

Institut universitaire  
de médecine sociale et préventive  
Lausanne

VALIDATION ET NORMES DU SF-36  
DANS LA POPULATION DU  
CANTON DE VAUD

*Jean-Luc Richard, Karim Bouzourène, Serge Gallant,  
Paola Ricciardi, Philippe Sudre, Anne Iten, Bernard Burnand*

**Citation suggérée :**

Richard JL, Bouzourène K, Gallant S, Ricciardi P, Sudre P, Iten A, Burnand B. Validation et normes du SF-36 dans la population du canton de Vaud. Lausanne : Institut universitaire de médecine sociale et préventive, 2000 (Raisons de santé, 28).

**Etude financée par :**

Institut universitaire de médecine sociale et préventive, Lausanne.

Commission de contrôle de la recherche sur le sida,  
Office fédéral de la santé publique. Requête No 93-7171

**Auteurs :**

Jean-Luc Richard<sup>1</sup>, Karim Bouzourène<sup>1</sup>, Serge Gallant<sup>2</sup>,  
Paola Ricciardi<sup>1</sup>, Philippe Sudre<sup>3</sup>, Anne Iten<sup>2</sup> Bernard Burnand<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Unité d'évaluation des soins, Institut universitaire de médecine sociale et préventive, Lausanne (IUMSP)

<sup>2</sup> Division des maladies infectieuses, Centre hospitalier universitaire vaudois, Lausanne (CHUV)

<sup>3</sup> Division des maladies infectieuses, Hôpital universitaire, Genève (HUG)

Bulletin de commande en dernière page

# TABLE DES MATIÈRES

	Résumé .....	1
	Summary .....	5
1	Introduction .....	9
2	Patients et méthodes .....	11
2.1	Enquête dans la population générale : population, modalités d'envoi, taux de réponse .....	11
2.2	Questionnaire .....	13
2.3	Analyse .....	14
2.3.1	Calcul des scores du SF-36 et du SF-36 + CF .....	14
2.3.2	Cohérence des réponses .....	15
2.3.3	Fiabilité de l'instrument .....	15
2.3.4	Validité .....	16
2.4	Analyse statistique .....	16
3	Résultats commentés de l'enquête dans la population générale .....	17
3.1	Fréquence des non-réponses par item et par question .....	17
3.2	Cohérence des réponses .....	18
3.3	Scores d'état de santé par dimension .....	19
3.3.1	Description et comparaison avec une population américaine .....	19
3.3.2	Comparaison des scores vaudois et genevois .....	20
3.4	Existe-t-il une concentration des bons et des mauvais scores chez les mêmes répondants ? .....	21
3.5	Fiabilité .....	26
3.6	Validité .....	27
3.6.1	Validité convergente et discriminante .....	27
3.6.2	Analyse factorielle .....	27
3.6.3	Validation en fonction de variables externes .....	29
4	Discussion .....	55
4.1	Evaluation du questionnaire .....	55
4.2	Mesure de la qualité de vie liée à l'état de santé perçu dans la population générale .....	55
4.3	Adjonction de la dimension 'fonctionnement cognitif' .....	56
4.4	Conclusions et recommandations .....	56
5	Références .....	57
6	Annexe .....	59



## RÉSUMÉ

Le but de l'étude était d'évaluer les performances d'un instrument générique de mesure de qualité de vie liée à l'état de santé (36-item Medical Outcomes Study Short-Form Health Survey - SF-36) chez des patients infectés par le VIH, comparées à celles obtenues dans divers groupes de la population : personnes séronégatives appartenant à des groupes exposés (homosexuels, toxicomanes), personnes demandant un test anonyme de dépistage du VIH, et population générale francophone. Ce rapport présente les performances de l'instrument mesurées dans un échantillon représentatif de la population du canton de Vaud.

Une dimension complémentaire, le domaine cognitif, a été ajoutée aux huit dimensions du SF-36 qui recouvrent les domaines de la santé physique, mentale et sociale. Le questionnaire examiné comprenait ainsi 40 items.

Bien que des études de validation de la version française du SF-36 aient été conduites dans diverses populations et publiées depuis la mise en route du projet, cette étude n'est pas superflue car elle contribue à l'amélioration des connaissances à propos du SF-36 en général et plus particulièrement en ce qui concerne la version française. La validation d'un instrument de mesure n'est en effet jamais définitivement terminée; son utilisation et des mesures de validation au sein de populations variées apportent des éclairages nouveaux et accroissent le nombre total de questionnaires soumis à validation.

## PATIENTS ET MÉTHODES.

Le questionnaire SF-36 comprend 36 items répartis en 8 dimensions (fonctionnement physique, limitations du rôle liées à la santé physique, douleurs physiques, santé générale, vitalité [énergie/fatigue], fonctionnement ou bien-être social, limitations du rôle liées à la santé mentale, santé mentale) auxquels ont été ajoutés 4 items examinant le fonctionnement cognitif, issus de la Medical Outcomes Study, comme les questions du SF-36. Ce questionnaire a été complété par des questions destinées à préciser le profil socio-démographique des participants, ainsi que leur recours à des services de soins.

Le questionnaire a été envoyé à 2'400 personnes d'un échantillon représentatif de la population vaudoise, soit 200 personnes par classe d'âge décennale entre 20 et 79 ans et par sexe. Avec un taux de réponse de 53.4% par rapport à la population éligible, 1'250 questionnaires ont pu être exploités.

L'évaluation du questionnaire comprenait la mesure de la cohérence des données et de la fiabilité par calcul du coefficient alpha de Cronbach. La validité de convergence des items avec la dimension à laquelle ils sont sensés appartenir, et la validité de discriminance des items avec les autres dimensions ont été mesurées. Les aspects de validité externe ont été évalués.

## RÉSULTATS

La fréquence des réponses manquantes aux items du questionnaire était faible : 1,8%, augmentant avec l'âge de 0,4% entre 20 et 29 ans, à 4,8% entre 70 et 79 ans . Plus de 90% des participants ont répondu avec cohérence. Dans les différents groupes de population étudiés, la

plupart des coefficients de corrélation entre les items et leurs dimensions étaient compris entre 0,5 et 0,8. Les corrélations entre les dimensions variaient de 0,3 à 0,6.

Une analyse factorielle en composante principale a confirmé l'existence de deux axes principaux de 'santé physique' et de 'santé mentale', auxquels appartiennent, respectivement, les dimensions 'fonctionnement physique', 'limitations du rôle liées à la santé physique', 'douleurs physiques', d'une part, et, 'fonctionnement ou bien-être social', 'limitations du rôle liées à la santé mentale', 'santé mentale', d'autre part. Les dimensions 'santé générale' et 'vitalité (énergie / fatigue)' avaient une position intermédiaire entre ces deux pôles. Le fonctionnement cognitif appartenait essentiellement à l'axe santé mentale.

La fiabilité était bonne lorsque mesurée par le coefficient alpha de Cronbach : comprise entre 0,77 et 0,93.

En ce qui concerne l'évaluation de la validité 'construite', les comparaisons des résultats entre sous groupes de patients et au sein de sous-groupes de patients, ont montré des associations qui allaient le plus souvent dans les sens des hypothèses formulées. Ainsi, en ce qui concerne les variables socio-démographiques, les différences suivantes ont été observées : diminution régulière des scores du SF-36 en fonction de l'âge, principalement en ce qui concerne les dimensions de santé physique. Scores moins élevés chez les personnes sans emploi, ayant de faibles revenus, ou une formation minimale. Il est intéressant de constater que l'autoperception de la santé, mentale surtout, était moins bonne chez les personnes en formation que chez les personnes travaillant à plein temps. Les personnes occupant une position hiérarchique supérieure au travail avaient des scores discrètement supérieurs. Cette même tendance a été retrouvée avec le revenu; l'état de santé subjectif, principalement mental, était supérieur chez les personnes ayant un revenu plus élevé. Les scores du SF-36 étaient moins élevés chez les personnes vivant seules. Les scores les plus élevés ont été obtenus chez les personnes vivant en famille.

Les personnes ayant vu un médecin, un psychiatre ou un psychologue au cours des quatre semaines précédentes avaient des scores moins élevés, plus particulièrement dans les dimensions mentales en ce qui concerne les patients qui avaient consulté un psychiatre ou un psychologue. Les personnes qui avaient fréquenté d'autres thérapeutes, présentaient des scores moins élevés, essentiellement dans les dimensions physiques.

Enfin, les scores de la population générale vaudoise étaient globalement comparables à ceux d'autres populations, notamment une population générale américaine; toutefois les scores de la population vaudoise étaient légèrement inférieurs de quelques points. Là également les deux dimensions 'limitations du rôle' indiquaient les plus grande différences.

## DISCUSSION

Quand bien même le concept de qualité de vie liée à l'état de santé n'est pas complètement développé, les mesures génériques ou spécifiques de l'état de santé apportent une dimension nouvelle et intéressante des mesures de l'état sanitaire de la population et de groupes de patients.

Cette étude a permis d'examiner et évaluer divers aspects de la validité du questionnaire SF-36 comme estimateur de la santé perceptuelle dans la population générale en Suisse romande. Elle permet de conclure que le questionnaire SF-36 est un instrument générique de mesure de la qualité de vie liée à l'état de santé qui peut être considéré comme généralement utilisable dans la communauté. Son acceptabilité est suffisamment large, la cohérence des réponses est bonne et la fréquence de réponses manquantes faible. La validité de convergence et de

discriminance du questionnaire est généralement bonne dans cette population générale. Une analyse factorielle confirme la construction de l'instrument en huit dimensions qui se répartissent entre deux pôles de santé physique et mentale. La fiabilité mesurée par le coefficient alpha de Cronbach est considérée comme satisfaisante, au vu de valeurs le plus souvent supérieures à 0,7, ce qui indique une fiabilité acceptable pour des comparaisons de groupe, mais exceptionnellement des valeurs supérieures à 0,9 qui permettraient d'utiliser le questionnaire pour des comparaisons entre individus. Le comportement du SF-36 dans des tests de validité construite, par comparaison de groupes ou de sous-groupes de patients est généralement satisfaisant. La mesure est sensible à des déterminants connus de l'état de santé. Etant donné son caractère générique, il s'agit ainsi d'un instrument utile à la recherche sur les services de santé et en santé publique. En outre, la considération de la dimension fonctionnement cognitif n'apporte apparemment pas d'information indépendante majeure.

Il n'est par contre pas indiqué d'utiliser le SF-36 comme seul instrument de mesure de la qualité de vie liée à l'état de santé chez des patients individuels. Au cas où le SF-36 serait néanmoins employé pour mesurer l'état de santé perçu par un patient individuel, cette mesure devrait toujours être accompagnée d'une anamnèse dirigée sur les aspects personnels importants de la qualité de vie.

Le concept de la qualité de vie liée à l'état de santé doit être amélioré. Les instruments de mesure doivent être développés et évalués. Il conviendrait à terme de disposer de questionnaires génériques complétés par des questionnaires spécifiques d'une maladie, d'un état de santé et examinant certains aspects particuliers de la santé de sous-groupes de la population (migrants, minorités, par exemple). La facilité d'utilisation, la simplicité, la clarté des questionnaires doivent en outre être améliorées afin que la plupart des patients puissent les utiliser.



## SUMMARY

The aim of this study was to examine the properties of a generic questionnaire to measure HRQoL, the French version of the 36-item Medical Outcomes Study Short-Form Health Survey (SF-36), in HIV infected patients attending the specialised AIDS clinics of the University Hospitals of Geneva and Lausanne. SF-36 profiles of these HIV infected patients have been compared with those obtained from various contrasted groups: seronegative persons belonging to exposed groups (homosexual, drug addicts), persons asking for anonymous HIV testing, and the general population. In addition to the items pertaining to the SF-36, 4 items investigating cognitive functioning were added.

Although a few validation studies of the French version of the SF-36 have been conducted in various populations, the validation of a questionnaire is however never definitive. Indeed, this study contributes to bring further knowledge to the validation of the French version of the SF-36 questionnaire. The report focused on the evaluation of the performance of the questionnaire in the general population of the Canton of Vaud.

## PATIENTS AND METHODS

The SF-36 questionnaire is made of 36 items included in the larger instrument used in the framework of the Medical Outcomes Study (MOS). Each of these 36 items belongs to one of eight dimensions (physical functioning, role physical, bodily pain, general health, vitality, social functioning, role emotional, mental health). A ninth dimension, cognitive functioning, has been added, which comprises 4 items retained in the SF-30 form proposed for HIV infected patients. The SF-30 was developed from the SF-20, another MOS short form questionnaire, and completed with several items derived also from the MOS which were judged appropriate to investigate dimensions more specific for HIV infected patients. In addition, questions aimed at specifying the socio-demographic profile of participants, as well as their use of health services were included.

The questionnaire was sent to 2400 persons belonging to a representative sample of the population living in the Canton of Vaud (residents). The sample was constructed as to contain 200 individuals per gender and 10 year age groups between 20 and 79 years of age. The response rate was 53.4% among the eligible population, 1250 questionnaires were eventually analysed.

## RESULTS

The occurrence of missing answers to the items of the SF-36 was low: 1,8%, an average increasing with age, without clustering in specific dimensions. Response coherence was obtained in over 90% of the respondents.

Regarding convergent and discriminant validity, most correlation coefficients between items and the dimensions they are supposed to belong to were in the interval 0.5 to 0.8. Correlation coefficients between dimensions ranged between 0.3 and 0.6.

A factorial principal component analysis has confirmed the existence of two main axes 'physical health' and 'mental health' to which the dimension physical functioning, role physical, and bodily pain, on one hand, as well as mental health, role emotional, and social functioning, on the other hand, pertain, respectively. The last two SF-36 dimensions, general health and vitality, had a more intermediate position between those two main axes. The dimension cognitive functioning was more associated with the mental health axis.

Internal consistency was good. Cronbach's alpha coefficient was most often in-between 0.77 and 0.93 but, only in a few occasions above 0.9.

Regarding construct validity, comparisons of SF-36 profiles between populations groups and among subgroups have shown associations which were most often following the formulated hypotheses. Making a caricature, to summarise, younger, wealthier, healthier individuals rated, in general, SF-36 scores higher. For instance, individuals with a hierarchically superior position at work, had slightly higher scores. A similar feature was found in people with higher income especially for mental dimensions. It was interesting to discover that subjective health was lower in individuals in training than in active working individuals.

Finally, the SF-36 profile was globally comparable to the profile of a general US population. However, scores in the population of the Canton of Vaud were generally a few percentage points lower, especially in the dimensions role physical and role emotional dimensions.

## DISCUSSION

Although the concept of health related quality of life is not fully developed and not unanimously acknowledged, generic and specific measurements of HRQoL can contribute to provide additional, and useful, outcome measures in specific patient groups, as well as in the general population. There is however a disagreement about which instrument to use, and about when an instrument can be considered valid and appropriate for use in specific patients groups or in the general population. This study allowed to examine various aspects of the validity of the SF-36 as a generic tool to measure perceived health in the general population in the case the French speaking population of the Canton of Vaud, Switzerland.

This study has brought additional elements, in terms of validation, in favour of the use of the SF-36 as a generic measure of HRQoL in the general community. Feasibility and acceptability was good, response coherence was quite good, and the number of missing answers to items was low. Convergence and discriminant validity was generally good in this general population. A factorial analysis confirmed the organisation of the 8 dimensions of the SF-36 along two main axes formed by the physical and mental domains. Adding the cognitive functioning only to the SF-36 did not seem to bring further useful information. The internal consistency of the instrument was good enough to allow comparisons between groups of patients, with Cronbach's alpha values almost always larger than 0.7. However, as alpha was rarely above 0.9, it can not be recommended to use the instrument at the individual level. Construct validity was evaluated through comparisons between various groups of individuals. Favourable performance of the instrument was observed as it permitted to distinguish various profiles of HRQoL among population subgroups of patients with a priori different health status and, accordingly, hypothesized different perceived health states.

In conclusion, the SF-36 could be used as a generic instrument to measure and compare HRQoL in the general population. Given it is a generic instrument, it should be mostly used for descriptive purposes and for comparison with other population groups. It is mainly a tool to be used in health services research and public health.

It is however not indicated to use the instrument to measure HRQoL at the individual level. If the SF-36 were to be used in the individuals, it must be accompanied by a complementary history focused on salient aspects of personal health related quality of life.

Finally, the concept of health related quality of life must be improved. Instruments to measure HRQoL must also be ameliorated and further validated. A combination of a short portable generic instrument with questions more specific to an illness or a health status is probably the best choice, allowing comparisons with other groups of individuals and population norms, as well as the measurement of salient aspects of HRQoL in individuals with a given condition or status (e.g. minority people, unemployed individuals) and the population groups targeted by a study. Ease of use, clarity of the questions and response modes, and acceptable length are, beyond validity, only some features of improved HRQoL instruments that should be made available.



# 1 INTRODUCTION

L'état de santé d'une population ou de groupes de personnes malades s'exprime habituellement en termes quantitatifs tels l'espérance de vie, le nombre d'années de vie gagnées ou perdues, la proportion de survivants à un terme défini. Or, dans les sociétés développées occidentales, la morbidité et la mortalité sont actuellement en majorité liées à des maladies chroniques. Au delà des mesures de quantité de vie présentées ci-dessus, un très grand intérêt s'est porté au cours des dernières décennies sur les aspects qualitatifs de la santé : vécu subjectif, état fonctionnel, état global de santé. La 'qualité de vie liée à l'état de santé' est devenue un thème ubiquitaire en recherche clinique au cours des dix dernières années (Murdaugh, 1997).

En dépit de cette popularité, il n'existe toujours pas de concept clair et consensuel de ce que représente la qualité de vie liée à l'état de santé. De nombreux instruments, des questionnaires en général, ont néanmoins été développés et sont largement utilisés; cependant seul un petit nombre de ces questionnaires ont été adéquatement validés.

Il existe des instruments génériques de mesure de la qualité de vie liée à l'état de santé, soit des questionnaires qui peuvent être utilisés, et comparés, chez des patients présentant des maladies ou états de santé différents. Le score de Karnofsky a été développé avant 1950 afin de mesurer l'état fonctionnel de patients atteints de cancers, notamment. Ce score, bien qu'imparfait, est encore utilisé, car son emploi est simple, et il ne demande qu'une faible contribution au patient (Karnofsky et al, 1949). Parmi les autres instruments génériques de mesure de qualité de vie liée à l'état de santé, citons le Sickness Impact Profile (Bergner et al, 1980) et le Nottingham Health Profile (Hunt et al, 1980), et le 36-item Medical Outcome Study Short-Form Health Survey (SF-36) (Ware et al, 1992; McHorney et al, 1993; McHorney et al, 1994). A côté des instruments génériques de mesure de l'état de santé, il existe des instruments développés spécifiquement pour une maladie ou une condition de santé. Les questionnaires spécifiques permettent d'examiner plus finement les aspects de la qualité de vie liée à l'état de santé qui sont associés à une maladie donnée et de mieux évaluer aussi l'évolution de ces aspects au cours du temps qu'à l'aide d'un instrument générique (Guyatt et al, 1986).

Le but de ce projet était d'évaluer certains aspects de la validité de la version française d'un instrument générique de mesure de qualité de vie liée à l'état de santé, le SF-36, auprès d'un échantillon représentatif de la population du canton de Vaud. Une dimension complémentaire, le domaine cognitif, a été ajoutée aux huit dimensions du SF-36 qui recouvrent les domaines de la santé physique, mentale et sociale. Le questionnaire évalué comprenait 40 items, l'évaluation du SF-36 pouvant être distinguée de celle de la dimension complémentaire, dimension ajoutée essentiellement du fait que cette recherche représente le volet populationnel d'une étude globale dont le but visait à l'évaluation de la qualité de vie chez des patients infectés par le VIH.

Bien que des études de validation de la version française du SF-36 aient été conduites et publiées depuis la mise en route du projet (Perneger et al, 1995; Leplège et al, 1995; Biolay, 1997), dans diverses populations, ce travail n'est pas superflu car il contribue à l'amélioration des connaissances à propos du SF-36, en général et plus particulièrement en ce qui concerne la version française. La validation d'un instrument de mesure n'est en effet jamais définitivement terminée; son utilisation et des mesures de validation au sein de populations variées apportent des éclairages nouveaux et accroissent le nombre total de questionnaires soumis à validation.

Ce rapport correspond essentiellement à une présentation des résultats obtenus. Il contient donc de nombreux tableaux de données qui sont commentés. Les références et comparaisons à d'autres études et instruments de mesure de la qualité de vie liée à l'état de santé sont limitées. La discussion est focalisée sur les résultats obtenus. Enfin, quant à la forme, ce texte, et notamment les chapitres présentant les résultats, ayant été écrits par plusieurs auteurs, les variations de styles et de présentations sont apparentes.

## 2 PATIENTS ET MÉTHODES

### 2.1 ENQUÊTE DANS LA POPULATION GÉNÉRALE : POPULATION, MODALITÉS D'ENVOI, TAUX DE RÉPONSE

Le questionnaire SF-36, complété par les 4 questions issues du questionnaire MOS sur le fonctionnement cognitif, a été envoyé le 11 octobre 1996 à 2'400 personnes habitant le canton de Vaud. Le Bureau vaudois d'adresses (BVA) a été chargé de réaliser le plan d'échantillonnage. Ce plan comprenait 200 personnes par catégorie de sexe et d'âge - par classe décennales de 20 à 79 ans, établies dans l'ensemble du canton de Vaud. Afin de protéger l'anonymat des répondants, le BVA a été chargé de la gestion des envois et des retours. L'Institut universitaire de médecine sociale et préventive (IUMSP) ne disposait que d'un numéro d'identification des répondants, dont seul le BVA détenait la clé. Le BVA transmettait, sans ouvrir les enveloppes, les réponses à l'IUMSP, après identification du répondant au moyen du numéro imprimé sur l'enveloppe réponse. Deux rappels ont été effectués auprès des seules personnes qui n'avaient pas répondu aux envois précédents (5 novembre et 4 décembre 1996).

Au 31 décembre 1996, date butoir, 1'396 questionnaires avaient été retournés au BVA, auxquels il faut encore ajouter 92 questionnaires vierges retournés par la poste avec diverses mentions (inconnu à cette adresse, a déménagé, parti sans laisser d'adresse, décédé...) ou par le destinataire qui refusait explicitement le questionnaire par une note sur l'enveloppe. A l'ouverture des enveloppes par l'IUMSP, d'autres refus de questionnaires ont été relevés. Les 1'396 questionnaires mentionnés par le BVA comptabilisent donc tous les questionnaires remplis (1'329) et quelques dizaines de refus ou de personnes ne pouvant ou ne voulant pas remplir le questionnaire pour des raisons de langue ou de santé (67).

A notre demande, le BVA a relevé par semaine le nombre de retours, au sens explicité ci-dessus pour les 1'396 questionnaires reçus, afin d'évaluer la dynamique des réponses après l'envoi initial et les rappels. A la suite de l'envoi initial, 873 réponses ont été reçues avant le 10 novembre. La réaction des personnes interrogées a été très forte la première semaine (459 réponses du 14 au 20 octobre), puis a diminué rapidement les semaines suivantes (265, 104 et 45 réponses). Pour le premier envoi, 52,6% des réponses étaient donc parvenues dans la première semaine qui a suivi la réception, 30,9% dans la deuxième, 11,9% dans la troisième et seulement 5,2% dans la quatrième. Les deux rappels, à environ un mois d'intervalle, ont permis de recevoir 523 questionnaires supplémentaires (375 pour le premier et 148 pour le second). Ainsi, 62,5% de toutes les réponses ont résulté du premier envoi, 26,9% du premier rappel et 10,6% du second rappel. Pour les deux rappels, le même phénomène a été observé, à savoir une rapide diminution des retours avec le temps. Pour le premier rappel du 5 novembre, 45,9% des réponses étaient parvenues au BVA durant la semaine du 11 au 17 novembre, 35,2% durant la deuxième semaine, 12,8% durant la troisième et seulement 6,1% durant la quatrième. Pour le second rappel, du 4 décembre, plus des deux tiers des réponses (67,6%) étaient parvenues au BVA durant la semaine du 9 au 15 décembre, 26,4% durant la deuxième semaine et 6,1% durant la troisième. Quel que soit l'envoi, l'évolution de la proportion des retours au cours du temps est donc restée similaire. Près du tiers de toutes les réponses recueillies durant l'étude ont été retournées durant la première semaine qui a suivi la réception des questionnaires et près d'un cinquième durant la deuxième semaine.

Sur un effectif de départ de 2'400, 2'343 personnes sont éligibles (97,6%) et 57 inéligibles car elles ne pouvaient en aucun cas répondre ou être atteintes (11 décès et 46 problèmes d'adressage); 1'093 personnes éligibles (46,6%) n'ont pas répondu, pour diverses raisons :

1. réponses écartées car le répondant n'était pas le destinataire du questionnaire (indication de sexe et/ou d'âge dans le questionnaire ne correspondant pas à celle fournie par le code d'identification du répondant : 79cas<sup>1</sup> ou 3,4% des personnes éligibles);
2. refus et retours vierges (115 cas, 4,9%);
3. incompréhension du questionnaire pour des motifs linguistiques (11 cas, 0,5%);
4. problèmes de santé empêchant de répondre ou considérés comme un motif d'inéligibilité par le destinataire du questionnaire (5 cas, 0,2%);
5. sans réponse (883 cas, 37,7%).

