology of fatigue and depression: a French primary-care study. *Psychological Medicine* 1995;25:895-905.
100. Gauthier J, Bouchard S. Adaptation canadienne-française de la forme révisée du state-trait anxiety inventory de Spielberger. *Revue canadienne des sciences du comportement* 1993;25(4):559-578.
101. Spielberger CD. Manual for state-trait anxiety inventory (Form Y). Palo Alto: Consulting Psychologist Press, 1983.
102. Dumesnil S, Grandfils N, Le Fur P, Grignon M, Ordonneau C, Sermet C. Santé, soins et protection sociale en 1997. Paris: CREDES, 1999.
103. Fréjean M, Panzani, J. P., Tassi, P. Les ménages inscrits en liste rouge et les enquêtes par téléphone. *Journal de la Société de Statistique de Paris* 1990;131:86-102.
104. Freedy JR, Saladin ME, Kilpatrick DG, Resnick HS, Saunders BE. Understanding acute psychological distress following natural disaster. *J Trauma Stress* 1994;7(2):257-73.
105. McNally RJ. Memory and anxiety disorders. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci* 1997;352(1362):1755-9.
106. Havenaar JM. After Chernobyl. Psychological factors affecting health after a nuclear disaster. 1996. Utrecht. 1996.
107. Roht LH, Vernon SW, Weir FW, Pier SM, Sullivan P, Reed LJ. Community Exposure to Hazardous Waste Disposal Sites: Assessing Reporting Bias. *American Journal of Epidemiology* 1985;122:418-33.
108. Watson D, Pennebaker JW. Health Complaints, Stress, and Distress: Exploring the Central Role of Negative Affectivity. *Psychological Review* 1989;96(2):234-54.
109. Gomez de la Camara A, Posada de la Paz M, Abaitua Borda I, et al. Health status measurement in Toxic Oil Syndrome. *J Clin Epidemiol* 1998;51(10):867-73.
110. Blennox G, Romelsjo A, Leifman H, Leifman A, Karlsson G. Sedatives and hypnotics in Stockholm: social factors and kinds of use. *Am J Public Health* 1994;84(2):242-6.
111. Cans C, Rotily M. [Consumption of psychotropic drugs in the general population in the Isere district]. *Rev Epidemiol Sante Publique* 1991;39(6):515-22.
112. Breslau N, Davis, G.C., Andreski, P., Peterson, E. L., Schultz, L. R.,. Sex Differences in Post-traumatic Stress Disorder. *Arch Gen Psychiatry* 1997;54:1044-48.

113. Carr VJ, Lewin TJ, Webster RA, Hazell PL, Kenardy JA, Carter GL. Psychosocial sequelae of the 1989 Newcastle earthquake: I. Community disaster experiences and psychological morbidity 6 months post-disaster. *Psychol Med* 1995;25(3):539-55.
114. Goenjian AK, Najarian LM, Pynoos RS, et al. Posttraumatic stress disorder in elderly and younger adults after the 1988 earthquake in Armenia. *Am J Psychiatry* 1994;151(6):895-901.
115. Gleser GC, Green, B. L., Winget, C. N. Prolonged psychosocial effects of disaster : A study of Buffalo Creek. New-York : Academic Press. 1981.
116. Price J. Some age-related effects of the Brisbane floods. *Austr New Zeal J Psychiat* 1978;12:55-8.
117. McFarlane. Post-traumatic Morbidity of a disaster. A study of cases presenting for Psychiatric Treatment. *The Journal of Nervous and Mental Disease* 1986;174:4-14.
118. Goenjian AK, Najarian, L.M., & Pynoos, R.S. Post-traumatic stress reactions after single and double trauma. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 1994;90:214-21.
119. Bremner JD, Southwick SM, Johnson DR, Yehuda R, Charney DS. Childhood physical abuse and combat-related posttraumatic stress disorder in Vietnam veterans. *Am J Psychiatry* 1993;150(2):235-9.
120. Bland SH, O'Leary, E.S., Farinano, E. Long-Term Psychological Effects of Natural Disasters. *Psychosomatic Medicine* 1996;58:18 - 24.
121. Bromet E, DK P, Dunn L. Long-term mental health consequences of the accident at Three Mile Island. *Int J Ment Health* 1990;19(2):48-60.
122. Finlay-Jones R, Brown GW. types of stressful life event and the onset of anxiety and depressive disorders. *Psychol Med* 1981;11(4):803-15.
123. Green BJ, Grace, M. C., Lindy, J. D., Leser, G. C., Leonard, A. Risk factors for PTSD and other diagnoses in the general sample of Vietnam veterans. *Am. J. Psychiatry* 1990a;147:729-733.
124. McFarlane AC. Relationship between psychiatric impairment and a natural disaster: the role of distress. *Psychol Med* 1988;18(1):129-39.
125. Lima BR, Chavez, H., & Samaniego, N. Disaster severity and emotional disturbance : implications for primary mental health care in developing countries. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 1989;79:74-82.
126. Murphy SA. Status of Natural Disaster Victims' Health and Recovery 1 and 3 Years Later. *Research in Nursing & Health* 1986;9:331-340.
127. Clayer JR, Bookless-Pratz, C., Harris, R. L. Some health consequences of a natural disaster. *The Medical Journal of Australia* 1985;143:182-184.
128. Leung KK, Tang LY, Lue BH. Self-rated health and mortality in Chinese institutional elderly persons. *J Clin Epidemiol* 1997;50(10):1107-16.
129. Miilunpalo S, Vuori I, Oja P, Pasanen M, Urponen H. Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population. *J Clin Epidemiol* 1997;50(5):517-28.
130. Reed PJ. Medical outcomes study short form 36: testing and cross-validating a second-order factorial structure for health system employees. *Health Serv Res* 1998;33(5 Pt 1):1361-80.
131. Shmueli A. Subjective health status and health values in the general population. *Med Decis Making* 1999;19(2):122-7.