Il convient de ne pas accorder trop d'importance aux chiffres correspondant aux catégories 1-4, car certaines des raisons mentionnées ci-dessus sont certainement aussi à l'origine de questionnaires non retournés correspondant à la catégorie 5 (langue, état de santé modifié par une maladie, un accident, une grossesse et, par conséquent, considéré par la personne comme un motif d'inéligibilité).

La taille de l'échantillon exploitable est finalement de 1'250, soit un taux de réponse de 52,1% par rapport au nombre total d'envoi et de 53,4% par rapport à la population éligible.

S'il ne nous est pas possible de calculer précisément le pourcentage de personnes éligibles par catégorie de sexe et d'âge, ni celui des causes de non-réponse pour ces catégories, nous pouvons toutefois calculer un taux de réponse par rapport au total des envois à chaque catégorie, qui reste très proche du nombre de personnes éligibles puisque globalement les personnes inéligibles ne constituent que 2,4% du total des destinataires (Tableau 2.1). Le taux de réponse ne varie que très peu selon le sexe; les variations du taux de réponse en fonction de l'âge sont un peu plus importantes, avec une augmentation au delà de 60 ans, essentiellement chez les hommes.

Comme les taux de réponse par catégories de sexe et d'âge varient peu et que le nombre d'envoi était égal dans chaque catégorie, la structure par sexe, par âge et par sexe croisé avec l'âge des répondants est très équilibrée. L'écart le plus important se situe entre les hommes de 70 à 79 ans et les femmes du même âge.

---

<sup>1</sup> En fait 78. Un questionnaire a été écarté car le sexe du répondant ne correspondait apparemment pas à celui du destinataire. Le sexe indiqué par le code d'identification du BVA était erroné. Nous avons pu le constater à cause d'une remarque de la répondante sur le questionnaire, se plaignant d'avoir été appelée « Monsieur ». Il n'est pas exclu que la base de données du BVA contienne d'autres erreurs et que quelques autres répondants écartés l'ont été pour cette raison.

**Tableau 2.1** Taux de réponse par sexe et par âge (par rapport au total des envois)

Age	Hommes			Femmes			Total		
	Envois	Retours	%	Envois	Retours	%	Envois	Retours	%
20-29 ans	200	98	49.0	200	108	54.0	400	206	51.5
30-39 ans	200	104	52.0	200	107	53.5	400	211	52.8
40-49 ans	200	99	49.5	200	99	49.5	400	198	49.5
50-59 ans	200	100	50.0	200	102	51.0	400	202	50.5
60-69 ans	200	112	56.0	200	104	52.0	400	216	54.0
70-79 ans	200	118	59.0	200	98	49.0	400	216	54.0
Total	1200	631	52.6	1200	618	51.5	2400	1249	52.0

Septante-huit questionnaires ont été écartés parce que les personnes qui y ont répondu n'étaient pas les destinataires de l'envoi. Il était possible de le savoir par comparaison du sexe et de l'âge, indiqués en fin de questionnaire par le répondant, avec ceux figurant sous forme de code sur l'enveloppe-retour. Est-ce que les personnes qui ont répondu à la place d'autres se distinguaient de ces dernières par le sexe et l'âge ? Le répondant était dans 72 cas sur 78 (92,3%) du sexe opposé au destinataire. Il était un peu plus fréquent qu'un homme réponde à la place d'une femme (54,2%) que l'inverse. Sur les 78 cas, les femmes constituaient 55,1% des destinataires mais seulement 47,4% des répondants. Par catégorie d'âge, les répondants étaient plus nombreux que les destinataires pour les 30 - 39 ans et les 50 - 59 ans. C'était l'inverse pour les 40 - 49 ans. Mais les écarts restent relativement modestes. Si l'on croise l'âge des destinataires avec celui des répondants, on constate que le répondant relève très majoritairement de la même catégorie d'âge que le destinataire et plus rarement de la catégorie d'âge précédente ou suivante. Cette proximité d'âge entre les répondants et les destinataires couplée avec l'inversion du sexe suggèrent très fortement que le répondant est le conjoint du destinataire. Conserver les questionnaires remplis par une autre personne que le destinataire n'aurait donc probablement pas diminué la pertinence des résultats, d'autant plus que l'inversion du sexe est presque aussi fréquente dans un sens que dans l'autre.

## 2.2 QUESTIONNAIRE

Le questionnaire SF-36 est une forme relativement courte, issue du questionnaire de la Medical Outcome Study, qui comprend 36 items répartis en 11 questions et destiné à obtenir une mesure générique de l'état de santé perceptuelle. Ce questionnaire n'est donc pas spécifique d'une maladie, il peut en outre aussi être administré à des populations générales. Ce questionnaire a été traduit en français, et dans d'autres langues, dans le cadre d'une collaboration internationale (IQOLA - International Quality of Life Assessment Project). La version française du questionnaire a été mise au point par l'Unité 292 de l'INSERM . Cette version française n'est pas encore reconnue comme validée par le groupe IQOLA. Ce travail participe donc de facto à la validation de l'instrument. L'instrument SF-36 a été mis au point et analysé par John Ware et collaborateurs ( Ware et al, 1992, McHorney et al, 1993, McHorney et al, 1994). Il est largement utilisé actuellement, en langue anglaise, mais aussi dans des autres traductions.

Une question complémentaire comprenant 4 items a été ajoutée à cette version du questionnaire. Cette question avait été sélectionnée par Wu qui avait mis au point un instrument de mesure de qualité de vie destiné aux patients atteints par une infection par le VIH à partir du questionnaire de la Medical Outcome Study (Wu et al, 1991). La traduction de ces 4 items en français a été effectuée par 3 chercheurs spécialistes de la recherche sur les services de santé et un traducteur. Une retraduction en langue anglaise a été effectuée par une personne anglophone, afin de s'assurer de la proximité des 2 versions en anglais.

Dans le texte, nous avons utilisé les abréviations anglaises classiques pour désigner les 9 scores, dont voici les correspondant en français :

- PF physical functioning      activité physique (fonctionnement)
- RP role physical              limitations (du rôle) liées à la santé physique
- BP bodily pain                douleur physique
- GH general health            santé générale
- VT vitality                    vitalité (énergie / fatigue)
- SF social functioning        fonctionnement ou bien-être social
- RE role emotional            limitations (du rôle) liées à la santé mentale
- MH mental health            santé mentale
- CF cognitive functioning    fonctionnement cognitif  
(dimension absente du SF-36 classique)
- HT eported health  
transition                      modification perçue de l'état de santé  
(«dimension» annexe, = item 2 ou Q2)

Les 8 dimensions du SF-36 ont été regroupées en 2 scores synthétiques. Un score physique (Physical Component Score, PCS) regroupe les 8 dimensions selon une pondération qui favorise la composante physique, alors que le score mental (Mental Component Score, MCS) résume la part mentale des scores des dimensions. (Ware et al, 1994).

Le protocole a été soumis à la Commission d'éthique de la Faculté de médecine de Lausanne. Une feuille d'information a été distribuée à toutes les personnes invitées à participer. Pour les questionnaires adressés à la population générale, une information était fournie en annexe; le renvoi du questionnaire, anonyme, constituait un accord tacite de participation.

## 2.3 ANALYSE

### 2.3.1 Calcul des scores du SF-36 et du SF-36 + CF

Réunis par groupes de 2 à 10, les 40 items fournissent 9 indicateurs spécifiques de l'état de santé appelés dimensions ou échelles. Le SF-36 comprend 36 items groupés en 8 dimensions. Par analogie nous décrivons le SF-36+CF qui comprend 4 items et une dimension supplémentaire, la dimension du fonctionnement cognitif (CF). Cette appellation SF-36+CF n'est pas officielle est n'est utilisée ici que par convenance et souci de simplification. Chaque item ne concourt au score que d'une seule dimension. L'item 2 constitue à lui seul une

dixième dimension annexe, décrivant la perception de l'état de santé actuel par rapport à l'année précédente. La construction du score comprend plusieurs étapes que nous ne détaillerons pas ici (Ware et al., 1993) :

- standardisation des réponses pour les items 1, 7 et 8;
- inversion des échelles pour les items 1, 6, 7, 8, 9a, 9d, 9e, 9h, 11b et 11d, de sorte que les valeurs les plus basses indiquent toujours les moins bons états de santé;
- remplacement des valeurs manquantes d'un item par la moyenne des autres items de la dimension, s'il manque moins de la moitié des items d'une dimension;
- transformation des résultats en scores exprimés sur une échelle de 0-100, de sorte que l'état de santé subjectif minimal potentiel soit 0 et l'état de santé subjectif maximal potentiel soit 100.

Les scores de qualité de vie s'expriment sous la forme d'un profil de 8 dimensions pour le SF-36 et de 9 dimensions pour le SF-36 + CF. Pour le SF-36 un résumé en un score composite de 2 dimensions, santé physique et santé mentale a aussi été calculé (Ware et al, 1994).

Les scores des dimensions du SF-36 forment un profil et s'interprètent par rapport à une ou à des autres populations de référence. A fins de référence, nous disposons des scores de la population générale américaine (n = 2'474). Surtout, l'étude de la population générale vaudoise a été réalisée dans ce but, et nous disposons des données de plusieurs sous-populations, collectées aussi dans le cadre de l'étude.

### 2.3.2 Cohérence des réponses

La cohérence des réponses du SF-36 a été mesurée par le Response Consistency Index (RCI). Les questions du SF-36 sont construites de sorte que certains items étaient directement comparables par paire pour apprécier la cohérence, la logique des réponses. Il est donc possible de contrôler la cohérence interne des réponses d'un individu ou de l'ensemble des répondants au moyen du calcul d'un indice de cohérence (RCI) comparant les réponses de 15 paires d'items (8 pour l'échelle de «fonctionnement physique», 2 pour la «santé mentale», 2 pour la «vitalité», 1 pour le «fonctionnement social», 1 pour la douleur physique» et 1 pour la «santé générale». Pour le «fonctionnement physique» par exemple, il y a incohérence lorsqu'une personne répond qu'elle est beaucoup limitée pour «marcher une centaine de mètres» (item 3i) ou pour «prendre un bain, se doucher ou s'habiller» (item 3j), alors qu'elle avait répondu qu'elle était peu ou pas du tout limitée pour «effectuer des efforts physiques importants» (3a), «effectuer des efforts physiques modérés» (3b), «monter plusieurs étages» (3d) et pour «marcher plus d'un kilomètre à pied» (3g). Pour chacune des 15 paires d'items testées on attribue un score de 1 s'il y a incohérence et de 0 dans le cas contraire. Le score total de cohérence est l'addition du score des 15 tests. Le score total est donc au minimum de 0 (aucune incohérence) à 15 (incohérence totale, pour les 15 tests).

### 2.3.3 Fiabilité de l'instrument

La fiabilité reflète la proportion de la variance observée dans les scores résultant de la vraie variabilité dans les concepts mesurés plutôt que d'erreurs de mesures ou dues au hasard. Un outil de mesure est fiable s'il fournit toujours les mêmes résultats lors d'observations similaires ou semblables. Il existe plusieurs manières de mesurer la fiabilité d'un instrument : corrélation entre les résultats d'un test et d'un retest, corrélation entre différentes formes d'un même questionnaire et mesure de la cohérence interne des dimensions d'un questionnaire ( $\alpha$  de Cronbach). Seule cette dernière méthode a été utilisée pour la validation du questionnaire dans la population générale. En ce qui concerne la mesure de la cohérence interne,

l'hypothèse sous-jacente est que si les différents items d'une dimension donnée mesurent bien le même concept, on devrait y répondre de manière cohérente. Des valeurs de  $\alpha \geq 0,70$  sont habituellement considérées comme satisfaisantes pour des comparaisons de groupes.

#### 2.3.4 Validité

La validité exprime la capacité qu'a un instrument de mesurer le concept qu'il se propose de mesurer. Idéalement, une comparaison avec un étalon-or permet de préciser la validité. En l'absence d'étalon-or, cette capacité est établie par l'analyse de la logique interne de l'instrument et par la pertinence des scores obtenus au regard d'informations externes au SF-36. Des tests de validité convergente et discriminante permettent d'établir la logique interne de l'instrument, qui doit être capable dans ce cas de mesurer des dimensions indépendantes de la santé. En outre, les corrélations entre les dimensions devraient montrer que les huit dimensions sous-tendent deux dimensions plus globales - la santé physique et la santé mentale - ce que devrait confirmer une analyse factorielle dégageant deux composantes principales. Les coefficients de corrélation de Pearson ont été utilisés. Chaque item a été corrélé avec les 8 dimensions du SF-36 et la dimension cognitive (CF), après correction du score pour l'«overlap» (le coefficient de corrélation entre un item et sa dimension est en effet artificiellement élevé, puisque l'item contribue au score de la dimension; il faut donc recalculer le score de la dimension sans y inclure l'apport de l'item à tester avant d'effectuer la corrélation).

Une validation externe a été effectuée avec diverses variables disponibles et a priori associées à l'état de santé, notamment des variables démographiques et socio-économiques dans la population générale. Des hypothèses ont été formulées a priori : la qualité de vie liée à l'état de santé perçu décroît avec l'âge par exemple.

## 2.4 ANALYSE STATISTIQUE

Les résultats présentés sont pour la plupart des descriptions simples des données, ajustées pour l'âge ou le sexe, selon le besoin. Un certain nombre d'hypothèses a priori ont été formulées, afin de tester la sensibilité du questionnaire SF-36+CF à des niveaux ou changements attendus de l'état de santé (en fonction de l'âge de la population, du statut professionnel, du revenu). Des tests statistiques simples ont été effectués (t-test). Les tests statistiques n'ont souvent qu'une valeur indicative. Des analyses multivariées (régression logistique) et des analyses factorielles (analyse en composante principale avec rotation varimax) ont également été effectuées. Le logiciel d'analyse Stata a été utilisé. Une valeur alpha de 0,05 a été habituellement considérée pour examiner la signification statistique, sauf lorsqu'une autre valeur est mentionnée dans les résultats.

### 3 RÉSULTATS COMMENTÉS DE L'ENQUÊTE DANS LA POPULATION GÉNÉRALE

En raison du grand nombre de résultats présentés dans ce rapport et afin de faciliter la lecture, les résultats sont directement commentés dans ce chapitre, et non dans une section ultérieure du document.

Les résultats portent sur les 1'249 questionnaires auxquels 618 femmes et 631 hommes établis dans le canton de Vaud ont répondu. La description des modalités d'envois et des taux de réponse a été présentée au chapitre 2.1.

#### 3.1 FRÉQUENCE DES NON-RÉPONSES PAR ITEM ET PAR QUESTION (GROUPE D'ITEMS)

Globalement, la proportion des items restés sans réponse était très faible (1,8%). Cette proportion était un peu plus élevée pour les femmes que pour les hommes (2,1 contre 1,5%). Elle tend à augmenter avec l'âge du répondant. Elle n'était en effet que de 0,4% pour les répondants de 20 à 29 ans, de 1,2% entre 30 et 39 ans, puis augmentait à 1,9% de 60 à 69 ans, pour finalement grimper à 4,8% pour les répondants de 70 à 79 ans.

D'un point de vue formel, les questions du SF-36 présentent une grande variété. D'une part, la moitié des questions ne comportent qu'un seul item, avec à chaque fois 5 modalités de réponse, explicitement exprimées. D'autre part, les autres questions regroupent chacune plusieurs items (de 3 à 10) avec 2 à 6 modalités de réponse pour chacun. Ces dernières sont alors codées par un chiffre, dont la signification est explicitée au sommet de la colonne. Ces questions se présentent donc sous la forme d'un tableau à double entrée, qui pourrait a priori rebuter certains répondants potentiels. Nous avons émis l'hypothèse que le taux de réponse par question et par item diminue avec l'augmentation de la complexité formelle, apparente, de la question.

Pour l'ensemble des répondants, le taux de non-réponse a varié de 0,6 à 2,9% selon la question et de 0,6 à 3,2% selon l'item, soit dans un rapport d'environ 1 à 5. Le taux de non-réponse était minimal (0,6 %) pour les questions 6 à 8. Il s'agit de trois questions ne comportant chacune qu'un seul item. Cette proportion était maximale pour la question 11 (2,9%), comportant 4 items. Mais elle était aussi relativement élevée pour les questions 1, 2 et 10 (respectivement 2,3, 2,0 et 1,9%), ne comportant qu'un seul item, et pour les questions 3 et 9 (respectivement 2,0 et 1,9%), comportant 10 et 9 items. La tendance à une augmentation du taux moyen de non-réponse par question en fonction de leur complexité formelle était donc faible. De plus, si l'on trouve bien les taux de non-réponse par item les plus élevés parmi les items relevant de questions complexes (3,2% au maximum), les variations interitems au sein de la même question étaient parfois importantes (de 0,8 à 3,2% pour la question 3, soit un rapport de 1 à 4). Cela suggère que c'est plus le contenu des items qui a posé parfois problème que la forme des questions. De plus, nous n'avons relevé aucun questionnaire où tous les items d'une question complexe étaient restés sans réponse.

La forme des questions n'a donc apparemment joué qu'un rôle négligeable dans le taux de réponse par question et item des personnes qui ont répondu. Il est cependant possible qu'une partie des non répondants au questionnaire aient été rebutés par sa présentation formelle, parfois complexe.

Les items ci-dessous ont enregistré les taux de non-réponse les plus élevés :

- «Je m'attends à ce que ma santé se dégrade» (3,2%);
- «Je tombe malade plus facilement que les autres» (3,0%);
- Se sentir limité en raison de l'état de santé actuel pour «marcher une centaine de mètres» (3,2%);
- Se sentir limité en raison de l'état de santé actuel «pour soulever et porter les courses» (3,0%);

Il est difficile d'attribuer une quelconque signification aux différences des taux de non-réponse par item selon leur contenu. Elles ne semblent en effet pas toujours cohérentes. Par exemple, l'impossibilité de «marcher une centaine de mètres» a obtenu le plus fort taux de non-réponse (3,2%) des 10 items de la question 3, alors que l'item «impossibilité de marcher plus d'un kilomètre» a obtenu le deuxième plus bas taux de non-réponse (1%) pour cette même question. Le taux de non-réponse semblait d'autant plus élevé que le répondant se trouvait dans une situation «limite», peu claire par rapport aux seuils proposés pour jauger sa capacité physique ou mentale. Cela pourrait expliquer l'augmentation du taux de non-réponse avec l'âge, surtout avec le grand âge. Par exemple, aucune personne de 20 à 29 ans ne s'est abstenue de répondre à l'item 3i «se sentir limité pour marcher une centaine de mètres», alors que 5,6% des répondants de 60 à 69 ans et 8,3% de celles de 70 à 79 ans se sont abstenus. Pour l'impossibilité de «soulever et porter les courses», on peut imaginer que certaines personnes ne se sont pas senties concernées par cette activité. Le fait que 7,9% des répondants de 70 à 79 ans n'ont pas répondu à cette question appuie cette interprétation. Il n'y a pas eu de différence marquée du taux de non-réponse entre les questions portant sur l'état physique et l'état émotionnel. Le moment sur lequel porte l'information a joué par contre un rôle sur le taux de non-réponse par question. Ce taux tendait à être plus élevé lorsque la question portait sur la situation générale (ou sur la situation actuelle relativement à celle de l'année précédente), que sur les quatre dernières semaines. Il convient néanmoins de ne pas surinterpréter les différences de taux de non-réponse entre les items.

## 3.2 COHÉRENCE DES RÉPONSES

La cohérence des réponses est mesurée par le Response Consistency Index (RCI). Environ 92,5% des répondants ont obtenu un score de cohérence de 0 - 2,9% de 1 - 0,8% de 2 - 1% de 3 et 3,1% de 4 à 9. La proportion des répondants sans incohérence fut proche de celle enregistrée dans d'autres enquêtes : 90,3% pour la population générale américaine et 94,5% pour le MOS (Ware et al, 1993). Par rapport à ces deux études américaines, l'indice de cohérence des réponses pour la population générale vaudoise se distinguait par une proportion un peu plus forte d'indices élevés. Alors que pour les premières 0,8 et 0,2% des répondants avaient un indice dépassant 4, cette proportion était de 2,1% pour l'étude vaudoise. Les résultats obtenus pour la population générale vaudoise concordent par contre bien avec ceux relevés pour la population jeune et saine du canton de Genève (Perneger 1995). Dans cette enquête, 94,6% des répondants n'avaient commis aucune incohérence, alors que les autres avaient commis de 1 à 8 incohérences par personne, soit en moyenne 0,19 par répondant ou 0,0127 par test de cohérence effectué. Pour la population générale vaudoise, ces dernières valeurs furent respectivement de 0,25 et 0,0167. L'indice de cohérence des réponses était donc un peu moins bon pour la population générale vaudoise. Cela provient essentiellement de la différence d'âge des deux populations (18 à 44 ans pour la population genevoise). Si l'on calcule un indice de cohérence pour les seuls vaudois âgés de 20 à 44 ans, 95,2% d'entre eux n'ont enregistré aucune incohérence et le nombre moyen d'incohérences

par répondant n'était plus que de 0,15 et celui d'incohérences par test effectué de 0,0099. A âge égal, la cohérence des réponses était donc très proche pour les deux populations romandes. La structure de l'indice de cohérence des réponses était la même pour les hommes et les femmes de la population générale vaudoise. Il y avait une légère tendance à l'augmentation de la fréquence des incohérences avec l'âge.

### 3.3 SCORES D'ÉTAT DE SANTÉ PAR DIMENSION

#### 3.3.1 Description et comparaison avec une population américaine

En raison des valeurs manquantes, partiellement remplacées par les valeurs moyennes pour les dimensions correspondantes, la taille de l'échantillon pour chaque dimension fut inférieure, mais de peu, aux 1'250 questionnaires exploitables reçus. La fourchette allait de 1'215 à 1'247, selon la dimension. Le Tableau 3.1 présente les résultats descriptifs par dimension pour la population vaudoise.

**Tableau 3.1** Distribution des scores des 8 dimensions du SF-36 et du fonctionnement cognitif dans un échantillon représentatif de la population vaudoise

Dimension	N	Moy. VD	Moy. USA	SD	Min	Max	P25	P50	P75
<b>PF</b>	1236	84.02	84.52	22.72	0.00	100.00	80.00	95.00	100.00
<b>RP</b>	1235	75.16	81.20	35.87	0.00	100.00	50.00	100.00	100.00
<b>BP</b>	1247	72.22	75.50	23.93	0.00	100.00	51.00	74.00	100.00
<b>GH</b>	1215	71.00	72.21	19.85	5.00	100.00	62.00	75.00	87.00
<b>VT</b>	1229	56.69	61.05	17.77	0.00	100.00	45.00	60.00	70.00
<b>SF</b>	1246	77.94	83.60	21.52	0.00	100.00	62.50	87.50	100.00
<b>RE</b>	1227	73.80	81.30	36.31	0.00	100.00	50.00	100.00	100.00
<b>MH</b>	1227	67.87	74.84	18.56	4.00	100.00	56.00	72.00	80.00
<b>CF</b>	1235	73.41	-	18.42	0.00	100.00	65.00	75.00	85.00

Moy. : valeur moyenne; SD : écart type; P : percentile

Les scores vaudois et américains sont très proches pour PF et GH. Pour toutes les autres dimensions, les scores américains sont sensiblement supérieurs aux scores vaudois (de 3,3 à 7 points). Les deux autres scores de santé physique sont sensiblement plus bas pour la population vaudoise (- 6 points pour RP et -3,3 points pour BP). Pour la santé mentale, les scores vaudois sont systématiquement inférieurs aux scores américains. L'écart est particulièrement important pour RE (7,5 points) et MH (7 points). Il se monte encore à 5,7 points pour SF et à 4,4 pour VT. Pour la dimension CF, nous ne disposons pas de points de comparaison américains, puisque les quatre questions qui la composent ne figurent pas dans le SF-36.

Les déviations standards par dimension sont similaires dans les deux études. La différence des déviations standard est maximale pour VT et RE. L'intervalle minimum-maximum (*range*) fut toujours exactement le même, sauf pour MH qui avait un score minimal de 4 dans la population générale vaudoise contre 0 pour la population américaine. L'effet de plancher est très limité dans les deux études (moins de 1% de scores = 0), sauf pour les dimensions RP et RE pour lesquelles les scores 0 constituaient presque 13% des réponses (environ 10% pour la population américaine). Par contre, l'effet de plafond est bien présent dans les deux études. Très faible à modéré pour GH, VT, MH et CF (de 0,7 à 7%), il fut considérable pour les autres dimensions : BP (27,4%), SF (32,3%), PF (36,3%), RE (59,3%) et RP (59,7%). Les dimensions RP et RE ont enregistré à la fois l'effet de plancher et de plafond maximal. Cela est lié au fait qu'il s'agit des seules dimensions composées d'items où il suffit de répondre oui ou non, plutôt que sur une échelle graduée. Il en résulte que les scores individuels pour ces deux dimensions ne peuvent prendre que quelques valeurs. Pour les autres dimensions, la variabilité des scores individuels était beaucoup plus importante, ce qui a limité ces effets de plafond et de plancher, sans pour autant forcément influencer les scores moyens d'ailleurs. On retrouve le même phénomène pour la population américaine, avec partout des effets de plafond plus prononcés encore (environ 71% pour RP et RE par exemple).

La majorité des répondants (72,7%) ont estimé que leur état de santé était à peu près pareil à celui qu'ils avaient une année auparavant, 10,2% ont perçu une détérioration de leur état de santé (faible pour 9,3% et forte pour 0,9%) et 17,1% une amélioration (14,2% faible et 2,9% forte). On s'attendrait plutôt à ce que la proportion de détérioration soit légèrement supérieure à celle des améliorations puisque la population a vieilli d'un an entre-temps. Pour cette question, nous ne disposons pas des réponses pour la population générale américaine. Par contre, nous les connaissons pour les 1'698 patients de l'étude MOS (Ware et al, 1993). Cette population n'est pas du tout comparable à la population générale vaudoise, puisque chaque personne y souffre d'au moins une maladie chronique. La proportion de patients rapportant un état de santé stable y est inférieure : 57,5%. On y retrouve aussi une proportion plus élevée de patients se sentant mieux que l'an passé (28%) plutôt que l'inverse (14,5%). Il s'agit ainsi peut-être soit d'une sélection des répondants, soit d'une formulation ou d'une modalité de réponse qui favorise une attitude optimiste.

### 3.3.2 Comparaison des scores vaudois et genevois

Perneger (1995) a validé une version en français du SF-36 en l'utilisant dans une population de jeunes adultes de la population générale genevoise, en fonction de leur statut d'assurance. Comme les scores du SF-36 sont sensibles à l'âge et au sexe des répondants, nous avons comparé les scores obtenus pour les populations générales vaudoise et genevoise selon les mêmes catégories d'âge puis de sexe et d'âge. D'une manière générale, les scores tendaient à être plus élevés dans le canton de Genève. Si les variations des scores s'équilibraient plus ou moins pour les répondants de 18 à 24 ans (de 20 à 24 ans pour la population vaudoise), elles devenaient de plus en plus fréquemment en faveur des Genevois avec l'augmentation de l'âge (25 à 34 ans et 34 à 44 ans). Ainsi, les Genevois de 18 à 24 ans ont présenté un score de VT de 6,3 points supérieur à celui des Vaudois. Par contre, ces derniers avaient un score de RE supérieur de 8,5 points. Pour les répondants de 25 à 34 ans, les grandes différences de scores étaient à l'avantage des Genevois : + 8,5 points pour VT et +6,3 points pour SF. Cette tendance s'accroissait pour les répondants de 35 à 44 ans : +1,2 points pour VT, + 6,5 points pour SF, + 6,6 points pour RE et + 4,9 points pour MH. C'était donc pour la santé mentale que les Vaudois avaient des scores sensiblement inférieurs aux Genevois. Il est à relever que pour RE l'évolution du score en fonction de l'âge se développait en sens contraire pour les deux populations. Il variait de 81,5 à 73,9% pour les deux catégories d'âge extrêmes pour les Vaudois, alors qu'il croissait de 73 à 80,5% pour les Genevois.

En ne considérant que les hommes selon ces trois catégories d'âge jusqu'à 44 ans, la tendance générale restait la même. Pour les plus jeunes, les Vaudois avaient une meilleure santé physique, mais avec des différences de scores modérées. Leur score de RE était aussi nettement plus élevé (+6,1%). Pour les répondants âgés de 35 à 44 ans, toutes les dimensions relatives à la santé mentale avaient des scores nettement moins élevés pour les Vaudois (de -7,4 à -11,8 points). Il en allait de même pour RP (-5,7 points). La tendance était la même pour les trois catégories d'âge chez les femmes, avec toutefois des écarts de santé mentale moins marqués pour les plus âgées d'entre elles. Ces différences entre les deux populations pourraient provenir de la différence d'échantillonnage : population générale dans le canton de Vaud, population formée des étudiants et du personnel de l'Université pour Genève. Des différences liées au statut professionnel, éducationnel et socio-économique ont pu s'exprimer aux travers des différences observées.

### 3.4 EXISTE-T-IL UNE CONCENTRATION DES BONS ET DES MAUVAIS SCORES CHEZ LES MÊMES RÉPONDANTS ?

Comment se répartissent les différents scores au sein de la population des répondants ? Est-ce qu'une partie de la population tend à obtenir des scores d'état de santé élevés pour toutes les dimensions, alors qu'une autre partie cumulerait les mauvais scores ? Ces questions reviennent à se demander s'il est possible d'avoir simultanément de très bons scores pour certaines dimensions et de mauvais scores pour d'autres, ou, en d'autres termes, si les dimensions du SF-36 sont indépendantes les unes des autres ou non.

Il existe au moins deux méthodes pour répondre à ces questions. La première a consisté à calculer la probabilité conditionnelle d'obtenir un certain score pour une dimension donnée, en fonction du score d'une autre dimension. Toutes les dimensions sont alors successivement comparées deux à deux (Tableau 3.2). Nous avons ainsi calculé, par exemple, la probabilité que le score de PF d'un répondant soit supérieur au score médian de PF lorsque le score de RP est supérieur au score médian de RP. A l'inverse, nous avons aussi calculé la probabilité qu'un score individuel soit inférieur à la médiane de la dimension lorsqu'un autre score de dimension est aussi inférieur à la médiane. Par construction, on s'attend à ce que les scores des dimensions physiques soient le plus associés entre eux. Il devrait en aller de même pour les scores des dimensions mentales. De plus, on devrait observer une gradation des associations allant de PF à MH, la position de CF n'étant pas définie, bien que cette dimension relève plutôt des dimensions décrivant l'état de santé mentale du répondant. Ainsi, il devrait par exemple être peu probable qu'un répondant obtienne un score élevé pour PF et un bas score pour RP. Par contre, un score élevé pour PF ne devrait prédire que modérément le niveau du score de MH.

Cette double hypothèse s'est vérifiée dans les grandes lignes (Tableau 3.2). Par exemple, les associations les plus faibles se retrouvèrent, comme prévu, entre PF et MH, et entre MH et PF. Par contre, les associations les plus fortes ont concerné des dimensions voisines d'un point de vue sémantique : SF et RE, et BP et RP. Il convient toutefois d'observer que la probabilité que les scores de deux dimensions soient conjointement supérieurs à leurs médianes respectives n'était jamais ni très élevée (80,4% au maximum), ni très basse (57% au minimum). En d'autres termes, le fait d'avoir un score supérieur à la médiane pour une dimension donnée implique une augmentation de la probabilité d'avoir un score supérieur à la médiane pour toutes les autres dimensions, même celles qui décrivent a priori des dimensions fort différentes de l'état de santé. Par contre, un score supérieur à la médiane pour une dimension quelconque ne conditionne jamais totalement aucun autre score. Au niveau d'un individu, les scores des différentes dimensions sont donc liés, mais jamais très fortement.

**Tableau 3.2** Probabilité conditionnelle d'avoir un score supérieur à la médiane lorsque le score d'une autre dimension est supérieur à la médiane

		Probabilité pour que le score de cette dimension soit supérieur à la médiane								
		PF	RP	BP	GH	VT	SF	RE	MH	CF
Si le score de cette dimension est supérieur à la médiane de la dimension	PF	100	78.5	73.1	68.3	64.2	63.9	70.4	57.0	69.5
	RP	69.8	100	72.9	64.0	65.1	67.0	78.9	61.7	68.2
	BP	71.6	80.4	100	67.8	66.6	67.9	71.9	62.2	70.4
	GH	72.9	76.5	73.5	100	70.8	69.2	71.6	66.3	73.3
	VT	66.8	75.8	70.8	69.3	100	75.1	76.1	74.4	77.1
	SF	65.6	77.0	71.0	67.1	74.3	100	81.2	77.1	76.5
	RE	63.5	79.8	65.9	60.7	65.8	71.5	100	68.1	71.9
	MH	59.8	72.4	66.4	65.3	74.8	78.5	79.3	100	76.4
	CF	64.2	70.5	66.5	63.7	68.2	68.8	73.4	67.2	100

Si dans les grandes lignes nos hypothèses se sont vérifiées, il n'en demeure pas moins que les dimensions CF et surtout RE, relevant de la santé mentale, étaient plus associées avec PF, RP et BP que les autres dimensions physiques. A l'inverse, la dimension physique RP était plus liée avec les dimensions mentales RE, MH et CF que ne le furent les autres dimensions mentales. Le meilleur prédicteur d'un bon score de RE (dimension mentale) était un bon score de RP (dimension physique) : lorsque le score de RP pour un individu était supérieur à la médiane de cette dimension, il y avait 78,9% de chances pour que son score de RE fut également supérieur à la médiane de cette dernière dimension. A l'inverse, lorsque RE était supérieur à la médiane, il y avait 79,8% de chances pour que RP fut aussi supérieur à sa médiane. Les questions qui constituent ces deux scores sont presque identiques dans leur formulation, si l'on excepte une différence de taille : les premières précisent «en raison de votre état physique», alors que les autres mentionnent «en raison de votre état émotionnel». De plus, ces deux séries de questions se suivent dans le questionnaire. Il n'est donc pas exclu que cette proximité à la fois formelle et spatiale ait contribué à l'uniformisation des réponses à ces deux séries de questions.

Il est encore à remarquer que la probabilité qu'une dimension A soit supérieure à la médiane si une dimension B l'est aussi peut-être sensiblement différente à la probabilité que la dimension B soit supérieure à la médiane si la dimension A l'est également. Par exemple, la probabilité qu'un individu avec un RE supérieur à la médiane de RE ait un SF supérieur à la médiane de SF était de 71,5%. La probabilité inverse était de 81,2%. L'association probabiliste entre deux dimensions n'est donc déterminée que lorsque le sens de l'association est défini.

Les quatre dimensions physiques et les quatre premières dimensions mentales peuvent être regroupées en deux scores synthétiques : PCS pour la dimension synthétique physique et MCS pour la dimension synthétique mentale (Ware et al, 1994). Pour ces deux dimensions synthétiques, le même calcul qu'effectué ci-dessus pour les 9 dimensions a été réalisé. Il en ressort que la probabilité pour un individu d'avoir un MCS supérieur à la médiane si son PCS était supérieur à la médiane était de 50,8%. La probabilité d'avoir un MCS inférieur à la médiane si le PCS était inférieur à la médiane était quasiment la même (50,9%). La probabilité d'avoir un MCS supérieur à la médiane lorsque le PCS était inférieur à la médiane était de

49,2%. A l'inverse, celle d'avoir un MCS inférieur à la médiane lorsque le PCS lui était supérieur était de 49,8%. Le score obtenu par un individu pour la dimension synthétique physique PCS ne permet pas de prévoir le score de la dimension synthétique mentale MCS; les deux scores synthétiques paraissent indépendants l'un de l'autre dans cette analyse dichotomique grossière.

La deuxième méthode pour savoir s'il existait une concentration de bons ou de mauvais scores chez les mêmes répondants a consisté à analyser le nombre de répondants qui cumulent les meilleurs ou les pires scores pour toutes les dimensions. Plutôt que de fixer une limite arbitraire pour isoler les meilleurs scores (ou les pires) des autres, nous avons étudié l'évolution du nombre de répondants se situant au-dessus des percentiles 50, 60, 65, 70, 75, 80 et 90 et au-dessous des percentiles 10, 20, 25, 30, 35, 40 et 50 (Tableau 3.3 et figure 3.1).

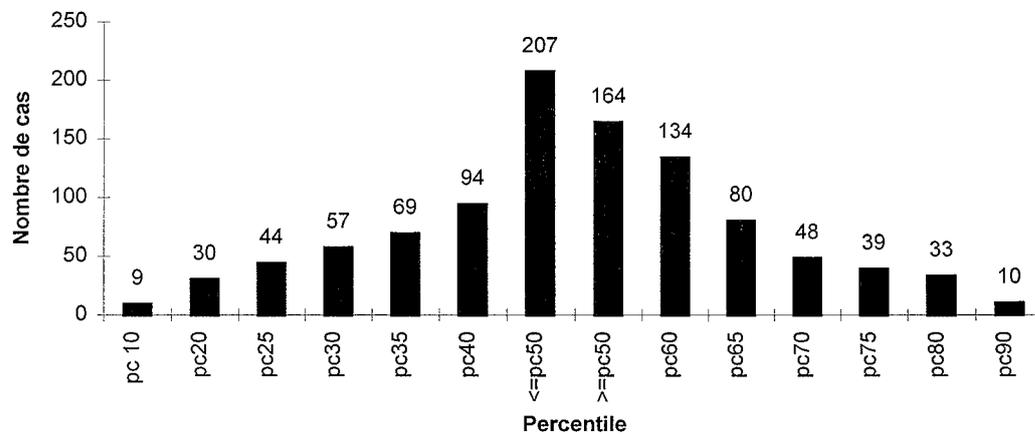
Il ressort de cette analyse que très peu de répondants ont enregistré d'excellents scores dans chacune des 9 dimensions. En effet, seuls 10 répondants sont situés dans le décile supérieur pour l'ensemble des dimensions, soit seulement 0,8% d'entre eux. Cette proportion a augmenté régulièrement, mais lentement, lorsque l'on a abaissé le seuil à partir duquel un score était considéré comme très bon. Ainsi, seuls 3,3% des répondants se situaient dans le quartile supérieur pour toutes les dimensions. Même avec un seuil aussi bas que la médiane, cette proportion n'atteignait que 13,8%. Il en est allé de même pour les mauvais ou très mauvais scores. Seuls 9 répondants (0,8%) ont cumulé des scores inférieurs ou égaux au percentile 10 pour l'ensemble des dimensions. Ils ne furent que 3,7% à se situer dans le quartile inférieur et seulement 17,4% à être en dessous de la médiane pour toutes les dimensions.

**Tableau 3.3** Déciles par dimension et nombre de répondants ayant des scores inférieurs ou égaux aux percentiles 10, 20..50, puis supérieurs ou égaux aux percentiles 50, 60.. 90 pour toutes les dimensions à la fois (N=1189).

	pc 10	pc20	pc25	pc30	pc35	pc40	<=pc50	>=pc50	pc60	pc65	pc70	pc75	pc80	pc90
<b>PF</b>	50	75	80	85	85	90	95	95	95	100	100	100	100	100
<b>RP</b>	0	50	50	75	75	75	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>BP</b>	41	51	51	61	62	72	74	74	84	84	84	100	100	100
<b>GH</b>	42	58	62	62	67	72	75	75	77	82	82	87	87	95
<b>VT</b>	35	40	45	50	50	55	60	60	60	65	65	70	70	80
<b>SF</b>	50	62.5	62.5	62.5	75	75	87.5	87.5	87.5	87.5	100	100	100	100
<b>RE</b>	0	33.3	50	66.7	66.7	66.7	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>MH</b>	40	52	56	60	64	68	72	72	76	76	80	80	84	88
<b>CF</b>	50	60	65	65	70	70	75	75	80	80	85	85	90	95
<b>N cas</b>	9	30	44	57	69	94	207	164	134	80	48	39	33	10
<b>%</b>	0.8	2.5	3.7	4.8	5.8	7.9	17.4	13.8	11.3	6.7	4.0	3.3	2.8	0.8

Ainsi, très peu de répondants se sont singularisés par des scores particulièrement élevés ou bas pour l'ensemble des dimensions. Alors que l'on aurait pu penser que les dimensions santé physique et mentale perçues sont souvent liées et que la plupart sinon tous les scores d'une même personne devraient tendre vers la même direction, le nombre de répondants toujours

situés parmi la moitié des scores élevés ou parmi celle des scores bas dans toutes les dimensions reste limité (371 au total, soit 31,2%). Plus des deux tiers des répondants ont donc tantôt des scores supérieurs à la médiane, tantôt des scores inférieurs, selon les dimensions. Notre hypothèse d'une forte tendance à se considérer globalement soit en bonne santé, soit en mauvaise santé, avec en conséquence peu de variations entre les neuf scores pour une même personne est donc infirmée. Ce résultat constitue une première confirmation de la pertinence de dégager plusieurs dimensions des résultats du SF-36 et à les présenter sous forme de profil.



**Figure 3.1** Nombre de répondants ayant des scores inférieurs ou égaux aux percentiles 10, 20,... 50, puis supérieurs ou égaux aux percentiles 50, 60,... 90 pour toutes les dimensions à la fois.

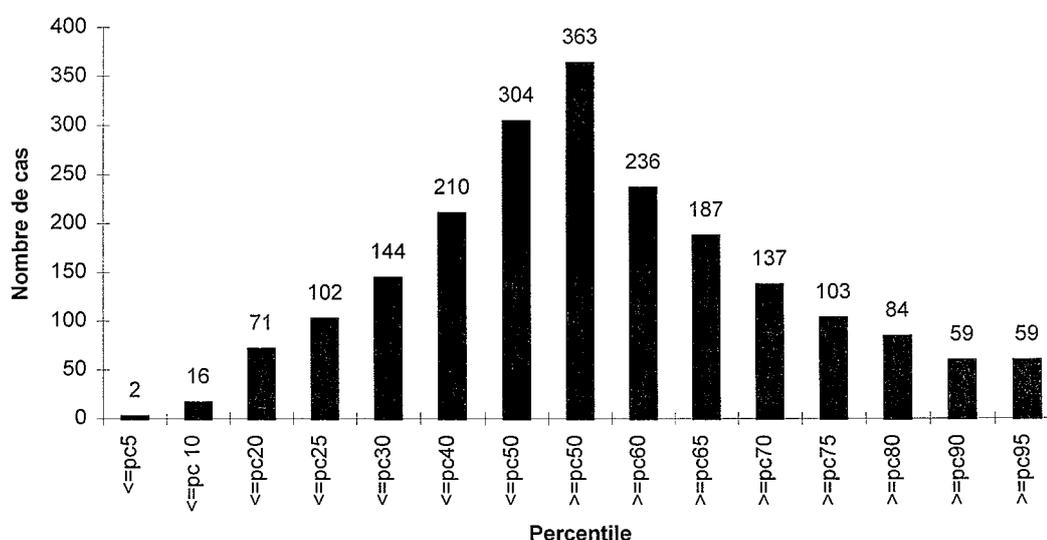
Nous avons pratiqué le même type d'analyse pour les deux scores synthétiques PCS et MCS. La tendance est exactement la même, bien que la proportion de répondants impliqués dans chaque classe de percentiles fut environ deux fois supérieure (Tableau 3.4, Figure 3.2). Cela s'explique pour les deux raisons suivantes :

- chaque score synthétique constitue la synthèse des 8 dimensions du SF-36, avec un poids très fort des 4 dimensions physiques pour PCS et un poids très fort des 4 dimensions mentales pour MCS. Cette agrégation pondérée des dimensions a pour effet de supprimer les effets de plancher et de plafond. La dispersion des percentiles pour ces deux dimensions synthétiques est donc inférieure à celle de chacune des dimensions prises individuellement;
- le nombre de dimensions comparées ici n'est que de deux, contre neuf précédemment. Il est a priori plus probable de remplir simultanément deux conditions (avoir un score inférieur ou supérieur à deux valeurs données) que neuf.

**Tableau 3.4** Percentiles par dimension synthétique : proportion et nombre de répondants ayant des scores inférieurs ou égaux aux percentiles 5, 10, 20,... 50, puis supérieurs ou égaux aux percentiles 50, 60,... 90, 95 pour les 2 dimensions synthétiques à la fois (N=1191).

	<=pc5	<=pc10	<=pc20	<=pc25	<=pc30	<=pc40	<=pc50	>=pc50	>=pc60	>=pc65	>=pc70	>=pc75	>=pc80	>=pc90	>=pc95
PCS	31.2	35.03	41.94	45.01	47.23	50.74	53.03	53.03	54.97	55.78	56.56	57.09	57.74	59.48	60.97
MCS	26.56	31.51	37.09	39.94	41.97	45.53	48.76	48.76	51.05	52.23	53.14	54.48	55.36	58.36	60.02
N cas	2	16	71	102	144	210	304	363	236	187	137	103	84	59	59
%	0.2	1.3	6.0	8.6	12.1	17.6	25.5	30.5	19.8	15.7	11.5	8.6	7.1	5.0	5.0

Malgré ces exigences en apparence peu contraignantes, il ne s'est trouvé que 16 répondants (1,3% du total) pour obtenir à la fois un score de PCS et de MCS situé dans le décile inférieur. Les répondants en très bonne santé (décile supérieur) relativement aux deux dimensions synthétiques simultanément furent par contre plus nombreux : 59 ou 5% des répondants. Seuls 8,6% des répondants se sont situés dans le quartile inférieur à la fois pour PCS et MCS et autant dans le quartile supérieur. Finalement, ce ne furent qu'un quart des répondants dont les scores étaient inférieurs ou égaux à la médiane pour les deux scores synthétiques et trois répondants sur dix dont les scores étaient supérieurs ou égaux à la médiane. En définitive, 44% des répondants ont eu un des scores synthétiques au-dessous de la médiane (de ce score) et l'autre au-dessus de la médiane (de ce deuxième score). Une fois encore, on voit que l'état de santé physique perçu des individus de cet échantillon était largement indépendant de leur état de santé mental perçu, bien qu'il existait une association positive entre les deux scores synthétiques.



**Figure 3.2.** Nombre de répondants ayant des scores inférieurs ou égaux aux percentiles 5, 10, 20,... 50, puis supérieurs ou égaux aux percentiles 50, 60,... 90, 95 pour toutes les deux dimensions synthétiques (PCS et MCS), simultanément

### 3.5 FIABILITÉ

Pour les neuf dimensions, les coefficients alpha de Cronbach étaient compris entre 0,77 et 0,93. Les neuf dimensions sont donc fiables pour les comparaisons de groupes dans la population étudiée. La fiabilité est du même ordre de grandeur que celle relevée pour une population générale (N = 9'332) en Grande-Bretagne (Jenkinson 1993), pour laquelle la fourchette fut de 0,76 à 0,90, ou que celle enregistrée auprès d'un échantillon de 1'582 patients de médecins généralistes en Grande-Bretagne (Brazier 1992), avec une fourchette allant de 0,73 à 0,96. Pour la plupart des dimensions du SF-36 administrées à la population générale vaudoise (PF, RP, VT, RE et MH), cette statistique était quasi identique aux valeurs relevées par Perneger (1995) pour une jeune population genevoise en bonne santé. La différence reste modérée pour GH et SF : respectivement 0,81 et 0,82 dans la présente étude et 0,77 dans les deux cas pour l'étude genevoise. Cette différence est par contre importante pour la dimension BP : 0,91 pour les Vaudois contre 0,78 pour les Genevois. La fiabilité des dimensions du SF-36 apparaît donc en moyenne un peu plus élevée pour la population générale vaudoise que pour la population jeune et bien portante genevoise. Remarquons que l'alpha de Cronbach était le plus faible (0,77), mais très proche de RE, pour la dimension supplémentaire CF, qui ne figure pas dans le SF-36.

La plupart des corrélations entre dimensions sont situées à un niveau intermédiaire, voire assez élevé, soit entre 0,3 et 0,6 (Tableau 3.5). Les corrélations les plus élevées (> 0,6) furent observées entre BP et RP, entre GH et BP, entre SF et VT, et entre MH et VT et SF. Les corrélations les plus élevées ne se sont retrouvées donc qu'entre des dimensions décrivant l'état physique ou entre des dimensions décrivant l'état mental. Dans l'étude de Perneger (1995), les corrélations les plus élevées se trouvèrent entre MH et VT, SF et RE.

**Tableau 3.5** Corrélations entre les 8 dimensions plus fonctionnement cognitif

	PF	RP	BP	GH	VT	SF	RE	MH
PF								
RP	0.53							
BP	0.48	0.64						
GH	0.50	0.57	0.61					
VT	0.38	0.48	0.52	0.59				
SF	0.31	0.47	0.50	0.50	0.63			
RE	0.37	0.59	0.44	0.44	0.51	0.58		
MH	0.22	0.32	0.36	0.45	0.67	0.69	0.53	
CF	0.32	0.39	0.39	0.45	0.53	0.54	0.50	0.57

## 3.6 VALIDITÉ

### 3.6.1 Validité convergente et discriminante

Chaque item était bien corrélé avec sa dimension (fourchette globale de 0,50 à 0,83) et beaucoup moins avec les dimensions auxquelles il ne contribue pas (fourchette globale de 0,11 à 0,69) (Tableau 3.6 et Annexe I). Tous les items satisfont donc le critère a priori pour la validité convergente, c'est-à-dire un coefficient de corrélation entre un item et sa dimension supérieure à 0,4, après correction pour l'«overlap». Ces corrélations étaient significativement supérieures (deux erreurs standards ou plus) que les corrélations du même item avec les scores des 9 autres dimensions pour 243 comparaisons sur 245 (ou pour 310 sur 312 si l'on prend en compte la dimension supplémentaire CF). Le taux de succès pour la validité convergente était donc de 100% et de 99,2% pour la validité discriminante.

**Tableau 3.6** Résumé des résultats de la consistance interne des items et tests de validité discriminante SF-36 + 4. Population générale Vaud

Dimension	n items	Spectre des corrélations		Tests de consistance interne		Tests de validité discriminante	
		Consistance interne	Validité discriminante	n succès/ n total*	Taux de succès (%)	n succès/ n total	Taux de succès (%)
PF	10	0.55-0.81	0.13-0.52	10/10	100	80/80	100
RP	4	0.66-0.73	0.20-0.58	4/4	100	32/32	100
BP	2	0.83	0.34-0.67	2/2	100	100	100
GH	5	0.50-0.74	0.27-0.59	5/5	100	40/40	100
VT	4	0.55-0.65	0.25-0.56	4/4	100	31/32	96.9
SF	2	0.7	0.28-0.64	2/2	100	16/16	100
RE	3	0.58-0.67	0.27-0.59	3/3	100	23/24	95.8
MH	5	0.64-0.75	0.11-0.61	5/5	100	40/40	100
CF	4	0.57-0.80	0.24-0.56	4/4	100	32/32	100

\*succès si corrélation  $\geq$  à 0,40 (corrige "overlap"!)

### 3.6.2 Analyse factorielle

Une analyse factorielle procure un test empirique de la validité de construction du SF-36, en relation avec sa structure hypothétique. Elle vérifie si ce questionnaire permet effectivement de dégager les deux dimensions, physique et mentale, prévues par construction.

Le Tableau 3.7 fournit les «factor loadings» de chaque dimension du SF-36, après rotation orthogonale (varimax). Comme prévu, les 8 dimensions sont réparties en deux groupes, l'un associé à la santé physique (PF, GH, BP et RP), l'autre à la santé mentale (MH, SF, VT et RE). Les résultats empiriques fournis par l'analyse factorielle des réponses de la population générale vaudoise diffèrent cependant sensiblement des hypothèses émises par Ware (1993), hypothèses quasiment toutes vérifiées pour la population générale américaine. Selon ces auteurs, l'association entre PF, RP et BP avec la dimension physique devrait être forte

( $r \geq 0,70$ ), alors qu'elle devrait être faible ( $r \leq 0,30$ ) avec la dimension mentale. Pour les données vaudoises, cette double condition ne fut remplie que par RP. L'association de PF et de BP avec le bloc des dimensions physiques n'a pas atteint 0,70. De plus, l'association entre BP et le bloc des dimensions mentales était supérieure à 0,30. MH a rempli les deux conditions posées comme hypothèse, à savoir une association supérieure à 0,7 avec le bloc des dimensions mentales et inférieure à 0,3 avec les dimensions physiques. RE n'a rempli aucune de ces deux hypothèses. Son association avec la dimension mentale synthétique était nettement plus faible qu'attendue. Les associations entre SF et les deux dimensions synthétiques correspondaient presque avec ce qui était attendu, soit une association modérée avec la dimension physique et une forte association avec la dimension mentale. Par hypothèse, VT et GH devaient enregistrer des associations modérées à substantielles avec les deux dimensions synthétiques. Les données empiriques furent conformes à cette hypothèse, à part que pour VT, l'association avec la dimension mentale est élevée ( $r = 0,70$ ).

Ainsi, sur 16 tests effectués, seuls 10 ont satisfait aux hypothèses et seules 3 dimensions sur 8 étaient entièrement conformes à ces dernières. Deux dimensions (BP et RE) ne satisfaisaient aucune des deux conditions posées par Ware (1993). L'écart était minime pour BP. Il est par contre important pour RE. Ces deux dimensions relèvent toutefois clairement de l'une ou l'autre dimension synthétique dégagée par l'analyse factorielle. En définitive, même si l'association entre les 8 dimensions et les deux premiers axes factoriels correspondaient moins aux hypothèses pour la population générale vaudoise que pour la population générale américaine, la tendance générale reste identique pour les deux populations, ce qui confirme la validité structurelle et conceptuelle du questionnaire. Par ailleurs, la dimension CF (cognitive functioning) qui ne figure pas dans la version originale du SF-36, s'est située dans le groupe des dimensions essentiellement mentales, après inclusion dans l'analyse factorielle (corrélation de 0,61 avec la dimension mentale et de 0,29 avec la dimension physique). Il s'agit bien de sa place par hypothèse, bien que l'on s'attendait à une association encore plus forte avec la dimension mentale.

Relevons encore que, si l'analyse factorielle effectuée sur la population générale américaine fait ressortir la santé physique comme premier facteur et la santé mentale comme second, on constate l'inverse pour la population générale vaudoise. Pour cette dernière, la santé mentale expliquait donc une proportion de la variance totale plus élevée que la santé physique.

La proportion de la variance totale de chacune des 8 dimensions expliquées par les deux dimensions synthétiques a varié de 0,42 à 0,6. Cette fourchette est située à un niveau plus bas que pour la population générale américaine (de 0,61 à 0,79).

**Tableau 3.7** Analyse factorielle. Corrélations des dimensions avec les deux premiers axes factoriels pour les populations générales américaines (Ware et al., 1993) et vaudoises.

Association hypothétisée			Principaux axes factoriels après rotation					
			Population générale américaine			Population générale vaudoise		
Physique	Mental		Physique <sup>a</sup>	Mental	h <sup>2</sup>	Physique <sup>a</sup>	Mental	h <sup>2</sup>
PF	●	○	<b>0.85</b>	<b>0.12</b>	0.74	0.63	<b>0.16</b>	0.42
RP	●	○	<b>0.81</b>	<b>0.27</b>	0.73	<b>0.72</b>	<b>0.27</b>	0.59
BP	●	○	<b>0.76</b>	<b>0.28</b>	0.66	0.68	0.33	0.58
MH	○	●	<b>0.17</b>	<b>0.87</b>	0.79	<b>0.15</b>	<b>0.81</b>	0.67
RE	○	●	<b>0.17</b>	<b>0.78</b>	0.64	0.40	0.51	0.42
SF	●	●	<b>0.42</b>	0.67	0.63	<b>0.31</b>	<b>0.73</b>	0.63
VT	●	●	<b>0.47</b>	<b>0.64</b>	0.63	<b>0.40</b>	0.70	0.65
GH	●	●	<b>0.69</b>	<b>0.37</b>	0.61	<b>0.64</b>	<b>0.43</b>	0.60

- association forte ( $r \geq 0.70$ )
- association modérée à substantielle ( $0.30 < r < 0.70$ )
- faible association ( $r \leq 0.30$ )
- h<sup>2</sup> proportion de la variance totale de chaque dimension expliquée par les deux premiers axes factoriels
- a corrélation entre chaque dimension et l'axe factoriel, après rotation.
- N.B. les coefficients de corrélations conformes aux hypothèses sont en gras.

### 3.6.3 Validation en fonction de variables externes

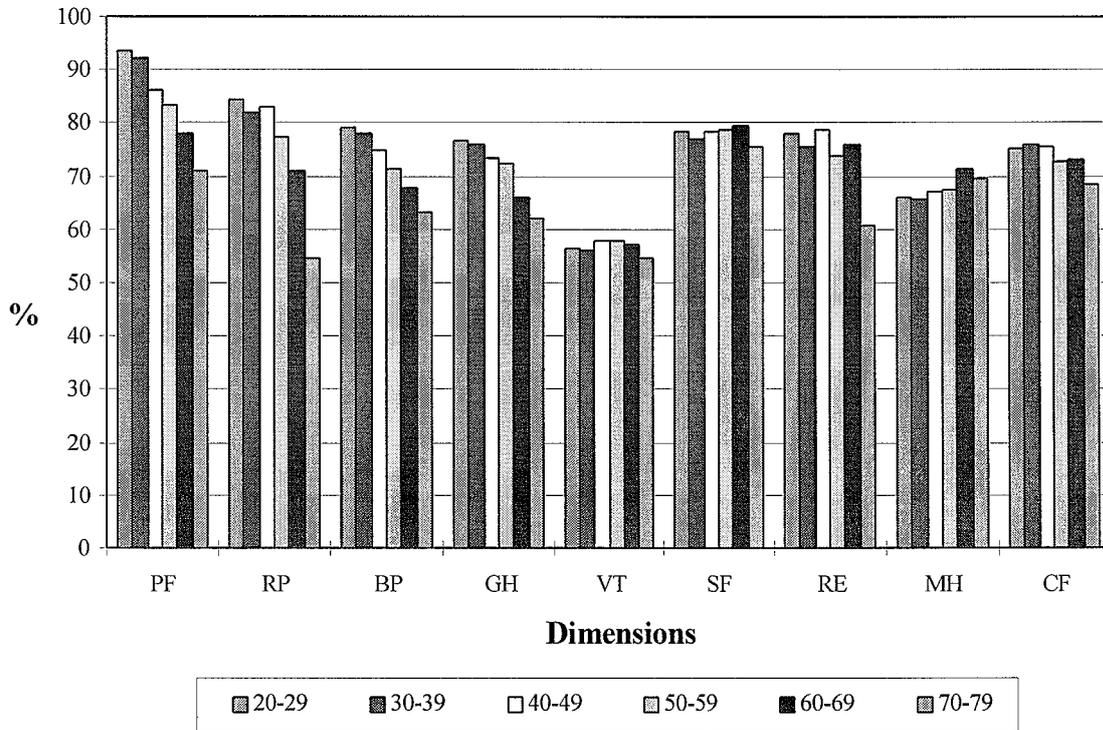
La validation externe du SF-36 a été effectuée en calculant et en comparant les scores des 8 dimensions pour plusieurs sous-populations de la population générale vaudoise. Les différences observées entre ces sous-populations devraient confirmer ce que l'on sait par ailleurs sur l'état de santé de ces sous-populations ou ce que l'on peut raisonnablement poser comme hypothèse sur leur état de santé. Nous disposons de plus des résultats du SF-36 pour quelques autres populations spécifiques. Les tendances observées entre les différentes sous-populations de ces échantillons devraient aussi se retrouver pour la population générale vaudoise.

#### 3.6.3.1 Scores du SF-36 (et CF) selon l'âge

Les scores du SF-36 de la population générale vaudoise ont été calculés par tranche d'âge de 10 ans (de 20 à 79 ans). Les scores pour les quatre dimensions physiques étaient maximaux pour les répondants les plus jeunes et minimaux pour les plus âgés. La décroissance des scores avec l'augmentation de l'âge fut régulière, mais plus ou moins rapide selon la dimension. Pour les dimensions physiques, l'écart maximal en fonction de l'âge était d'environ 30 points (pour RP). L'écart minimal était de 14 points (GH). Comme on s'y attendait, l'âge a donc un fort impact sur l'état de santé physique perçu (Figure 3.3).

La situation est plus complexe pour la santé mentale. SF et VT sont restés stables avec l'augmentation de l'âge, autour d'un score de 57% pour le premier et de 78% pour le second.

Tout au plus ont-ils fléchi très légèrement pour la dernière catégorie d'âge (respectivement 55% et 76% pour les personnes de 70 à 79 ans). RE a fluctué irrégulièrement entre 73% et 79% pour les répondants âgés de 20 à 69 ans, avant de baisser à 61% pour ceux âgés de 70 à 79 ans. MH a présenté une légère tendance à l'augmentation avec l'âge (d'environ 66 à 71%). Pour CF, les scores étaient stables jusqu'à 50 ans (environ 75%), avant de diminuer un peu à partir de 50 ans (environ 73% de 50 à 69 ans) et surtout à partir de 70 ans (68%). Dans l'ensemble, il n'existe que très peu de relation entre le niveau de santé mentale et l'âge, si ce n'est peut-être une baisse au delà de 70 ans.



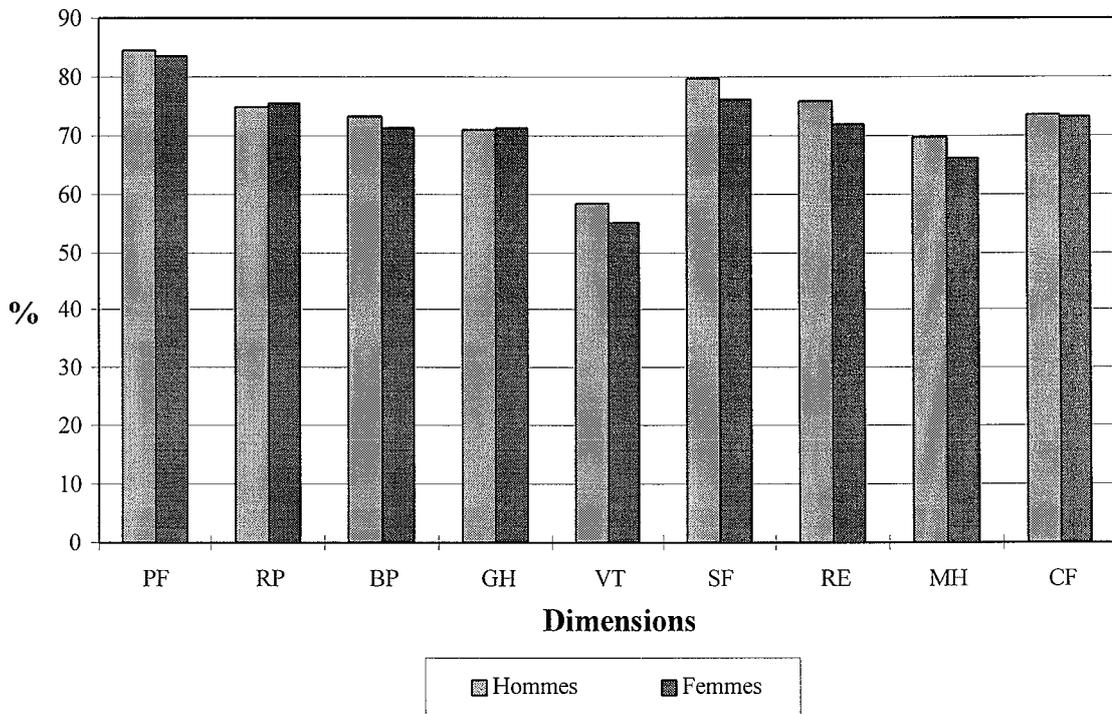
**Figure 3.3** Scores d'état de santé perçue (SF-36+CF) de la population générale vaudoise selon l'âge (les catégories d'âge indiquées vont de gauche à droite pour les séries répétitives d'histogrammes).

### 3.6.3.2 Scores du SF-36 (et CF) selon le sexe

Les scores des quatre dimensions physiques et CF étaient identiques pour les hommes et les femmes. Mais il convient de relever que les femmes étaient légèrement sous-représentées dans les deux catégories d'âge les plus élevées (48,2% de femmes parmi les répondants de 60 à 69 ans et 45,4% parmi ceux de 70 à 79 ans). Or nous venons de constater que l'état de santé physique perçue se détériore avec l'âge. Si l'on ne considère que les répondants de moins de 60 ans, les scores de deux dimensions physiques étaient sensiblement inférieurs pour les femmes, relativement aux hommes. Il s'agit de RP (84,0% pour les hommes contre 77,2% pour les femmes) et de BP (respectivement 79,4 et 74,5%). Les scores des dimensions mentales étaient significativement plus élevés chez les hommes (de 3 à 4 points,  $p < 0,05$ , t-test). Il est communément admis que la santé perçue des femmes est inférieure à celle des hommes. Mais ce constat général ne se limite pas, comme ici, à la santé mentale.

Comme le montre la Figure 3.4, la santé perçue des femmes n'était légèrement inférieure que pour les dimensions mentales, sans CF, et, dans une moindre mesure, pour BP. La différence

restait toutefois modérée (3 à 4 points). Selon un t-test, la différence de scores entre les sexes n'était statistiquement significative que pour les 4 dimensions mentales ( $p < 0,05$ ). Ces différences étaient largement annulées lorsque la variable sexe fut contrôlée par l'âge des répondants au moyen d'une régression logistique opposant les répondants avec des scores supérieurs à la médiane aux autres répondants. Seuls PF, SF et RE étaient alors significatifs ( $p < 0,05$ ), avec des odds ratio de 0,75 pour les femmes.



**Figure 3.4** Scores d'état de santé perçu (SF-36+CF) de la population générale vaudoise selon le sexe.

### 3.6.3.3 Scores du SF-36 (et CF) selon la nationalité

Pour toutes les dimensions les Suisses (y compris les double-nationaux) sont apparus en meilleure santé perçue que les étrangers. La différence était toujours significative, sauf pour VT. La santé des étrangers était particulièrement inférieure à celle des Suisses pour trois dimensions mentales (MH et SF, -7,2 points, et RE, -6,5 points). Parmi les dimensions physiques, la différence était la plus marquée pour RP (-5,8 points). Le stress, l'isolement, les difficultés d'intégration, une insécurité professionnelle supérieure et des revenus inférieurs rendent tout à fait plausible cette moins bonne santé des étrangers relativement aux Suisses, tout particulièrement pour la santé mentale. La différence réelle d'état de santé perçu, surtout pour la santé physique, est encore plus importante, dans la mesure où les étrangers sont relativement surreprésentés dans les catégories d'âge bénéficiant de la meilleure santé, surtout physique. Ainsi les étrangers de moins de 60 ans constituent 20% des répondants de cette catégorie d'âge, alors que ceux de plus de 60 ans n'en constituent que 6,8%.

L'état de santé perçu des étrangers cache de grandes disparités selon la nationalité. De tous les étrangers (y compris cette fois ceux qui sont aussi de nationalité suisse), les Français étaient ceux qui globalement se sentaient en meilleure santé. Leur état de santé était même nettement plus élevé que celui des Suisses pour RP (+16 points) et PF (+11 points). Les deux autres

dimensions physiques étaient elles aussi plus élevées, mais plus modérément (+3 à 4 points). Parmi les dimensions mentales, seule RE était par contre sensiblement plus élevée (+4 points). A l'autre extrémité du classement se trouvaient les Portugais, dont les scores étaient considérablement inférieurs à ceux des Suisses et a fortiori des Français. Entre Portugais et Suisses, les différences étaient très importantes aussi bien pour les dimensions mentales (RE - 30 points, MH -18 points, SF -13 points) que physiques (PF, RP et BP -20 à 21 points). Les écarts "réels" étaient encore plus importants si l'on tient compte du fait que tous les répondants portugais avaient moins de 50 ans. Entre les Français et les Portugais, la différence dépassait les 30 points pour trois dimensions : RP, RE et PF. Elle n'était jamais inférieure à 8 points (CF). Les Britanniques jouissent également d'une bonne santé perçue, surtout physique. Leurs scores de santé physique sont de 8 à 15 points supérieurs à ceux de tous les étrangers réunis, alors que leurs scores de santé mentale étaient de 2 à 12 points supérieurs, sauf VT, inférieur de 5 points.

Même s'il convient d'être prudent dans l'interprétation de ces tendances du fait d'effectifs par nationalité limités pour les catégories retenues (de 11 répondants pour les Allemands à 61 pour les Italiens en passant par 22 pour les Portugais et 47 pour les Français), remarquons que les étrangers disposant du meilleur état de santé perçu sont les plus proches à la fois géographiquement et culturellement des Vaudois, alors que ceux pâtissant de la moins bonne santé - les Portugais - relèvent de la dernière vague migratoire et sont donc en Suisse depuis assez peu de temps. En sus du contexte migratoire et de ce qu'il implique en termes d'intégration et de statut socio-économique, il est aussi possible que des différences culturelles, comme par exemple une perception différenciée de la douleur, et des différences linguistiques ont influencé les résultats. Il est piquant (mais anecdotique) de relever que les flegmatiques Britanniques étaient de tous les étrangers ceux dont le score de vitalité fut le plus bas.

#### 3.6.3.4 Scores du SF-36 (et CF) selon le niveau de formation et le statut professionnel

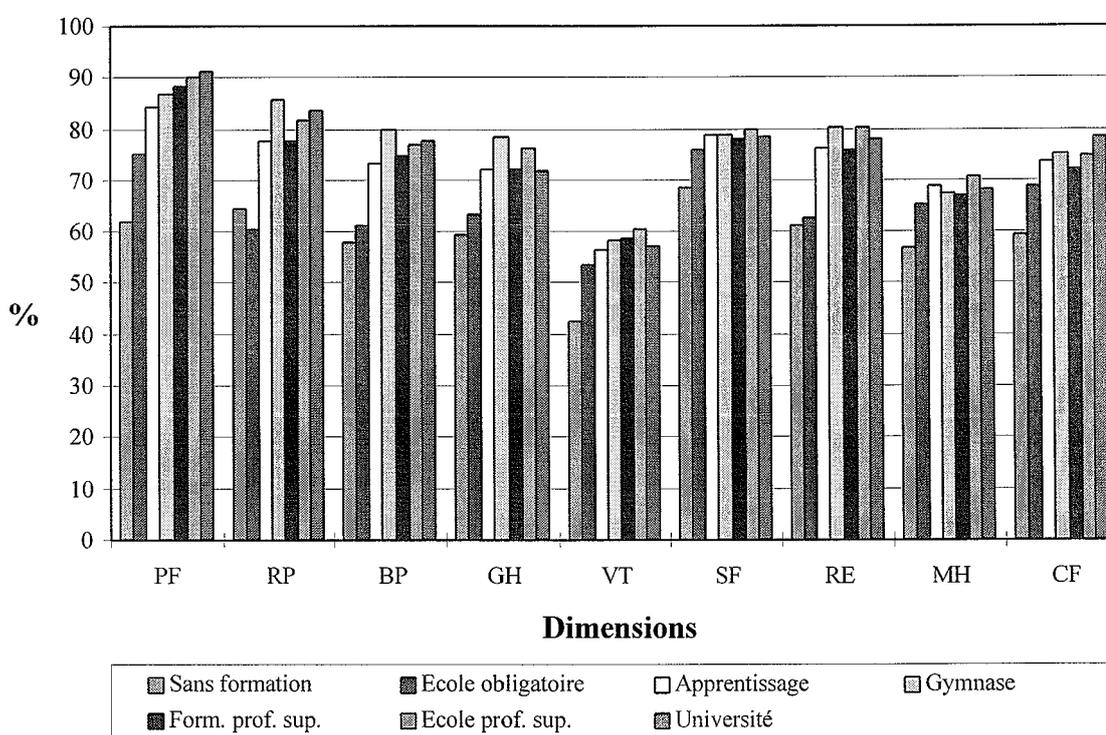
De nombreuses études ont indiqué que l'état de santé d'une population, mesuré par exemple au travers d'un indicateur comme l'espérance de vie, varie avec le niveau de formation et le type d'emploi (nature et position hiérarchique), ces deux caractéristiques étant d'ailleurs fortement liées. Nous nous attendions donc à retrouver dans notre échantillon une tendance à l'augmentation des scores d'état de santé perçu en fonction du niveau d'éducation et du statut professionnel. Sept niveaux de formation ont été retenus, dont nous avons enregistré pour chaque participant le niveau le plus élevé atteint :

1. aucune formation scolaire ou professionnelle (scolarité incomplète);
2. scolarité obligatoire (9 ans);
3. apprentissage ou école professionnelle;
4. études gymnasiales;
5. formation professionnelle supérieure;
6. école professionnelle supérieure;
7. formation universitaire.

Nous avons encore laissé la possibilité d'indiquer une autre formation, à préciser. Cette possibilité a souvent été utilisée pour indiquer des compléments de formation, professionnels ou non, d'une grande diversité de contenu, de niveau et de durée. Il est très difficile d'évaluer cette information et de juger si telle ou telle formation complémentaire permettrait de faire gagner un niveau au répondant, dans l'échelle ci-dessus. Comme notre but était simplement d'analyser une tendance, il nous est apparu plus pertinent de ne pas tenir compte du tout des répondants ayant ajouté une formation complémentaire non prévue par notre typologie à

leur formation de base. Cette uniformité des catégories de formation s'est effectuée au prix d'une perte de 132 répondants.

Les répondants sans formation scolaire ni professionnelle (dont les effectifs sont limités à 15) ont enregistré les scores d'état de santé perçus les plus bas pour toutes les dimensions, à l'exception de RP qui est minimal pour ceux qui n'ont fréquenté que l'école obligatoire (Figure 3.5). La tendance générale pour toutes les dimensions était à l'augmentation des scores avec l'accroissement du niveau de formation. Cependant, à partir du niveau secondaire supérieur (gymnasial), on a enregistré souvent un palier, voire une légère régression des scores pour les niveaux d'instruction plus élevés. Les répondants de formation universitaire n'ont enregistré le score maximal que pour PF et CF. La tendance générale pour la population vaudoise correspond donc bien à l'hypothèse d'un état de santé positivement lié au niveau d'éducation formelle.



**Figure 3.5.** Scores d'état de santé perçus (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le niveau de formation (les catégories de formation indiquées vont de gauche à droite - de sans formation à université pour les séries répétitives d'histogrammes).

Nous disposons de trois indicateurs qui permettent d'évaluer le statut professionnel des répondants :

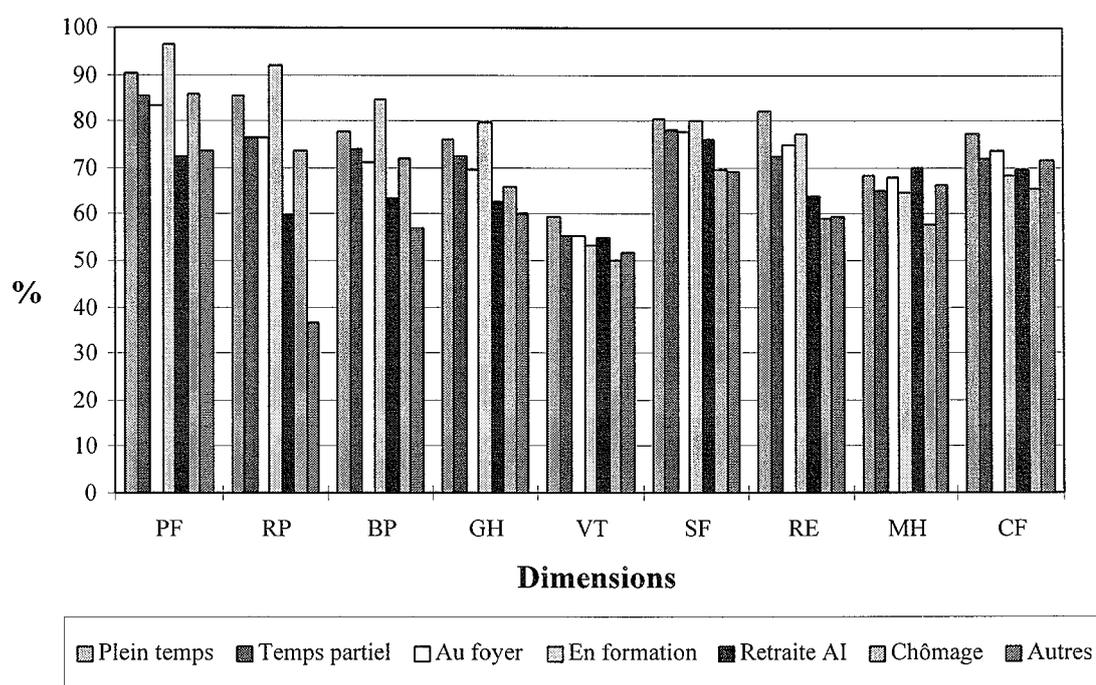
- le type d'occupation durant les quatre dernières semaines (travail à plein temps, à temps partiel, au foyer - en fait à domicile, en formation y compris en apprentissage, retraité ou rentier, au chômage, autre);
- le fait d'être salarié versus indépendant;
- le statut en tant que salarié (apprenti, ouvrier ou employé, cadre inférieur et moyen, cadre supérieur).

Pour le premier de ces indicateurs, nous n'avons retenu que les personnes qui déclaraient un seul type d'activité, soit 90,5% des répondants (Figure 3.6). Le but était en effet ici d'évaluer l'impact du type d'activité sur le bien-être et de valider le questionnaire en examinant si cet impact correspondait à des hypothèses a priori. Il n'est donc pas gênant d'omettre la partie de l'échantillon présentant des cas de figures complexes.

Pour les quatre dimensions physiques, les personnes en formation, donc jeunes, ont obtenu les scores les plus élevés des sept catégories d'activité envisagées. Les personnes travaillant à plein temps étaient toujours en deuxième position mais ont obtenu par contre les scores les plus élevés pour chacune des quatre dimensions mentales et pour CF. Si l'on omet les répondants en formation, dont l'âge interagit avec les résultats, le fait de travailler à plein temps est donc toujours associé avec les meilleurs scores (le sens de la relation n'étant d'ailleurs pas univoque). Si l'on excepte les jeunes en formation, les travailleurs à temps partiel ont obtenu les seconds meilleurs scores pour les dimensions physiques et pour VT. Pour les quatre autres dimensions mentales ils se sont situés parmi les scores les plus élevés. Les personnes travaillent à domicile jouissaient d'un état de santé moyen à élevé pour l'ensemble des dimensions. Pour les dimensions mentales, les personnes en formation ont obtenu de bons scores pour SF et RE et des scores moyens pour les trois autres dimensions. L'état de santé physique des retraités était le plus bas des sept catégories, la catégorie résiduelle «autres» exceptée. Ce qui n'est pas étonnant vu l'âge de cette catégorie et le grand impact de l'âge sur les scores des dimensions physiques. Au regard des dimensions mentales, la situation des personnes à la retraite ou pensionnées était très variable. Elle était relativement très bonne pour MH, moyenne pour VT, SF et CF, et mauvaise pour RE. Les chômeurs se situèrent dans une position moyenne pour les dimensions physiques. Ils étaient par contre toujours en dernière ou avant dernière position pour la santé mentale. Pour toutes les dimensions, les personnes de la catégorie «autres» se sont toujours situées en dernière ou avant dernière position. Cela s'explique par le profil de cette catégorie. Sur 27 répondants «autres», 19 étaient des personnes en congé maladie, en convalescence, en rééducation, en congé accident, en congé maternité, à l'assistance sociale ou à l'assurance invalidité.

Bien que nous ayons renoncé à présenter les réponses des personnes qui combinaient plusieurs activités, signalons tout de même deux cas de figure intéressants : les personnes "actives" à domicile ayant une autre activité (36 cas) et les retraités travaillant à temps partiel (19 cas). Les personnes actives au foyer et pratiquant encore une autre activité, le plus souvent une activité rémunérée à temps très partiel, ont obtenu des scores souvent supérieurs, voire très supérieurs (les quatre dimensions physiques, SF et RE) aux scores des personnes travaillant à domicile sans activité annexe. Leurs scores étaient souvent comparables à ceux des personnes travaillant à plein temps. De même, les retraités poursuivant une activité à temps partiel avaient des scores souvent supérieurs à ceux des autres retraités. La différence était surtout importante pour PF, VT et RE. Ces deux cas de figure indiquent qu'une activité extérieure au foyer, souvent professionnelle, était positivement associée avec des scores d'état de santé perçu plus élevés.

Le type d'activité exercé durant les quatre dernières semaines a influencé fortement le sentiment de bien-être de la population. Cette variable n'a influencé que peu la hiérarchie des scores selon le type d'activité. Conformément à notre attente, les scores les plus élevés se rencontrèrent en général et par ordre décroissant pour les personnes en formation, puis pour les actifs à plein temps, les actifs à temps partiel, les personnes travaillant à domicile, les retraités, les chômeurs et, finalement, les «autres». Si d'un type d'activité à l'autre les écarts étaient souvent modérés - ce fut le cas pour les dimensions mentales à l'exception de RE -, ils étaient parfois aussi importants. Ce fut le cas pour les dimensions physiques, tout particulièrement pour RP.



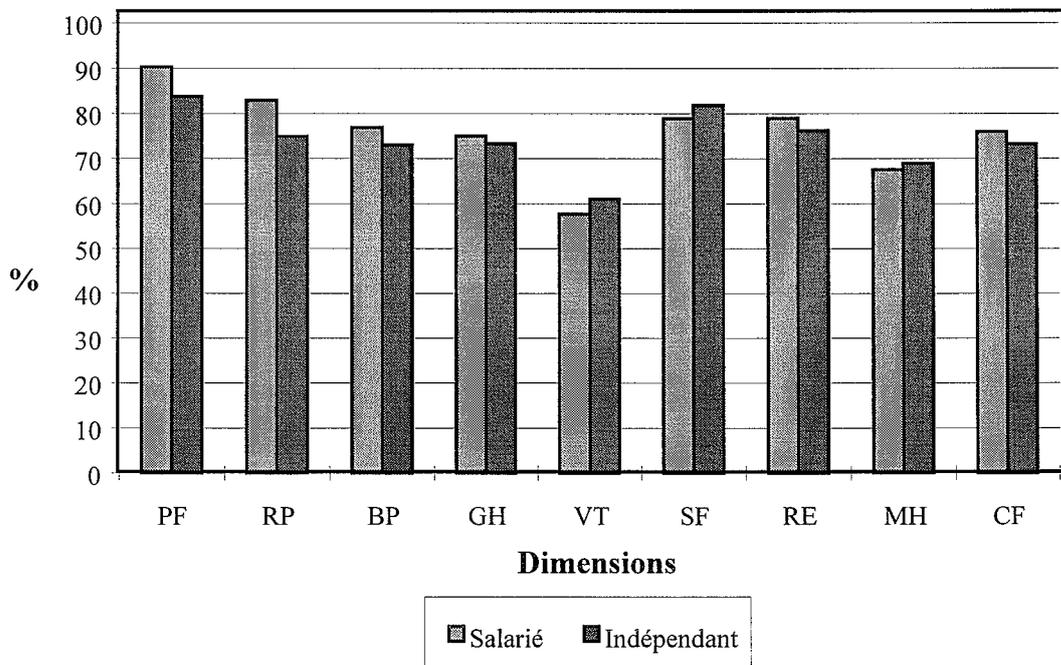
**Figure 3.6** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le type d'activité durant les quatre dernières semaines.

Comme le type d'activité est fortement dépendant du sexe et de l'âge des répondants, nous avons encore contrôlé les scores des 9 dimensions et des deux dimensions synthétiques par ces deux variables. Pour ce faire nous avons utilisé des régressions logistiques opposant pour chaque dimension les répondants qui obtiennent un score supérieur à la médiane à ceux qui ont des scores inférieurs à cette médiane. Le modèle explicatif comprenait trois variables : activité durant les quatre dernières semaines (6 catégories), le sexe et l'âge (6 catégories). Pour chaque dimension, les catégories d'activités qui se sont distinguées significativement de la catégorie de référence "activité à plein temps" (qui a toujours obtenu le premier ou second score le plus élevé pour toutes les dimensions) sont indiquées ci-après. Pour PF, les retraités et les «autres» avaient une probabilité d'avoir un score supérieur à la médiane significativement moindre que les travailleurs à plein temps (OR de respectivement 0,50 et 0,34). Pour RE, c'était seulement le cas pour les «autres» (OR = 0,23). Pour RP, c'étaient à nouveau les retraités et les «autres» qui présentaient les moins bons scores (OR de respectivement 0,62 et 0,40). C'était encore le cas pour GH (OR = 0,60 et 0,34) pour ces mêmes catégories de personnes, auxquelles s'ajoutèrent les autres pensionnés (OR = 0,47). Seuls les chômeurs ont enregistré une probabilité d'avoir un score de VT plus bas que celui des travailleurs à plein temps (OR = 0,29). Ce fut également le cas pour SF (OR = 0,49). Pour RE les odds ratio des catégories significativement moins bien loties étaient 0,39 pour les personnes en formation, 0,49 pour les retraités et 0,39 pour les chômeurs. Le rapport de cote était 0,23 pour les chômeurs relativement à MH. Pour CF, la probabilité était significativement différente pour les personnes travaillant à temps partiel (OR = 0,64), pour les personnes en formation (OR = 0,30) et pour les chômeurs (OR = 0,38). Pour la dimension synthétique d'état de santé physique PCS, seuls les «autres» avaient une probabilité d'avoir un score supérieur à la médiane significativement plus petite que les travailleurs à plein temps (OR = 0,22). Pour le score synthétique de santé mentale MCS, ce furent les personnes en formation et les chômeurs qui se retrouvent dans cette situation (OR de respectivement 0,30 et 0,35).

Les scores par dimension en fonction de la variable «activité durant les quatre dernières semaines» ne sont guère modifiés par l'ajustement selon le sexe et l'âge. La position des chômeurs comme population à risque est confirmée, surtout pour les dimensions mentales; celle des «autres» également, mais seulement pour les dimensions physiques, de même que celle des retraités, plutôt pour les dimensions physiques. Il était par contre inattendu que les personnes en formation considèrent leur état de santé comme moins bon que les personnes travaillant à plein temps, essentiellement pour les dimensions mentales.

Notre échantillon comprenait 573 salariés et 135 indépendants. Comme l'indique la Figure 3.7, les salariés avaient des scores supérieurs aux indépendants pour les quatre dimensions physiques. Pour les trois premières d'entre elles, la différence était statistiquement significative ( $p < 0,05$ ). Parmi les dimensions mentales, c'était aussi le cas pour RE et CF. Mais seule la différence pour cette dernière dimension était statistiquement significative. À l'inverse, les trois autres dimensions mentales fournissaient des scores plus élevés pour les indépendants que pour les salariés. La différence n'était alors significative que pour VT.

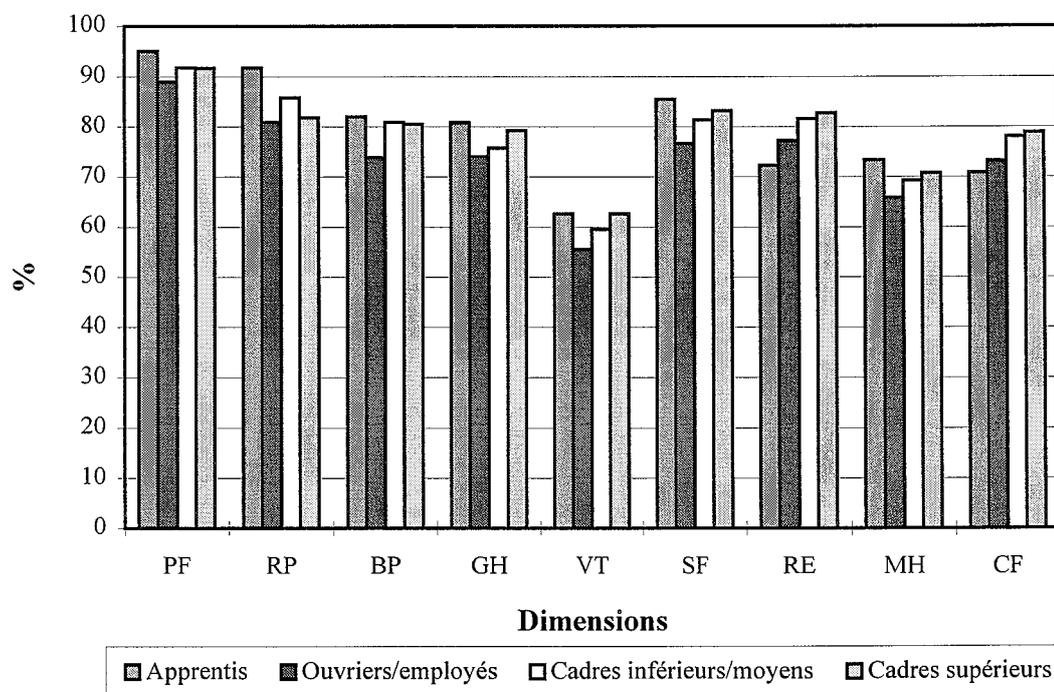
Tout comme pour les types d'activités durant les quatre dernières semaines, le statut de salarié ou d'indépendant était fortement associé au sexe et à l'âge des répondants. Nous avons donc contrôlé l'impact du statut professionnel des répondants au moyen d'une régression logistique incluant comme variable explicative le sexe et la catégorie d'âge en plus du statut professionnel. Pour chacune des neuf dimensions et des deux dimensions synthétiques le cutoff était la médiane. C'est seulement pour la dimension VT que la probabilité des salariés d'avoir un score supérieur à la médiane était presque significativement moins élevée que celle des indépendants (OR = 0,67 et P = 0,054). Les différences de scores par dimension relevées ci-dessus, quantitativement faibles, résultaient donc presque toutes d'une inégale structure par sexe et âge entre les salariés et les indépendants.



**Figure 3.7** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le statut professionnel.

Le dernier indicateur utilisé pour évaluer le statut socio-professionnel du répondant était sa position hiérarchique en tant que salarié (Figure 3.8). Une petite minorité de répondants salariés étaient des apprentis (6), 295 des employés, des ouvriers ou des stagiaires, 224 des cadres inférieurs ou moyens et 52 se déclaraient cadres supérieurs. A moins que les répondants aient surestimé leur position hiérarchique, il y a donc eu très probablement une surreprésentation des cadres au sein de l'échantillon.

Les apprentis avaient toujours des scores par dimension supérieurs à ceux des autres catégories, à l'exception de RE et de CF pour lesquels on observe l'inverse. Leur jeune âge explique sans doute partiellement cette différence pour les dimensions physiques. A l'exception de RE et CF, les ouvriers et employés enregistraient toujours les scores les plus bas. Pour toutes les dimensions mentales et pour GH les scores croissaient toujours régulièrement avec l'élévation hiérarchique de la position professionnelle, des ouvriers et employés aux cadres supérieurs en passant par les cadres inférieurs et moyens. Pour PF et BP les scores de tous les cadres étaient égaux, alors que les cadres inférieurs et moyens ont obtenu un meilleur score que les cadres supérieurs pour RP. La position professionnelle d'un individu, donc aussi son statut social, était ainsi associé aux scores d'état de santé, tout particulièrement pour les dimensions mentales. Les différences constatées étaient quantitativement relativement faibles. En outre, le constat de cette association n'a pas cherché à élucider le sens du lien de causalité. Est-ce parce qu'une personne fait preuve de beaucoup de vitalité qu'elle est cadre supérieur ou bien les cadres supérieurs se perçoivent-ils plus volontiers que les autres comme pleins de vitalité ?



**Figure 3.8** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le statut professionnel des salariés.

Ici encore on relève de grandes différences dans la structure par sexe et âge de ces quatre catégories de salariés, qui a rendu nécessaire un contrôle des scores au moyen d'une régression logistique. Vu le nombre très limité d'apprentis, cette catégorie a été omise. Pour les 9 dimensions ainsi que pour les 2 dimensions synthétiques la probabilité que les cadres inférieurs et supérieurs obtiennent des scores supérieurs à la médiane était toujours plus

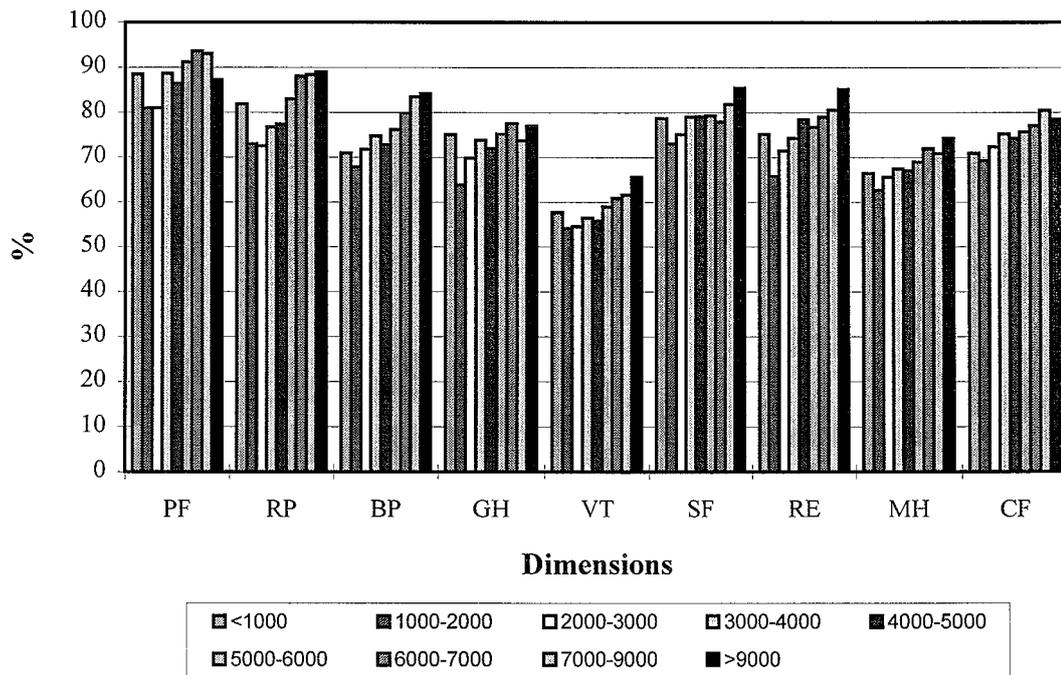
élevée (à une exception près) que celle des employés et ouvriers (catégorie de référence ici). Cette différence ne fut par contre pas toujours significative, sauf pour les dimensions ci-après : chez les cadres inférieurs et supérieurs pour PF (OR de respectivement 1,8 et 2,3), BP (OR = 1,8 et 2,0), et CF (OR = 1,7 et 2,6); chez les cadres supérieurs pour GH (OR = 2,2), et VT (OR = 2,3), et chez les cadres inférieurs pour la dimension synthétique physique PCS (OR = 1,6). Le contrôle par le sexe et l'âge des scores par dimension en fonction du niveau hiérarchique des salariés conduit donc à la réduction de l'écart relevé entre les cadres et les employés ou ouvriers pour la plupart des dimensions mentales. Mais la tendance générale est restée clairement à l'existence de meilleurs scores pour les cadres.

### 3.6.3.5 Scores du SF-36 (et CF) selon le revenu

La relation entre le revenu mensuel net du répondant et son état de santé a aussi été analysée. On avait posé ici l'hypothèse que l'état de santé augmente parallèlement au revenu. Nous sommes conscients qu'il s'agissait d'une estimation grossière du niveau économique des répondants, puisque beaucoup d'entre eux pouvaient compter sur un deuxième salaire. Pour 1'250 questionnaires exploitables, 756 personnes ont répondu à cette question, soit 60,5%. Personne n'a déclaré un revenu nul. La plupart des personnes qui étaient uniquement au foyer les quatre dernières semaines avant l'enquête n'ont pas répondu à cette question (118 sur 132). C'est donc environ 70% des personnes avec un revenu personnel qui ont accepté de le mentionner.

Pour toutes les dimensions, on a observé (Figure 3.9) que les scores augmentaient régulièrement avec le revenu. Il existait pourtant deux exceptions mineures et une exception plus fondamentale. Premièrement, les scores pour PF et GH tendaient à stagner, voire à régresser, à partir d'un revenu mensuel de 6'000 à 7'000 francs. Deuxièmement, on a relevé que les scores les plus bas se concentraient systématiquement chez les répondants qui ont déclaré un revenu de 1'000 à 2'000 francs et non pas sur ceux qui disposent d'un revenu inférieur à 1'000 francs. Ces derniers ont obtenu généralement des scores comparables à ceux qui avaient des revenus de 3'000 à 4'000 francs. Les salaires les plus bas s'inscrivent donc mal dans la relation quasi linéaire entre revenus et scores d'état de santé. Cela suggère qu'il s'agit là d'une population tout à fait particulière, comme par exemple des personnes en formation ou des femmes travaillant à temps très partiel, vivant essentiellement du salaire du conjoint. Ces personnes sont jeunes et/ou à l'abri de grosses difficultés financières, ce qui devrait améliorer leurs scores, surtout pour les dimensions physiques.

Lorsque l'on a contrôlé les scores en fonction du revenu par le sexe et l'âge des répondants, le tableau s'est modifié sensiblement. Il fut alors assez rare que la probabilité d'une catégorie de revenus d'obtenir un score supérieur à la médiane soit significativement différente de celle de la catégorie de référence (moins de 1'000 francs). De plus, les odds ratio furent alors tantôt inférieurs à 1, plutôt pour les revenus les plus bas, tantôt supérieurs à 1, plutôt pour les revenus les plus élevés. Mentionnons les catégories de revenus différenciant significativement par leurs scores des plus bas revenus. Pour PF, c'était seulement le cas pour les revenus de 6'000 à 7'000 francs (OR = 2,9). Mais la tendance à avoir un meilleur score était claire dès un revenu de 5'000 francs. Pour BP, les odds ratio étaient toujours supérieurs à 1. Mais seules les deux dernières catégories de revenus se sont distinguées significativement de la première. Pour GH, presque tous les odds ratio étaient inférieurs à 1, avec une différence significative pour ceux qui gagnent de 1'000 à 2'000 francs (OR = 0,43). L'état de santé tendait à augmenter avec le revenu pour SF. Mais les différences n'étaient significatives que pour la catégorie de revenus la plus élevée (OR = 2,7). Les scores de CF augmentaient aussi avec le revenu, mais la différence n'était significative que pour ceux qui gagnaient de 7'000 à 9'000 francs (OR = 3). La situation était exactement la même pour le score synthétique de santé physique. Aucune différence statistiquement significative n'a été relevée pour RP, VT, RE et MH, ainsi que pour le score synthétique de santé mentale.



**Figure 3.9** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le revenu (par revenu croissant de gauche à droite dans les séries d'histogrammes)

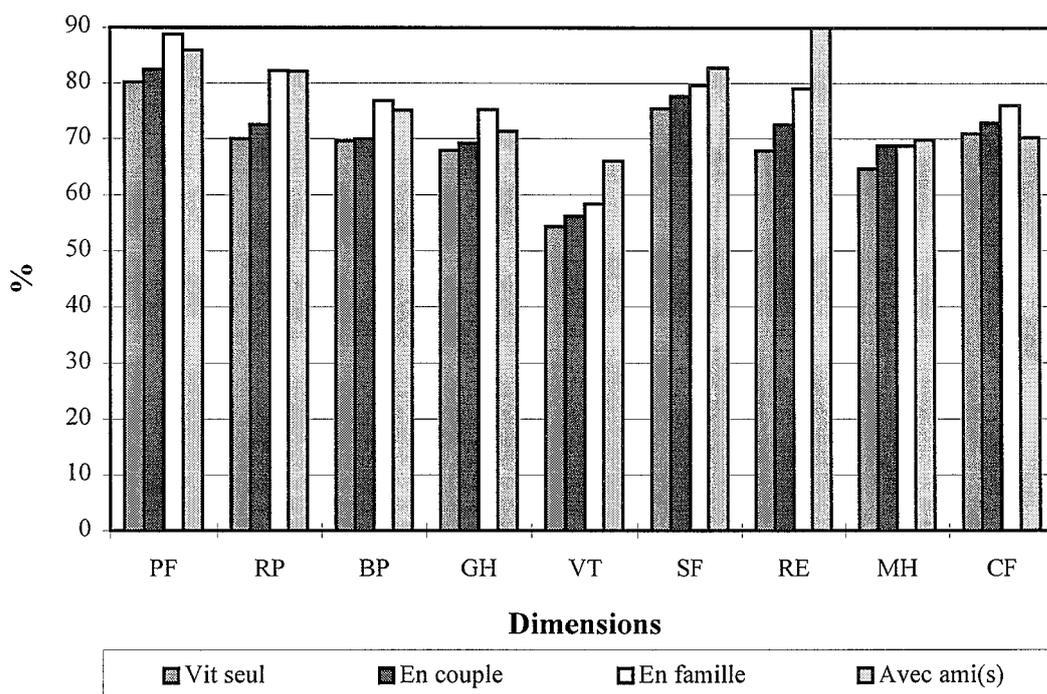
Si l'on contrôle l'effet du sexe et de l'âge en omettant la catégorie assez atypique des répondants qui gagnaient moins de 1'000 francs, ceux gagnant de 1'000 à 2'000 francs devenant alors la catégorie de référence, les tendances sont devenues plus nettes, surtout à partir de la dimension BP, et les différences étaient plus souvent statistiquement significatives, tout particulièrement pour les catégories de revenus supérieurs.

En définitive, l'aisance financière des vaudois accroît d'une manière générale le niveau de santé perçu, aussi bien physique que, surtout, mental.

### 3.6.3.6 Scores du SF-36 (et CF) selon le mode de vie

Le questionnaire demandait aux personnes interrogées de préciser si, durant les quatre dernières semaines, elles avaient vécu seules, en couple, en famille ou encore avec un ou plusieurs amis (mais pas en couple !). On peut s'attendre à ce que les scores d'état de santé perçu, particulièrement ceux relatifs aux dimensions mentales, soient moins bons pour les personnes qui vivent isolées que pour les autres et cela aussi après contrôle de cette variable par le sexe et l'âge.

La Figure 3.10. montre que c'est effectivement le cas. A une exception près, les personnes vivant seules avaient des scores inférieurs à ceux des autres personnes, quel que soit leur mode de vie. Seules les personnes vivant avec un ou des amis avaient un score de CF très légèrement inférieur à celui des personnes vivant seules. Les personnes vivant en famille avaient toujours de meilleurs scores que les personnes vivant en couple, sans que nous disposions d'indications claires permettant d'en indiquer les raisons éventuelles. Pour les dimensions mentales, CF excepté, les personnes vivant avec un/des ami(s) bénéficiaient des meilleurs scores. Elles arrivaient en deuxième position pour les quatre dimensions physiques.



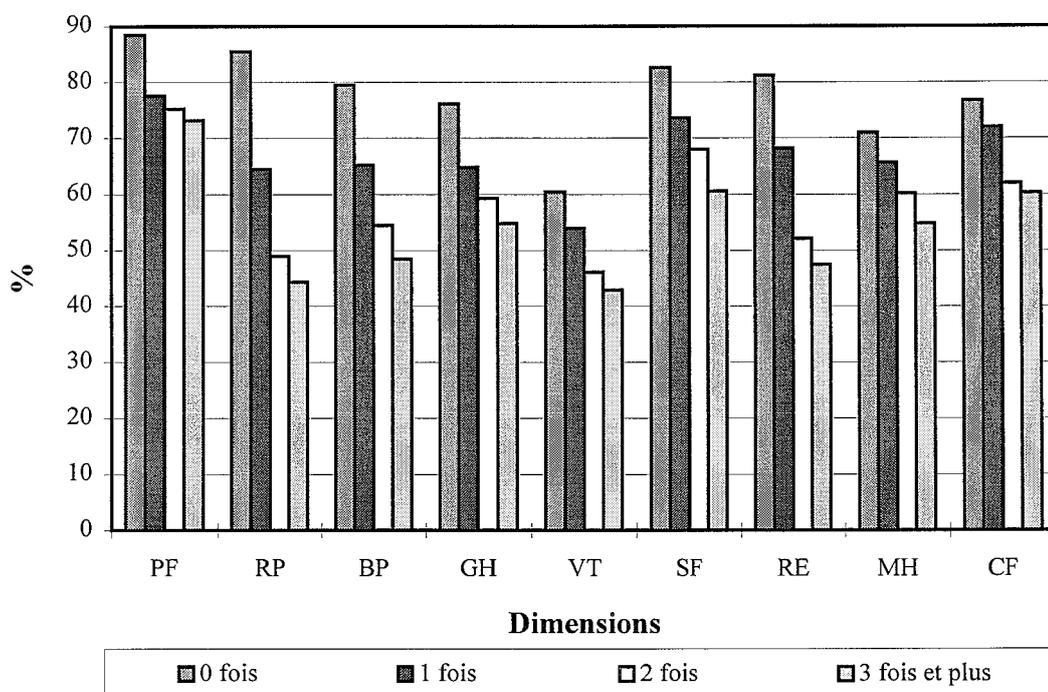
**Figure 3.10** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le mode de vie.

Lorsque les scores par dimension en fonction du mode de vie ont été contrôlés par le sexe et l'âge la tendance générale est restée la même. La probabilité que les scores des dimensions soient supérieurs à la médiane était habituellement plus élevée chez les personnes ne vivant pas seules que chez les personnes vivant seules. Cette différence de probabilité n'était par contre jamais significative pour les personnes vivant en couple et rarement pour les personnes vivant avec un ami (RE, OR = 3,3; MCS, OR = 2,8). C'était par contre plus fréquemment le cas pour les personnes vivant en famille (PF, OR = 1,5; RP, OR = 1,5; VT, OR = 1,5; MH, OR = 1,7; CF, OR = 1,5; PCS, OR = 1,5 et MCS, OR = 1,6). Ainsi, aucune des différences relevées pour les dimensions BP, GH et SF n'était statistiquement significative. En définitive, notre hypothèse de départ, à savoir que l'isolement est associé à des scores moins élevés, surtout pour les dimensions mentales, a été vérifiée après contrôle par le sexe et l'âge. Les scores inférieurs pour les couples restent par contre moins bien expliqués.

### 3.6.3.7 Scores du SF-36 (et CF) selon le nombre de visites effectuées chez un médecin durant les quatre semaines ayant précédé l'enquête

Une autre forme de validation externe du questionnaire a consisté à analyser l'évolution des scores par dimension en fonction du nombre de visites que les répondants ont effectuées pendant une période déterminée auprès de différents types de thérapeutes. D'une manière générale, ceux qui n'ont consulté aucun thérapeute auraient dû avoir de meilleurs scores pour toutes les dimensions que ceux qui ont consulté au moins une fois durant la période considérée, ainsi qu'une dégradation de tous les scores avec l'augmentation du nombre de visites. De plus, selon le type de thérapeute fréquenté, il aurait dû plutôt s'agir des scores des dimensions physiques ou ceux des dimensions mentales qui diminuent. Nous avons choisi de considérer comme période de référence les quatre semaines qui ont précédé le moment où le questionnaire a été rempli.

La Figure 3.11 fournit les scores par dimension en fonction du nombre de visites auprès d'un médecin, généraliste ou spécialiste. Conformément à nos hypothèses, les scores des répondants qui ne les ont pas fréquentés étaient nettement meilleurs que ceux des personnes qui les avaient consultés. L'augmentation du nombre de visites était ensuite systématiquement associée à une diminution des scores, pour toutes les dimensions. Certaines dimensions furent plus sensibles que d'autres à l'augmentation du nombre de visites (RP, BP et RE). Pour RP, la chute fut particulièrement brutale : -42 points entre 0 et 3 visites ou plus.

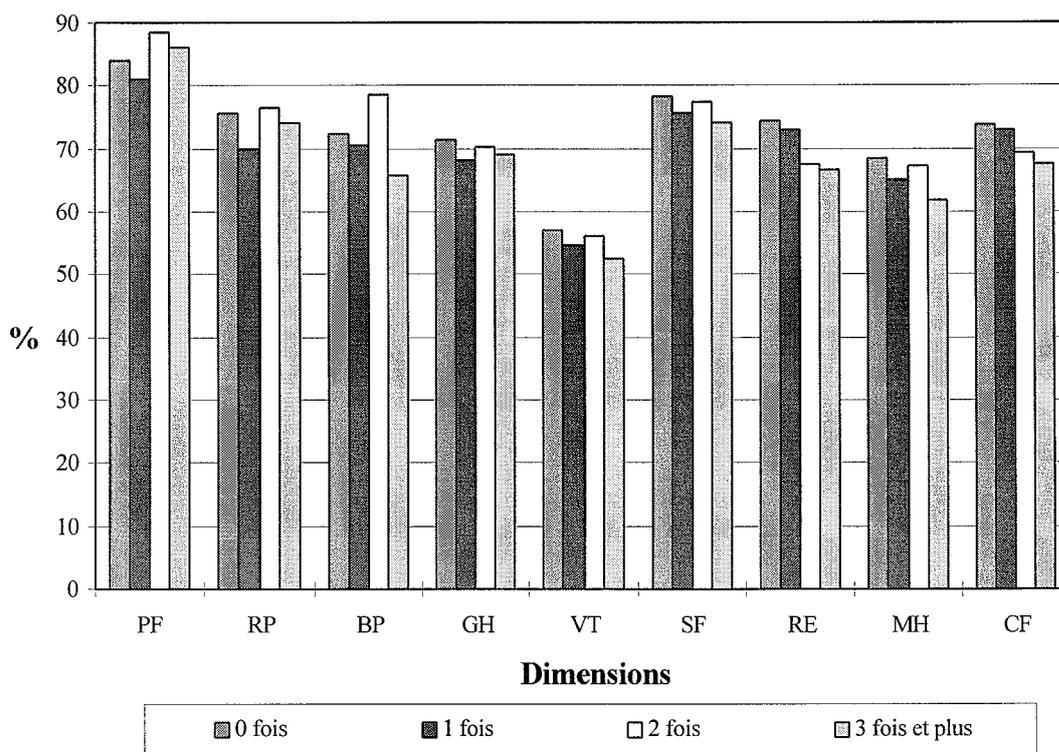


**Figure 3.11** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le nombre de visites auprès d'un médecin durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

Comme la consommation médicale varie notablement en fonction du sexe et de l'âge, il était nécessaire de contrôler l'effet du nombre de visites sur les scores par ces deux variables. Selon une régression logistique intégrant ces variables et opposant les patients qui avaient des scores inférieurs à la médiane à ceux qui avaient des scores supérieurs à la médiane pour chaque dimension, les odds ratio des répondants qui avaient fréquenté un médecin, quelle que soit la catégorie de fréquence des visites, étaient toujours très significativement inférieurs à 1 (OR de 0,7 à 0,1 selon la catégorie et la dimension), les non utilisateurs étant la catégorie de référence. De plus, les odds ratio décroissaient toujours avec l'augmentation du nombre de visites.

Les quatre scores de santé mentale et le fonctionnement cognitif tendaient à diminuer avec l'augmentation du nombre de visites chez un dentiste durant les quatre semaines précédentes (Figure 3.12). Ceux qui n'avaient pas visité de dentiste avaient toujours les scores maximaux. La tendance à la diminution était ensuite souvent irrégulière et peu prononcée. Pour chacune de ces cinq dimensions mentales les personnes qui étaient allées au moins trois fois chez un dentiste avaient toujours les scores les plus bas. Il n'y avait par contre pas de lien clair entre la fréquentation d'un dentiste et les scores des quatre dimensions physiques. En contrôlant par le sexe et l'âge des répondants l'influence de la fréquence des consultations chez un dentiste sur les scores d'état de santé (régression logistique utilisant la médiane de chaque score comme

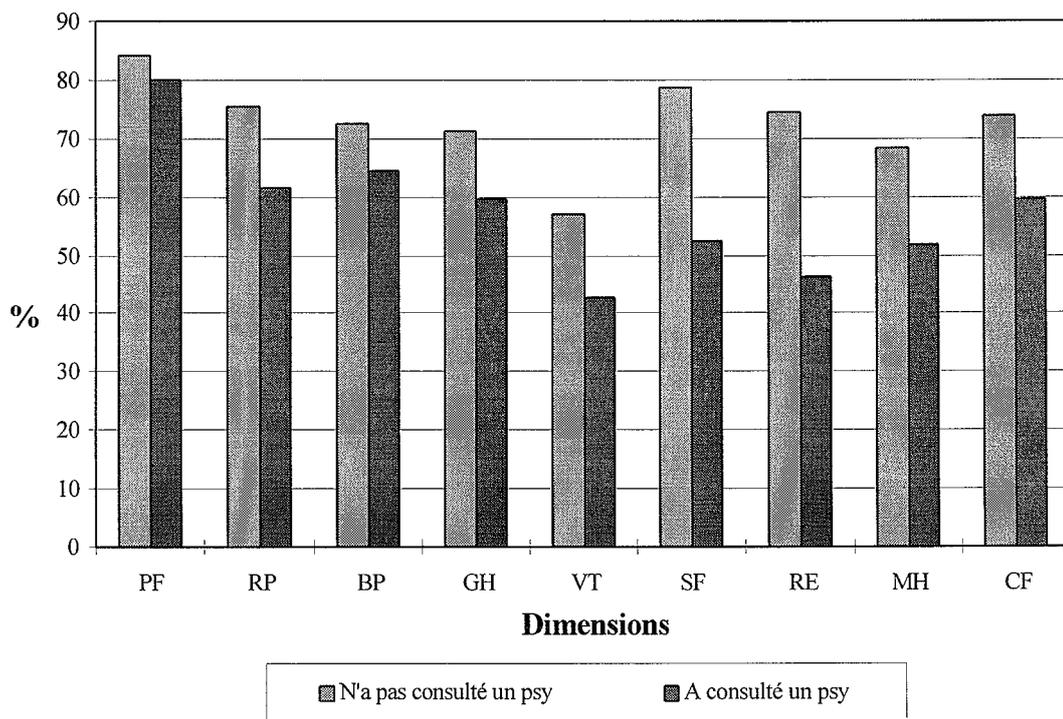
cutoff) aucune différence statistiquement significative n'était observée entre ceux qui n'avaient pas visité un dentiste et les autres.



**Figure 3.12** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon le nombre de visites auprès d'un dentiste durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

Tous les scores étaient influencés à la baisse si le répondant avait consulté au moins une fois un psychologue ou un psychiatre durant les quatre dernières semaines (Figure 3.13). L'écart était plus marqué pour les cinq dimensions mentales que pour les quatre dimensions physiques. Les dimensions RE et SF étaient particulièrement sensibles au fait d'avoir visité un psychologue ou un psychiatre (respectivement -28 et -26 points). L'écart minimal était de 14 points (VT et CF) pour les autres dimensions mentales et de 4 points pour PF, la moins «mentale» des dimensions physiques. Selon une régression logistique contrôlant la fréquentation d'un psychologue ou d'un psychiatre par le sexe et l'âge et opposant les répondants qui avaient des scores inférieurs à la médiane à ceux qui avaient des scores supérieurs pour chaque dimension, les odds ratio des répondants qui avaient fréquenté un médecin étaient toujours très significativement inférieurs à 1 (OR de 0,5 à 0,1 selon la catégorie et la dimension, PF excepté), les non utilisateurs étant la catégorie de référence.

Notre hypothèse a donc été vérifiée : l'expression d'un besoin en soins de santé mentale était fortement associée à de bas scores de santé mentale, mais aussi, dans une moindre mesure, à des scores de santé physique plus bas; sans qu'il soit possible de savoir si les problèmes mentaux se répercutaient sur l'état de santé physique ou s'ils en modifiaient simplement la bonne perception.

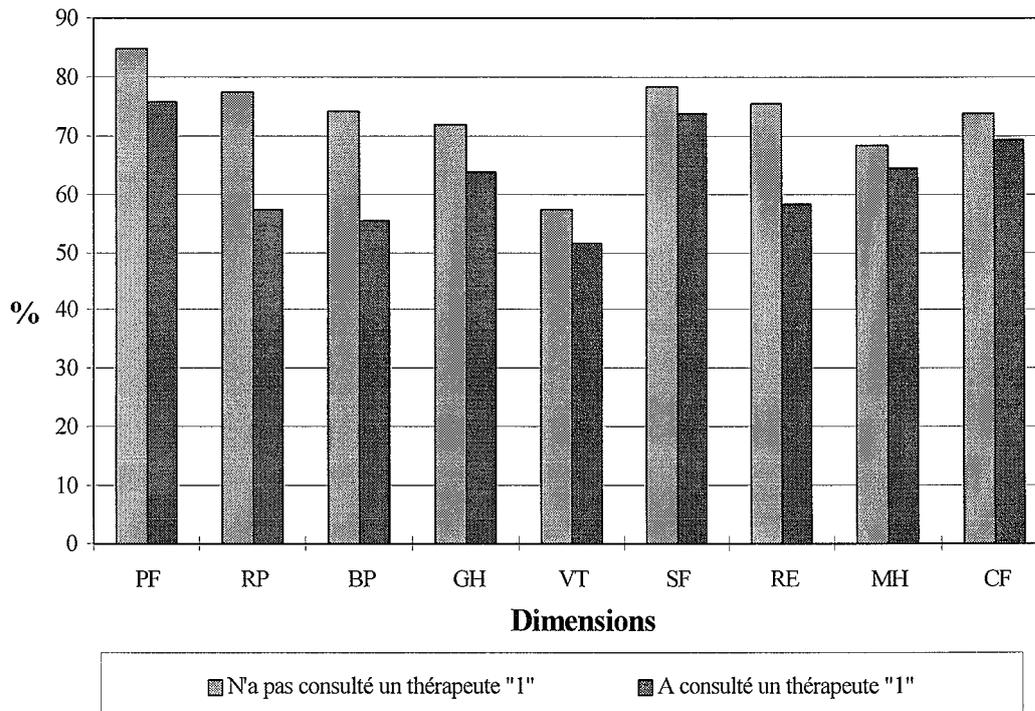


**Figure 3.13** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon que le répondant a fréquenté ou non au moins une fois un psychologue ou un psychiatre (psy) durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

Comme le questionnaire détaillait fortement le type des thérapeutes visités durant les quatre dernières semaines, les effectifs des répondants qui avaient vu certains types d'entre eux étaient parfois très limités. Nous avons donc regroupé certains types de thérapeutes en deux catégories. La première regroupait les physiothérapeutes, les chiropraticiens, les ostéopathes et autres praticiens des thérapies manuelles, ainsi que les kinésithérapeutes, récupérés dans la catégorie «autres, à préciser» du questionnaire. Ces thérapeutes traitent des affections dont l'expression est physique. L'impact d'au moins une consultation chez l'un d'entre eux aurait dû donc être plus fort sur les dimensions physiques que sur les dimensions mentales. La deuxième catégorie de thérapeutes est plus hétéroclite. Elle regroupe les sages-femmes et infirmières de santé publique à domicile, les pédicures, les podologues, les naturopathes, les acuponcteurs, les homéopathes, les diététiciens et tous les autres recours thérapeutiques non classés (à l'exception des kinésithérapeutes). Une partie des thérapeutes de cette catégorie sont moins institutionnalisés (médecines alternatives) que ceux de la première catégorie. Par rapport à ces derniers, les patients y recourent plus souvent par choix personnel que sur référence d'un médecin, souvent après une réflexion sur la santé, la maladie et l'art de guérir. Nous avons émis l'hypothèse selon laquelle la fréquentation de cette catégorie de thérapeutes diminuait plus les scores des dimensions mentales que physiques.

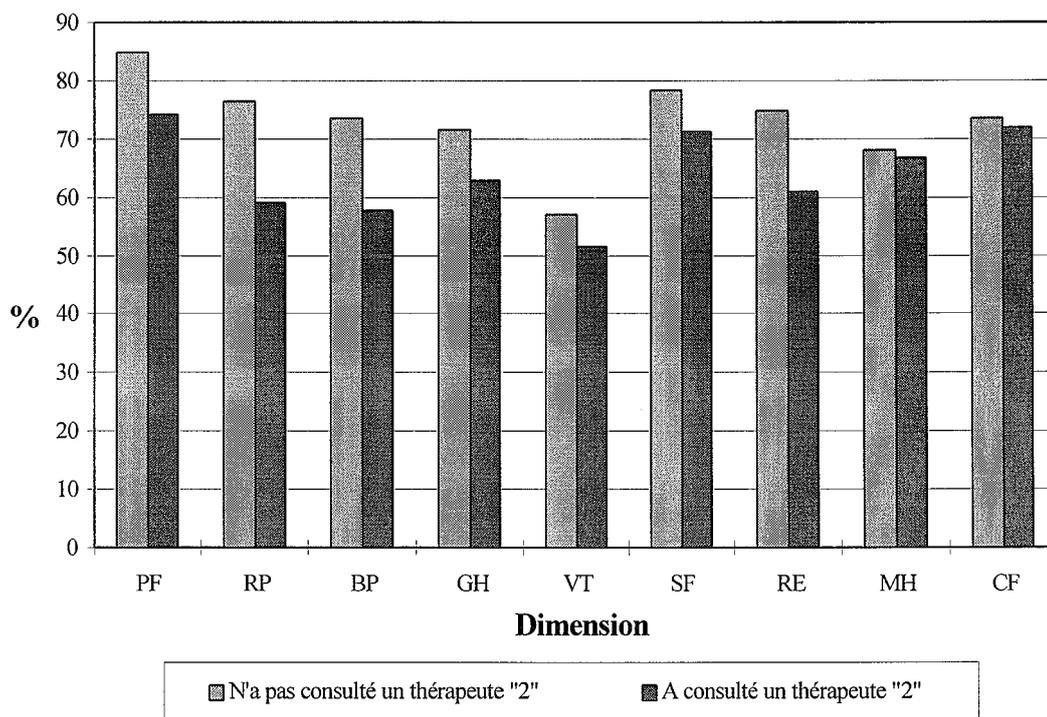
La fréquentation de thérapeutes de la première catégorie affectait effectivement tous les scores d'état de santé perçu, et cela plus pour les dimensions physiques que mentales, conformément à notre hypothèse (Figure 3.14). Le score de RP était de 20 points supérieur lorsque le répondant n'avait pas consulté de tels thérapeutes. La différence était de 19 points pour BP. Pour les dimensions mentales, les écarts étaient assez faibles (4 à 6 points), sauf pour RE (17 points). Après contrôle par le sexe et l'âge, on a constaté que la probabilité pour une

personne d'avoir un score supérieur à la médiane lorsqu'elle avait consulté un thérapeute de cette catégorie était significativement plus faible que celle d'avoir un score supérieur à la médiane pour toutes les dimensions, à l'exception de SF et de MH. Les odds ratio allaient de 0,3 à 0,6 pour les dimensions physiques et de 0,5 à 0,8 pour les cinq dimensions mentales.



**Figure 3.14** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon que le répondant a fréquenté ou non au moins une fois un/une physiothérapeute, chiropraticien, ostéopathe, praticien des thérapies manuelles ou kinésithérapeute (thérapeute 1) durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

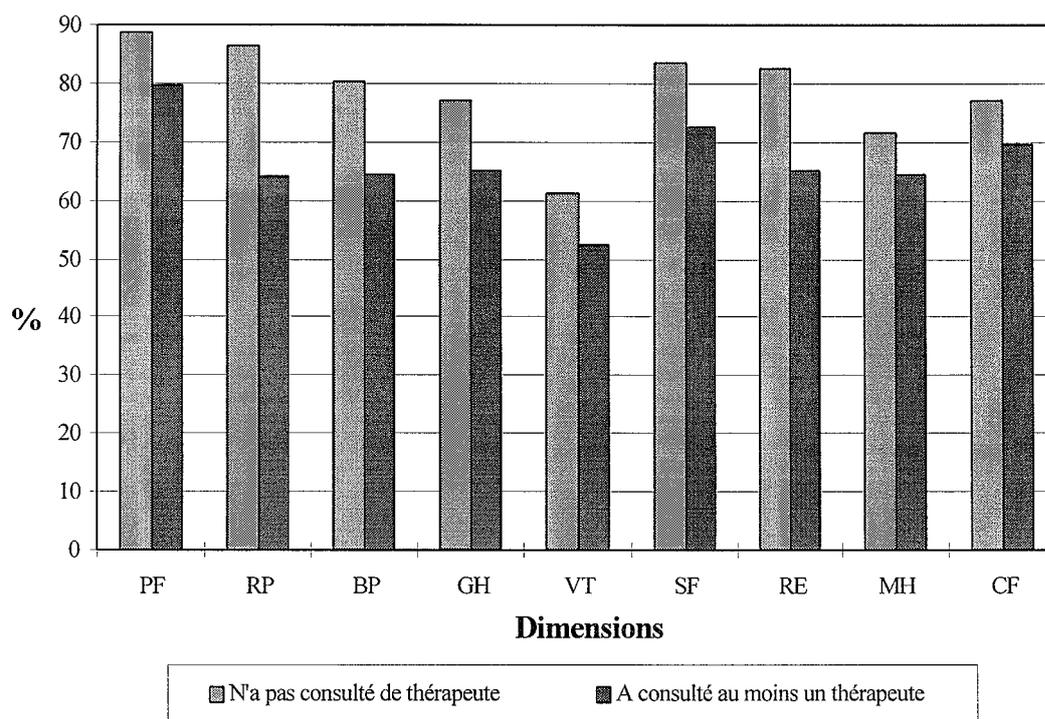
Pour la deuxième catégorie de thérapeutes, les scores par dimension étaient quasi identiques à ceux relevés pour la première catégorie de thérapeutes. Ici encore, les scores étaient toujours plus élevés si le répondant n'avait pas fréquenté un thérapeute auparavant (Figure 3.15). Contrairement à notre hypothèse, les écarts des scores restaient plus importants pour les scores des dimensions physiques (de 9 à 18 points) que pour ceux des dimensions mentales (de 1 à 14 points). Lorsque l'on a contrôlé l'influence de la fréquentation de ces thérapeutes par le sexe et l'âge des répondants, les répondants qui avaient effectué au moins une consultation avaient une probabilité moins élevée que les autres d'avoir des scores de dimension supérieurs à la médiane (OR = 0,4 à 0,6), sauf MH et CF. Hormis pour ces deux dernières dimensions, cette différence était toujours 'statistiquement significative'.



**Figure 3.15** Scores d'état de santé perçue (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon que le répondant a fréquenté ou non au moins une fois un, une : sage-femme, infirmière de santé publique à domicile, pédicure, podologue, naturopathe, acuponcteur, homéopathe, diététicien ou autre recours thérapeutique non classé (thérapeute 2) durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

Nous avons encore opposé les scores moyens par dimension des répondants qui avaient consulté au moins une fois durant les quatre dernières semaines un thérapeute, quel que soit son statut ou sa spécialisation aux scores de ceux qui n'avaient pas consulté. Comme le montre la Figure 3.16, les scores de qualité de vie perçue étaient moins élevés chez les personnes ayant vu un thérapeute au cours de la dernière semaine. Les écarts de score entre les deux types de répondants étaient toujours sensibles, parfois très importants (de 7 à 22 points). L'écart était particulièrement important pour les deux dimensions relatives à la capacité à accomplir des tâches (rôle), que ce soit en raison de l'état physique (RP, 22 points de différence) ou émotionnel (RE, 18 points de différence). En moyenne, les dimensions physiques étaient plus affectées par le fait d'avoir vu un thérapeute que les dimensions mentales.

Lorsque la fréquentation d'un thérapeute fut contrôlée par le sexe et l'âge des répondants, le risque d'avoir de bons scores, c'est-à-dire des scores supérieurs ou égaux à la médiane de chaque score, restait toujours nettement et très significativement plus faible si le répondant avait consulté que s'il ne l'avait pas fait (OR de 0,35 à 0,59). La fréquentation ou non d'un thérapeute durant les quatre dernières semaines était fortement associée à tous les scores d'état de santé perçue. Les odds ratio des dimensions mentales n'étaient plus guère différents de ceux des dimensions physiques.

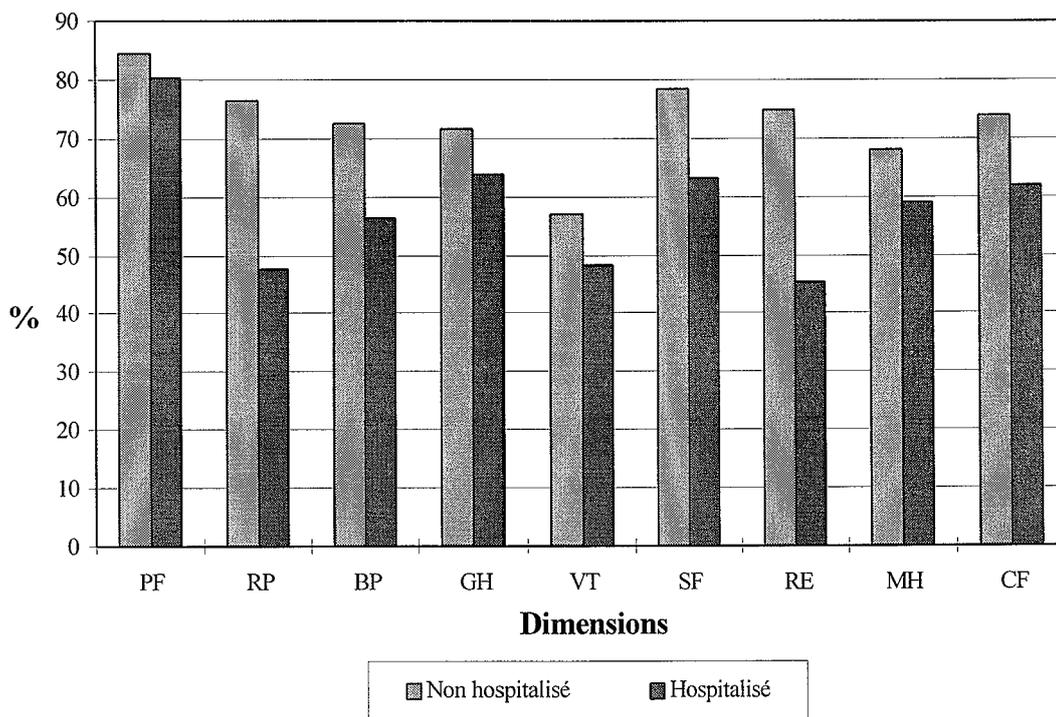


**Figure 3.16** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon que le répondant a fréquenté ou non au moins une fois un thérapeute, médecin ou non, durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

Finalement, les scores par dimension des rares répondants (33) qui avaient été hospitalisés durant les quatre semaines précédant l'enquête ont été comparés à ceux des autres répondants. Le statut d'hospitalisé récent devrait déboucher sur des scores de qualité de vie nettement inférieurs.

C'était effectivement le cas pour toutes les dimensions (Figure 3.17). Logiquement la dimension RP était la plus affectée par une hospitalisation récente (29 points de différence). Il en allait de même de BP (16 points), mais étonnamment pas de PF (4 points). Il est aussi remarquable que le score de RE des personnes hospitalisées était presque identique à celui de RP et que la différence de score entre les répondants hospitalisés et non hospitalisés fut la même pour RE que pour RP (29 points). Tout se passe comme si les personnes avaient répondu presque systématiquement de la même manière à ces deux questions, formellement proches, qui traitent toutes deux des limitations aux activités habituelles. La différence entre ces deux questions porte sur les raisons de ces limitations : l'état physique dans un cas, l'état émotionnel dans l'autre. Le fonctionnement social (SF) et le fonctionnement cognitif (CF) étaient aussi très affectés par une hospitalisation (respectivement -15 et -12 points).

L'effet de l'hospitalisation sur la qualité de vie perçue ne s'est pas modifié lorsque l'âge et le sexe des répondants étaient pris en compte. Le risque d'avoir un score par dimension supérieur à la médiane restait toujours nettement inférieur à 1 pour les répondants qui avaient été hospitalisés (OR de 0,3 à 0,6). A l'exception des dimensions PF et GH, les différences étaient toujours statistiquement significatives, malgré le petit nombre de cas concernés.



**Figure 3.17** Scores d'état de santé perçu (SF-36 et CF) de la population générale vaudoise selon que le répondant a été hospitalisé ou non durant les quatre semaines écoulées avant de remplir le questionnaire.

En résumé, le fait d'avoir fréquenté un thérapeute, ou d'avoir été hospitalisé, durant les quatre semaines qui ont précédé le moment où le répondant a rempli le questionnaire était associé pour toutes les dimensions à des scores inférieurs. Ces différences étaient le plus souvent confirmées, et statistiquement significatives, lorsque le sexe et l'âge des répondants étaient pris en compte dans une régression logistique. De plus, pour les médecins, mais moins nettement pour les dentistes, les scores étaient sensibles au nombre de visites effectuées. En outre, les scores des dimensions mentales étaient plus sensibles que ceux des dimensions physiques à la fréquentation d'un thérapeute spécialisé quant aux affections mentales, alors que l'on a relevé l'inverse pour les scores des dimensions physiques relativement aux physiothérapeutes, chiropraticiens, ostéopathes et autres kinésithérapeutes. Cette triple conclusion, participe à la validation externe du questionnaire sur la qualité de vie liée à l'état de santé.

### 3.6.3.8 Profil des personnes ayant de très mauvais et de très bon scores synthétiques d'état de santé perçu

Après avoir analysé séparément l'influence de nombreux facteurs sur les neuf scores de qualité de vie liée à l'état de santé nous avons dégagé le profil global des patients qui jouissent de la pire et de la meilleure santé perceptuelle, et comparé ces deux profils. A proprement parler, il serait nécessaire de distinguer autant de profils différents que de dimensions, puisque ces dernières sont largement indépendantes les unes des autres. Nous nous contenterons cependant d'analyser ces profils pour chacune des deux dimensions synthétiques - physical component score (PCS) et mental component score (MCS) -, qui résument en deux scores principaux les huit dimensions du SF-36. Nous avons considéré que les répondants avec une très mauvaise santé perçue constituent le quart des répondants ayant les scores les plus bas

pour PCS, puis pour MCS, et que ceux qui jouissent d'une très bonne santé perçue se recrutent parmi le quart des répondants qui ont obtenu les meilleurs scores pour ces deux dimensions synthétiques. Au moyen de régressions logistiques successives nous avons donc opposé les répondants appartenant au quartile inférieur à tous les autres répondants pour PCS puis pour MCS, puis les répondants relevant du quartile supérieur à tous les autres répondants, pour les mêmes dimensions. Le modèle de base incluait toutes les variables indépendantes analysées ci-dessus. Les districts vaudois de résidence des répondants ont également été considérés dans cette analyse. Pour le recours à un médecin ou à un dentiste durant les quatre dernières semaines nous avons simplement opposé les répondants qui n'avaient pas consulté aux autres, sans tenir compte du nombre de consultations. Nous avons ensuite simplifié les modèles initiaux en supprimant progressivement les variables indépendantes les moins significatives. Les modèles définitifs n'ont conservé finalement que les variables dont au moins une modalité était significative ( $p \leq 0,05$ , ou en tous cas  $p < 0,1$  s'il existait par hypothèse un lien fort entre une modalité et un score) ainsi que le sexe et l'âge des répondants, quel que soit leur niveau de significativité.

Le Tableau 3.8 résume le modèle final opposant les répondants avec un très mauvais score de santé physique (PCS) aux autres répondants. Les odds ratios fournissent une indication du risque d'une population présentant une caractéristique donnée d'avoir un score très mauvais (premier quartile) au risque d'une population de personnes qui ne présentaient pas cette caractéristique d'avoir un score très mauvais. Ainsi pour PCS les facteurs prédisposant d'être dans le quartile inférieur étaient une origine du sud de l'Europe occidentale (Espagne, Italie et Portugal), un âge de 60 à 79 ans (par rapport aux personnes âgées de 20 à 29 ans), le fait d'avoir consulté un médecin ou un thérapeute de type 2 (Tableau 3.8 / note 4), et finalement, la catégorie «autres activités» (par rapport à un travail à plein temps; cette dernière catégorie a regroupé des personnes qui durant les quatre dernières semaines étaient à l'assurance maladie, à l'assurance accident, à l'assurance invalidité, en convalescence et dans une moindre mesure en vacances ou en stage).

D'autres caractéristiques ont indiqué un risque diminué d'avoir un très mauvais score synthétique de santé physique. Il s'agissait du fait d'être une femme, d'avoir terminé un apprentissage, une formation secondaire supérieure ou professionnelle supérieure ou une formation universitaire plutôt que de n'avoir aucune formation ou d'avoir effectué seulement l'école obligatoire.

**Tableau 3.8** Profil des personnes ayant un mauvais score synthétique de santé physique (PCS) : régression logistique opposant le quartile inférieur aux trois autres quartiles (les variables significatives à 5% sont en gras).

Variabiles	Odds ratio	p	IC 95%
<b>Femme</b>	<b>0.65</b>	<b>0.018</b>	<b>0.45 - 0.93</b>
Nationalité (F, GB, D) <sup>1</sup>	0.84	0.668	0.38 - 1.86
<b>Nationalité (I, E, P)<sup>1</sup></b>	<b>1.99</b>	<b>0.017</b>	<b>1.13 - 3.50</b>
<b>Nationalité (Autres et SM)<sup>1</sup></b>	<b>2.67</b>	<b>0.008</b>	<b>1.29 - 5.53</b>
30-39 ans <sup>2</sup>	0.73	0.358	0.38 - 1.42
40-49 ans <sup>2</sup>	1.55	0.164	0.84 - 2.87
50-59 ans <sup>2</sup>	1.78	0.065	0.96 - 3.27
<b>60-69 ans<sup>2</sup></b>	<b>2.54</b>	<b>0.006</b>	<b>1.31 - 4.92</b>
<b>70-79 ans<sup>2</sup></b>	<b>3.46</b>	<b>0.001</b>	<b>1.68 - 7.14</b>
<b>≥ 1 visite chez un médecin</b>	<b>4.21</b>	<b>0.000</b>	<b>3.08 - 5.75</b>
≥ 1 visite chez d'autres thérapeutes 1 <sup>3</sup>	1.54	0.065	0.97 - 2.45
<b>≥ 1 visite c/d'autres thérapeutes 2<sup>4</sup></b>	<b>1.93</b>	<b>0.015</b>	<b>1.14 - 3.29</b>
<b>Apprentissage<sup>5</sup></b>	<b>0.61</b>	<b>0.013</b>	<b>0.41 - 0.90</b>
<b>Gymnase, form. prof. sup.<sup>5</sup></b>	<b>0.47</b>	<b>0.001</b>	<b>0.30 - 0.73</b>
<b>Université<sup>5</sup></b>	<b>0.33</b>	<b>0.000</b>	<b>0.18 - 0.61</b>
Sans mention de formation <sup>5</sup>	3.36	0.170	0.60 - 18.94
Travail temps partiel <sup>6</sup>	0.89	0.660	0.52 - 1.51
Au foyer <sup>6</sup>	1.63	0.103	0.91 - 2.95
Retraités	1.66	0.075	0.95 - 2.92
Chômage <sup>6</sup>	1.34	0.512	0.56 - 3.18
<b>Autres activités<sup>6</sup></b>	<b>5.13</b>	<b>0.001</b>	<b>1.95 - 13.51</b>
Sans mention d'activité <sup>6</sup>	1.64	0.664	0.18 - 15.21

N = 1162 log likelihood = -516,81 p = 0,000 pseudo R<sup>2</sup> = 0,219 Hosmer-Lemeshow p = 0,87

<sup>1</sup> Référence = Suisses.

<sup>2</sup> Référence = 20 - 29 ans.

<sup>3</sup> Autres thérapeutes 1 = physiothérapeutes, chiropraticiens, homéopathes, kinésithérapeutes, ostéopathes et praticiens des thérapies manuelles.

<sup>4</sup> Autres thérapeutes 2 = sages-femmes, infirmières de santé publique, diététiciens, pédicures, podologues, naturopathes, acuponcteurs, hypnotiseurs et autres.

<sup>5</sup> Référence = école obligatoire au plus.

<sup>6</sup> A domicile. Référence = travail à plein temps.

Le modèle de régression logistique opposant le quart des répondants ayant les meilleurs scores synthétiques de santé physique perçue (PCS) aux autres répondants fait largement intervenir les mêmes variables que le modèle précédent, mais logiquement inversées (Tableau 3.9). Les facteurs prédisposant un score PCS élevé (quartile supérieur) étaient un statut de cadre inférieur ou moyen plutôt que d'ouvrier, d'employé ou d'apprenti, une formation supérieure,

secondaire supérieure ou professionnelle supérieure et un apprentissage par rapport à l'école obligatoire ou à l'absence de toute formation. Les facteurs prédisposant à ne pas être dans le quartile supérieur des scores de PCS, étaient l'avancement en âge (les odds ratio diminuant régulièrement avec l'augmentation de l'âge) et la fréquentation de certains thérapeutes durant les quatre dernières semaines.

**Tableau 3.9** Profil des personnes ayant un très bon score synthétique de santé physique (PCS) : régression logistique opposant le quatrième quartile aux trois premiers quartiles (les variables significatives à 5% sont en gras).

Variables	Odds ratio	p	IC 95%
<b>Femme</b>	0.90	0.503	0.67 - 1.21
<b>Cadres inférieurs et moyens<sup>1</sup></b>	<b>1.63</b>	<b>0.021</b>	<b>1.08 - 2.46</b>
Cadres supérieurs <sup>1</sup>	1.31	0.470	0.63 - 2.70
Sans mention de statut prof. <sup>1</sup>	1.33	0.140	0.91 - 1.93
30-39 ans <sup>2</sup>	0.92	0.669	0.61 - 1.37
<b>40-49 ans<sup>2</sup></b>	<b>0.53</b>	<b>0.004</b>	<b>0.34 - 0.82</b>
<b>50-59 ans<sup>2</sup></b>	<b>0.31</b>	<b>0.000</b>	<b>0.19 - 0.49</b>
<b>60-69 ans<sup>2</sup></b>	<b>0.14</b>	<b>0.000</b>	<b>0.08 - 0.24</b>
<b>70-79 ans<sup>2</sup></b>	<b>0.08</b>	<b>0.000</b>	<b>0.04 - 0.18</b>
<b>≥ 1 visite chez un médecin</b>	<b>0.49</b>	<b>0.000</b>	<b>0.35 - 0.68</b>
≥ 1 visite chez d'autres thérapeutes <sup>3</sup>	0.58	0.060	0.33 - 1.02
<b>Apprentissage<sup>4</sup></b>	<b>1.73</b>	<b>0.026</b>	<b>1.07 - 2.80</b>
<b>Gymnase, formation prof. sup.<sup>4</sup></b>	<b>1.93</b>	<b>0.011</b>	<b>1.16 - 3.19</b>
Université <sup>4</sup>	1.52	0.166	0.84 - 2.77
Sans mention de formation <sup>4</sup>	1.98	0.390	0.42 - 9.44

N = 1190 log likelihood = -568,50 p = 0,000 pseudo R<sup>2</sup> = 0,15 Hosmer-Lemeshow p = 0,63

<sup>1</sup> Référence = apprentis, ouvriers et employés.

<sup>2</sup> Référence = 20 - 29 ans.

<sup>3</sup> Autres thérapeutes 1 = physiothérapeutes, chiropraticiens, homéopathes, kinésithérapeutes, ostéopathes et thérapies manuelles.

<sup>4</sup> Référence = école obligatoire au plus.

Le Tableau 3.10 présente les résultats de l'analyse des variables associées avec un mauvais score de santé mentale. Ce sont essentiellement une fréquence accrue de visites chez un médecin ou chez un psychologue au cours du mois précédant l'enquête et le chômage qui apparaissaient comme associés à un mauvais score synthétique de santé mentale. Cette analyse est très limitée par la très faible explication de la variance fournie par un modèle qui n'est pas apparu comme très satisfaisant dans son adéquation aux données.

**Tableau 3.10** Profil des personnes ayant un très mauvais score synthétique de santé mentale (MCS) : régression logistique opposant le premier quartile aux trois derniers quartiles  
(les variables significatives à 5% sont en gras).

Variabiles	Odds ratio	p	IC 95%
<b>Femme</b>	1.26	0.147	0.92 - 1.72
Nationalité (F, GB, D) <sup>1</sup>	1.01	0.964	0.55 - 1.86
Nationalité (I, E, P) <sup>1</sup>	1.61	0.055	0.99 - 2.62
Nationalité (Autres et SM) <sup>1</sup>	1.82	0.054	0.99 - 3.34
30-39 ans <sup>2</sup>	1.05	0.831	0.65 - 1.71
40-49 ans <sup>2</sup>	0.73	0.230	0.44 - 1.22
50-59 ans <sup>2</sup>	0.94	0.798	0.57 - 1.54
60-69 ans <sup>2</sup>	0.71	0.264	0.39 - 1.29
70-79 ans <sup>2</sup>	0.66	0.236	0.34 - 1.31
<b>≥ 1 visite chez un médecin</b>	<b>2.29</b>	<b>0.000</b>	<b>1.71 - 3.06</b>
<b>≥ 1 visite chez un psychologue</b>	<b>4.25</b>	<b>0.001</b>	<b>1.84 - 9.80</b>
Districts de Morges et de Rolle <sup>3</sup>	0.76	0.253	0.48 - 1.21
District de Nyon <sup>3</sup>	0.57	0.053	0.32 - 1.01
Districts de Vevey et Lavaux <sup>3</sup>	0.80	0.324	0.51 - 1.25
Districts d'Aigle et Pays d'En Haut <sup>3</sup>	1.30	0.378	0.72 - 2.34
La Broye <sup>3</sup>	0.63	0.173	0.33 - 1.22
<b>Gros-de-Vaud<sup>3</sup></b>	<b>0.50</b>	<b>0.033</b>	<b>0.26 - 0.94</b>
Dist. d'Yverdon, Grandson, La Vallée <sup>3</sup>	1.56	0.122	0.89 - 2.75
Sans mention de provenance <sup>3</sup>	0.75	0.259	0.46 - 1.23
Travail temps partiel <sup>4</sup>	1.22	0.365	0.79 - 1.87
Au foyer <sup>4</sup>	0.86	0.592	0.50 - 1.48
Etudes, apprentissage <sup>4</sup>	1.36	0.518	0.53 - 3.46
Retraités <sup>4</sup>	1.29	0.372	0.73 - 2.28
<b>Chômage<sup>4</sup></b>	<b>2.56</b>	<b>0.011</b>	<b>1.24 - 5.29</b>
Autres activités <sup>4</sup>	0.97	0.946	0.39 - 2.40
Sans mention d'activité <sup>4</sup>	0.80	0.801	0.15 - 4.41
Hospitalisé dans les 4 dernières semaines	2.05	0.076	0.93 - 4.54
Sans mention d'hospitalisation	1.12	0.736	0.58 - 2.19
N = 1190 log likelihood = -620,25 p = 0,000 pseudo R <sup>2</sup> = 0,074 Hosmer-Lemeshow p = 0,03			

<sup>1</sup> Référence = Suisses.

<sup>2</sup> Référence = 20 - 29 ans.

<sup>3</sup> Référence = district de Lausanne

<sup>4</sup> Référence = travail à plein temps.

Enfin, le Tableau 3.11 présente les déterminants d'un bon score synthétique de santé mentale. L'interprétation des données du modèle est là encore limitée par une très faible part de la

variance expliquée; néanmoins, l'âge accru, être indépendant plutôt que salarié sont des variables apparues comme associées à un score élevé, alors que les visites fréquentes chez un médecin, le statut d'étranger et le chômage indiquaient une probabilité réduite d'obtenir de bons scores synthétiques de santé mentale.

**Tableau 3.11** Profil des personnes ayant un très bon score synthétique de santé mentale (MCS) : régression logistique opposant le quatrième quartile aux trois premiers quartiles (les variables significatives à 5% sont en gras).

Variables	Odds ratio	p	IC 95%
<b>Femme</b>	0.75	0.090	0.54 - 1.04
<b>Indépendant<sup>1</sup></b>	<b>1.65</b>	<b>0.029</b>	<b>1.05 - 2.57</b>
Sans mention de statut d'emploi <sup>1</sup>	1.22	0.527	0.65 - 2.30
<b>Etranger</b>	<b>0.52</b>	<b>0.007</b>	<b>0.32 - 0.83</b>
30-39 ans <sup>2</sup>	1.33	0.325	0.75 - 2.36
40-49 ans <sup>2</sup>	1.47	0.194	0.82 - 2.62
<b>50-59 ans<sup>2</sup></b>	<b>2.59</b>	<b>0.001</b>	<b>1.50 - 4.48</b>
<b>60-69 ans<sup>2</sup></b>	<b>4.13</b>	<b>0.000</b>	<b>2.22 - 7.67</b>
70-79 ans <sup>2</sup>	<b>2.75</b>	<b>0.005</b>	<b>1.36 - 5.56</b>
<b>≥ 1 visite chez un médecin</b>	<b>0.47</b>	<b>0.000</b>	<b>0.34 - 0.64</b>
≥ 1 visite chez un dentiste	0.66	0.059	0.42 - 1.02
<b>Districts de Morges et de Rolle<sup>3</sup></b>	<b>1.64</b>	<b>0.040</b>	<b>1.02 - 2.64</b>
District de Nyon <sup>3</sup>	1.48	0.158	0.86 - 2.56
Districts de Vevey et Lavaux <sup>3</sup>	1.56	0.055	0.99 - 2.47
Districts d'Aigle et Pays d'En Haut <sup>3</sup>	1.85	0.052	1.00 - 3.43
La Broye <sup>3</sup>	1.64	0.117	0.88 - 3.04
Gros-de-Vaud <sup>3</sup>	1.58	0.119	0.89 - 2.82
Dist. d'Yverdon, Grandson, La Vallée <sup>3</sup>	0.77	0.456	0.40 - 1.52
<b>Sans mention de provenance<sup>3</sup></b>	<b>1.64</b>	<b>0.048</b>	<b>1.01 - 2.68</b>
Travail temps partiel <sup>4</sup>	0.77	0.282	0.49 - 1.23
Au foyer <sup>4</sup>	0.96	0.923	0.45 - 2.06
Etudes, apprentissage <sup>4</sup>	0.52	0.341	0.14 - 2.00
Retraités <sup>4</sup>	0.75	0.459	0.36 - 1.59
<b>Chômage<sup>4</sup></b>	<b>0.25</b>	<b>0.047</b>	<b>0.06 - 0.98</b>
Autres activités <sup>4</sup>	2.44	0.054	0.99 - 6.06

N = 1174 log likelihood = -606,74 p = 0,000 pseudo R<sup>2</sup> = 0,09 Hosmer-Lemeshow p = 0,92

<sup>1</sup> Référence = salariés.

<sup>2</sup> Référence = 20 - 29 ans.

<sup>3</sup> Référence = district de Lausanne

<sup>4</sup> Référence = travail à plein temps.

Les analyses multivariées précédentes confirment ainsi largement les résultats observés lors des analyses bivariées. Il faut encore rappeler que la part de la variance expliquée est faible, surtout en ce qui concerne les scores synthétiques de santé mentale, et donc que nous n'avons capté qu'une petite partie des déterminants de la qualité de vie liée à l'état de santé perçu.



## 4 DISCUSSION

Les résultats ayant été largement commentés de façon simultanée à leur présentation dans les chapitres précédents, seuls les éléments importants sont discutés ici.

### 4.1 EVALUATION DU QUESTIONNAIRE

On relèvera, à partir des quelques éléments fournis par l'enquête qualitative et aussi de certaines remarques figurant sur les questionnaires, que la lecture et l'interprétation des questions peuvent être plus difficiles qu'il n'y paraît lors de l'analyse des données. Dans sa forme actuelle, il peut y avoir des confusions entre les deux dimensions qui examinent la limitation du rôle en raison de problèmes physiques ou émotionnels, à cause de la proximité des énoncés et des deux items dans le questionnaire.

Le coefficient alpha de Cronbach était le plus souvent supérieur à 0,7 ce qui correspond à une fiabilité acceptable pour des comparaisons de groupe. Toutefois, il n'y avait qu'exceptionnellement des valeurs supérieures à 0,9; ainsi l'utilisation du questionnaire pour des comparaisons entre individus n'est pas recommandée. La validité de convergence et de discriminance du questionnaire est généralement bonne dans la population générale.

La validation de la version française du questionnaire SF-36 est ainsi confirmée, qui a été montrée dans d'autres études, conduites auprès d'autres groupes de patients (Leplège et al, 1995, Biolay, 1997).

### 4.2 MESURE DE LA QUALITÉ DE VIE LIÉE À L'ÉTAT DE SANTÉ PERÇU DANS LA POPULATION GÉNÉRALE

La comparaison des scores du SF-36 obtenus dans la population vaudoise avec celles d'autres populations indique des valeurs plus basses dans la population vaudoise. Ainsi, par rapport à la population générale des USA, les scores sont légèrement inférieurs, plus particulièrement pour les dimensions mentales et les limitations du rôle. Ces différences peuvent correspondre à une différence de calibration du score entre les deux populations, par exemple pour des raisons linguistiques ou culturelles. Néanmoins, les scores SF-36 de la population vaudoise se sont aussi révélés plus bas que ceux enregistrés dans une population genevoise, qui ne correspondait pas, il est vrai à un échantillon représentatif de la population générale. La différence, entre les deux populations romandes, était surtout perceptible au delà de 25 ans. Là également, c'est pour les scores des dimensions mentales que les différences étaient visibles. Des comparaisons avec les scores de SF-36 d'autres populations générales francophones sont encore nécessaires avant d'affirmer que le niveau de santé perçue de la population vaudoise est inférieur à celui d'autres populations. Les variations des modalités de recrutement d'échantillons de la population générale pour établir des normes populationnelles pour le SF-36 peuvent expliquer une partie de ces différences (Lamping, 1997).

### 4.3 ADJONCTION DE LA DIMENSION 'FONCTIONNEMENT COGNITIF'

Le questionnaire utilisé dans cette étude a été développé en ajoutant la dimension 'fonctionnement cognitif' (CF) qui était comprise dans le questionnaire 'spécifique' pour les patients infectés par le VIH développé par Wu (Wu et al, 1991). En fait l'instrument utilisé dans notre projet a été développé avant que le questionnaire MOS HIV-50 soit proposé en combinant les dimensions du MOS HIV 30 et du SF-36. Afin de limiter la longueur du questionnaire, nous avons opté pour l'ajout de la seule dimension CF au SF-36, essentiellement parce que nous avons prévu l'utilisation du questionnaire chez des patients hospitalisés, dont les fonctions cognitives pouvaient être atteintes. Cette dimension ne semble a priori pas apporter d'élément majeur dans une enquête populationnelle.

### 4.4 CONCLUSIONS ET RECOMMANDATIONS

Quand bien même le concept de qualité de vie liée à l'état de santé n'est pas complètement développé, les mesures génériques ou spécifiques de l'état de santé apportent une dimension nouvelle et intéressante des mesures de l'état sanitaire de la population et de groupes de patients.

L'intérêt de ce type de mesure en santé publique est confirmé par l'étude conduite au sein d'une population générale, la population vaudoise. Outre la confirmation des bonnes propriétés psychométriques de l'instrument, cette partie de l'étude a indiqué, que ce questionnaire peut être utilisé dans la population générale pour mesurer l'état de santé de la population. La mesure est sensible à des déterminants connus de l'état de santé, ce qui contribue à confirmer sa validité.

La facilité d'utilisation, la simplicité, la clarté des questionnaires doivent en outre être améliorées afin que la plupart des patients puissent les utiliser.

## 5 RÉFÉRENCES

- Bergner M, Bobbitt RA, Carter WB, Gilson BS. The Sickness Impact Profile : development and final revision of a health status measure. *Med Care* 1981;19 :787-805.
- Bioly S. Validation et intérêt d'une mesure de qualité de vie liée à la santé. Applications dans la sclérose en plaques, chez les patients infectés par le V.I.H. et les étudiants. Th. Méd. Clermont-Ferrand : Université de Clermont-Ferrand I, Faculté de médecine, 1997.
- Bozzette SA, Hays RD, Berry SH, Kanouse DE. A Perceived Health Index for Use in Persons With Advanced HIV Disease : Derivation, Reliability, and Validity. *Med Care* 1994;32 :716-731.
- Brazier JE, Harper R, Jones NMB, et al. Validating the SF-36 health survey questionnaire : new outcome measure for primary care. *BMJ* 1992;305 :160-164.
- Cleary PD, Epstein AM, Oster G, et al. Health related quality of life among patients undergoing percutaneous transluminal coronary angioplasty. *Med Care* 1991;29 :939-950.
- Cohen SR, Hassan SA, Lapointe BJ, Mount BM. Quality of life in HIV disease as measured by the McGill Quality of life Questionnaire. *AIDS* 1996;10 :1421-7.
- Guyatt GH, Bombardier C, Tugwell PX. Measuring disease-specific quality of life in clinical trials. *Can Med Ass J* 1986;134 :889-95.
- Hays RD, Shapiro MF. An overview of generic health-related quality of life measures for HIV research. *Quality of Life Research* 1992;1 :91-97.
- Holmes W, Bix B, Shea J. SF-20 score and item distribution in a human immunodeficiency virus-seropositive sample. *Med Care* 1996;34 :562-9.
- Hunt SM, McEwen J. The development of a subjective health indicator. *Sociol Health Illness* 1980;2 :231-46.
- Jenkinson C, Coulter A, Wright L. Short form 36 (SF36) health survey questionnaire : normative data for adults of working age. *BMJ* 1993;306 :1437-40.
- Karnofsky DA, Burchenal JH. The clinical evaluation of chemotherapeutic agents in cancer.. In : MacLeod CM, ed. *Evaluation of chemotherapeutic agents*. New York; Columbia University Press, 1949.
- Kurtin PS, Ross Davies A, Meyer KB, DeGiacomo JM, Kantz ME. Patient-based health status measures in outpatient dialysis. *Med Care* 1992;30 :MS136-MS149.
- Lamping DL. When is a norm a norm ? The representativeness of population norms for the UK version of the SF-36. (Abstract) *Qual Life Res* 1997;6 :675.
- Lepège A, Mesbah M, Marquis P. Analyse préliminaire ds propriétés psychométriques de la version française d'un questionnaire international de mesure de qualité de vie : le MOS SF-36 (version 1.1). *Rev Epidem Sante Publ* 1995;43 :371-9.
- Lepège A, Rude N, Ecosse E, Ceinos R, Dohin E, Pouchot J. Measuring quality of life from the point of view of HIV-positive subjects : the HIV-QL31. (Abstract) *Qual Life Res* 1997;6 :680.
- McHorney CA, Ware JE, Raczek AE. The MOS 36-item short-form health survey (SF-36) : II. Psychometric and clinical tests of validity in measuring physical and mental health constructs. *Med Care* 1993;31 :247-263.

- McHorney CA, Ware JE, Lu JFR, Donald Sherbourne C. The MOS 36-item short-form health survey (SF-36) : III. Tests of data quality, scaling assumptions, and reliability across diverse patients groups. *Med Care* 1994;32 :40-66.
- Murdaugh C. Health-related quality of life as an outcome in organizational research. *Med Care*1997;35 :NS41-NS48.
- Perneger TV, Leplège A, Etter JF, Rougemont A. Validation of a French-language version of the MOS 36-item short form health survey (SF-36) in young healthy adults. *J Clin Epidemiol* 1995;48 :1051-60.
- Ware JE, Sherbourne CD. The MOS 36-item short-form health survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Med Care* 1992;30 :473-483.
- Ware JE, Snow KK, Kosinski MA, Gandek B. SF-36 health survey. Manual and interpretation guide. Boston, USA : The Health Institute, 1993.
- Ware JE, Kosinski MA, Keller SD. SF-36 physical and mental health summary scales. A user's manual. Boston, USA : The Health Institute, 1994.
- Wu AW, Rubin HR, Mathews WC, et al. A health status questionnaire using 30 items from the medical outcomes study. *Med Care* 1991;29 :786-798.

## 6 ANNEXE I

SF-36+CF pour la population générale vaudoise :  
moyenne, déviation standard par item et corrélation avec les 8 dimensions  
plus fonctionnement cognitif  
(overlap corrigé) (partie A)

Items	n item	Moyenne	SD	n corr.	PF	PF*	RP	RP*	BP	BP*	GH	GH*
Q3a	1243	2.27	0.71	1236	0.55	0.51	0.45		0.47		0.49	
Q3b	1239	2.71	0.57	1236	0.81	0.79	0.52		0.44		0.48	
Q3c	1237	2.69	0.56	1236	0.77	0.75	0.47		0.42		0.45	
Q3d	1239	2.59	0.64	1236	0.72	0.70	0.44		0.41		0.46	
Q3e	1238	2.79	0.52	1236	0.81	0.79	0.39		0.33		0.37	
Q3f	1239	2.57	0.65	1236	0.70	0.67	0.48		0.47		0.43	
Q3g	1242	2.71	0.59	1236	0.81	0.79	0.44		0.40		0.41	
Q3h	1237	2.79	0.53	1236	0.80	0.78	0.37		0.30		0.31	
Q3i	1237	2.84	0.49	1236	0.74	0.71	0.29		0.24		0.26	
Q3j	1242	2.82	0.50	1236	0.72	0.69	0.34		0.27		0.28	
Q4a	1241	1.81	0.39	1235	0.46		0.70	0.67	0.47		0.44	
Q4b	1237	1.69	0.46	1235	0.39		0.66	0.63	0.50		0.45	
Q4c	1238	1.75	0.43	1235	0.48		0.73	0.70	0.53		0.48	
Q4d	1236	1.75	0.43	1235	0.45		0.71	0.68	0.58		0.51	
Q7	1247	4.65	1.28	1247	0.44		0.57		0.83	0.81	0.56	
Q8	1247	4.58	1.22	1247	0.49		0.64		0.83	0.81	0.60	
Q1	1225	3.71	0.86	1193	0.46		0.53		0.59		0.64	0.61
Q11a	1220	4.26	0.97	1193	0.28		0.38		0.39		0.54	0.49
Q11b	1223	3.87	1.06	1193	0.39		0.42		0.41		0.64	0.61
Q11c	1221	3.68	1.17	1193	0.34		0.31		0.36		0.50	0.46
Q11d	1223	3.65	1.16	1193	0.47		0.54		0.57		0.74	0.72
Q9a	1231	3.87	1.12	1229	0.35		0.41		0.41		0.52	
Q9e	1229	3.31	1.21	1229	0.33		0.38		0.39		0.50	
Q9g	1229	4.41	1.14	1229	0.25		0.35		0.41		0.41	
Q9i	1240	3.74	1.03	1229	0.26		0.34		0.41		0.43	
Q6	1246	4.31	0.90	1246	0.29		0.46		0.47		0.48	
Q10	1246	3.93	0.97	1246	0.28		0.40		0.44		0.46	
Q5a	1229	1.82	0.39	1227	0.38		0.59		0.38		0.38	
Q5b	1235	1.68	0.47	1227	0.28		0.47		0.34		0.38	
Q5c	1232	1.71	0.45	1227	0.27		0.42		0.35		0.35	
Q9b	1230	4.11	1.18	1227	0.11		0.18		0.24		0.27	
Q9c	1231	5.15	1.10	1227	0.24		0.32		0.35		0.42	
Q9d	1233	3.78	1.18	1227	0.19		0.26		0.28		0.37	
Q9f	1231	4.83	1.10	1227	0.19		0.30		0.33		0.39	
Q9h	1231	4.10	1.20	1227	0.17		0.24		0.25		0.39	
Q2	1226	2.91	0.62		-0.18		-0.22		0.25		-0.22	
Q12a	1238	4.64	1.13	1235	0.25		0.34		0.31		0.40	
Q12b	1239	4.69	1.11	1235	0.26		0.30		0.29		0.35	
Q12c	1235	4.63	1.09	1235	0.24		0.28		0.30		0.34	
Q12d	1237	4.71	1.10	1235	0.29		0.35		0.35		0.40	

PF\* etc.: corrélation - 2 erreurs standards de la corrélation Erreur standard =  $1-r^2/(n-1)^{1/2}$



SF-36+ CF pour la population générale vaudoise :  
 moyenne, déviation standard par item et corrélation avec les 8 dimensions  
 plus fonctionnement cognitif  
 (overlap corrigé) (partie B)

Items	n item	Moyenne	SD	n corr.	VT	VT*	SF	SF*	RE	RE*	MH	MH*	CF	CF*
Q3a	1243	2.27	0.71	1236	0.35		0.26		0.29		0.18		0.27	
Q3b	1239	2.71	0.57	1236	0.38		0.32		0.37		0.23		0.28	
Q3c	1237	2.69	0.56	1236	0.34		0.29		0.33		0.22		0.29	
Q3d	1239	2.59	0.64	1236	0.34		0.25		0.31		0.20		0.27	
Q3e	1238	2.79	0.52	1236	0.26		0.22		0.29		0.16		0.22	
Q3f	1239	2.57	0.65	1236	0.31		0.25		0.31		0.15		0.26	
Q3g	1242	2.71	0.59	1236	0.32		0.25		0.28		0.17		0.24	
Q3h	1237	2.79	0.53	1236	0.24		0.21		0.25		0.16		0.21	
Q3i	1237	2.84	0.49	1236	0.18		0.19		0.21		0.13		0.18	
Q3j	1242	2.82	0.50	1236	0.20		0.20		0.24		0.14		0.24	
Q4a	1241	1.81	0.39	1235	0.32		0.33		0.48		0.20		0.28	
Q4b	1237	1.69	0.46	1235	0.42		0.40		0.52		0.32		0.35	
Q4c	1238	1.75	0.43	1235	0.38		0.39		0.48		0.25		0.33	
Q4d	1236	1.75	0.43	1235	0.42		0.41		0.47		0.27		0.30	
Q7	1247	4.65	1.28	1247	0.48		0.45		0.38		0.34		0.34	
Q8	1247	4.58	1.22	1247	0.49		0.50		0.43		0.34		0.38	
Q1	1225	3.71	0.86	1193	0.54		0.43		0.42		0.40		0.40	
Q11a	1220	4.26	0.97	1193	0.39		0.34		0.28		0.31		0.31	
Q11b	1223	3.87	1.06	1193	0.45		0.39		0.34		0.33		0.29	
Q11c	1221	3.68	1.17	1193	0.33		0.29		0.22		0.27		0.33	
Q11d	1223	3.65	1.16	1193	0.57		0.48		0.43		0.43		0.39	
Q9a	1231	3.87	1.12	1229	0.65	0.62	0.50		0.45		0.53		0.45	
Q9e	1229	3.31	1.21	1229	0.61	0.57	0.48		0.39		0.48		0.41	
Q9g	1229	4.41	1.14	1229	0.55	0.52	0.51		0.38		0.56		0.40	
Q9i	1240	3.74	1.03	1229	0.65	0.62	0.51		0.37		0.55		0.42	
Q6	1246	4.31	0.90	1246	0.57		0.70	0.67	0.56		0.63		0.50	
Q10	1246	3.93	0.97	1246	0.59		0.70	0.67	0.51		0.64		0.50	
Q5a	1229	1.82	0.39	1227	0.37		0.42		0.58	0.55	0.37		0.37	
Q5b	1235	1.68	0.47	1227	0.43		0.49		0.67	0.63	0.46		0.38	
Q5c	1232	1.71	0.45	1227	0.46		0.53		0.61	0.57	0.48		0.48	
Q9b	1230	4.11	1.18	1227	0.45		0.47		0.36		0.64	0.61	0.42	
Q9c	1231	5.15	1.10	1227	0.54		0.61		0.49		0.73	0.70	0.50	
Q9d	1233	3.78	1.18	1227	0.57		0.53		0.41		0.69	0.65	0.44	
Q9f	1231	4.83	1.10	1227	0.57		0.63		0.48		0.75	0.72	0.50	
Q9h	1231	4.10	1.20	1227	0.56		0.55		0.40		0.64	0.61	0.47	
Q2	1226	2.91	0.62		-0.28		-0.20		-0.17		-0.20		0.16	
Q12a	1238	4.64	1.13	1235	0.47		0.51		0.48		0.56		0.65	0.61
Q12b	1239	4.69	1.11	1235	0.37		0.34		0.33		0.36		0.57	0.53
Q12c	1235	4.63	1.09	1235	0.45		0.45		0.40		0.49		0.77	0.75
Q12d	1237	4.71	1.10	1235	0.48		0.49		0.43		0.51		0.80	0.78

PF\* etc.: corrélation - 2 erreurs standards de la corrélation Erreur standard =  $1-r^2/(n-1)^{1/2}$



## Liste des parutions

- N° 1 *Burnand B, Paccaud F, eds.* Maîtrise de la qualité dans les hôpitaux universitaires: satisfaction des patients. Lausanne : IUMSP, 1997. CHF 20.-
- N° 2 *Addor V, Fawer C-L, Santos-Eggimann B, Paccaud F, Calame A, Groupe Eden.* Naissances vaudoises 1993-1994 : caractéristiques et facteurs de risque pour une affection chronique. (Rapport EDEN, 1). Lausanne : IUMSP, 1996. CHF 18.-
- N° 3 *Yalcin T, Seker E, Beroud C, Eggli Y.* Planification des lits du CHUV: projections 1994-2005. Lausanne : Hospices cantonaux, 1997. CHF 10.-
- N° 4 *Narring F, Michaud P-A, Wydler H, Davatz F, Villaret M.* Sexualité des adolescents et sida : processus et négociations autour des relations sexuelles et du choix de la contraception. Lausanne : IUMSP, 1997. CHF 30.-
- N° 5 *Egglı Y, Yalcin T, Basterrechea L.* Le système d'information dirigeant des Hospices : conception générale. Lausanne : Hospices cantonaux, 1997. CHF 10.-
- N° 6 *Egglı Y, Basterrechea L, Beroud C, Halfon P, Nguyen N, Perret A, Seker E, Yalcin T.* Tableaux de bord et de suivi conception détaillée. Lausanne : Hospices cantonaux, 1997. CHF 10.-
- N° 7 *Nguyen N, Egglı Y, Ruchet T, Schenker L.* Prévision budgétaire . Instructions, méthode et manuel d'utilisation. Lausanne : Hospices cantonaux, 1997. CHF 20.-
- N° 8 Manuel du Programme « Qualité » des Hospices. Lausanne : Hospices cantonaux, 1997. CHF 15.-
- N° 9 *Meystre-Agostoni G, Jeannin A, Dubois-Arber F, Paccaud F.* Dépistage du cancer du sein par mammographie : évolution des conséquences psychologiques négatives chez les participantes. Lausanne : IUMSP, 1997. CHF 12.-
- N° 10 *Ferron C, Cordonier D, Schalbetter P, Delbo Piot I, Michaud P-A.* Santé des jeunes en rupture d'apprentissage : une recherche-action sur les modalités de soutien, les déterminants de la santé et les facteurs favorisant une réinsertion socio-professionnelle. Lausanne : IUMSP, 1997. CHF 20.-
- N° 11 *Narring F, Berthoud A, Cauderay M, Favre M, Michaud P-A.* Condition physique et pratiques sportives des jeunes dans le canton de Vaud. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 20.-
- N° 12 *Berthoud A, Michaud PA.* Accompagnement et prévention des ruptures d'apprentissage : une recherche menée dans les cantons romands. Lausanne : IUMSP, 1997. CHF 20.-
- N° 13 *Moreau-Gruet F, Cochand P, Vannotti M, Dubois-Arber F.* L'adaptation au risque VIH/sida chez les couples homosexuels : version abrégée. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 12.-

- N° 14 *Ferron C, Michaud PA, Dubois-Arber F, Chollet-Bornand A, Scheder P-A.* Evaluation des unités de prévention et de traitements pour jeunes suicidants à Genève. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 20.-
- N° 15 *Addor V, Fawer C-L, Santos-Eggimann B, Paccaud F, Calame A.* EDEN : Incidence et prévalence des affections chroniques à l'âge de 18 mois dans une cohorte d'enfants vaudois. (Rapport EDEN, 2). Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 15.-
- N° 16 Les professions de la santé. Guide des formations. Lausanne : Hospices cantonaux, 1998. CHF 20.-
- N° 17 *Meystre-Agustoni G, Thomas R, Häusermann M, Chollet-Bornand A, Dubois-Arber F, Spencer B.* La sexualité des personnes vivant avec le VIH/sida. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 18.-
- N° 18 *Dubois-Arber F, Haour-Knipe M.* Identification des discriminations institutionnelles à l'encontre des personnes vivant avec le VIH en Suisse. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 20.-
- N° 19 *Vader JP, Porchet F, Larequi-Lauber T, Burnand B.* Indications à la laminectomie : adéquation et nécessité. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 20.-
- N° 20a *Huissoud T, Gervasoni JP, Benninghoff F, Dubois-Arber F.* Epidémiologie de la toxicomanie dans le canton de Vaud et évaluation des nouveaux projets financés par le canton de Vaud depuis 1996. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 20.-
- N° 20b *Huissoud T, Gervasoni JP, Benninghoff F, Dubois-Arber F.* Epidémiologie de la toxicomanie dans le canton de Vaud et évaluation des nouveaux projets financés par le canton de Vaud depuis 1996 : version abrégée du rapport d'août 1998. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 10.-
- N° 21 *Meystre-Agustoni G, Jeannin A, Dubois-Arber F.* Evaluation des effets induits de l'Opération Nez rouge. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 10.-
- N° 22 *Ernst M-L, Haour-Knipe M, Spencer B.* Evaluation des Aktions-programmes "Gesundheit von Frauen: Schwerpunkt HIV-Prävention 1994-1997". Evaluation of the "Women's Health: HIV Prevention Programme 1994-1997". Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 15.-
- N° 23 *Livio F, Buclin T, Yersin B, Maghraoui A, Burnand B, Biollaz J.* Hospitalisations pour effet indésirable médicamenteux : recensement prospectif dans un service d'urgences médicales. Lausanne : IUMSP, 1998. CHF 35.-
- N° 24 *Narring F, Michaud PA.* Etude sur les attentes des élèves par rapport au médiateur scolaire. IUMSP, 1998. CHF 10.-
- N° 25 *Cassis I, Burnand B, Decrey H, Jacquet B, Bertona M, Pécoud A, Paccaud F.* La consultation des 50 ans : prévention et promotion de la santé en entreprise. IUMSP, 1998. CHF 18.-
- N° 26 *Peer L, Renard D, Santos-Eggimann B.* Evaluation de la mise en œuvre du programme Interface : Rapport final. IUMSP, 1999. CHF 15.-

- N° 27 *Bouzourène K, Burnand B, Gallant S, Ricciardi P, Richard JL, Sudre P, Iten A.* Evaluation de la qualité de vie chez les personnes infectées par le VIH. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 20.-
- N° 28 *Richard JL, Bouzourène K, Gallant S, Ricciardi P, Sudre P, Iten A, Burnand B.* Validation et normes du SF-36 dans la population du canton de Vaud. Lausanne : IUMSP, 2000. CHF 18.-
- N° 29 *Dubois-Arber F, Jeannin A, Spencer B, Meystre-Agustoni G, Haour-Knipe M, Moreau-Gruet F, Benninghoff F, Paccaud F.* Evaluation de la stratégie de prévention du sida en Suisse sur mandat de l'Office fédéral de la santé publique : sixième rapport de synthèse 1996-1998. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 20.-
- N° 30 *Beroud C, Eggli Y, Fossati M, Perret A.* Satisfaction du personnel des Hospices cantonaux en 1996. Lausanne : Hospices cantonaux, 1998. CHF 15.-
- N° 31 *Beroud C, Eggli Y, Perret A.* Satisfaction des patients du CHUV en 1996-1997. Lausanne : Hospices cantonaux, 1998. CHF 15.-
- N° 32 *Blanc JY, Chavaz N, Dubois A, Pegda JE, Renard D, Santos-Eggimann B.* Evaluation du programme vaudois d'hospitalisation à domicile (HAD) : Rapport sur la première année d'activité. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 15.-
- N° 33 *Addor V, Fawer C-L, Santos-Eggimann B, Paccaud F.* EDEN : Incidence et prévalence des affections chroniques à l'âge de 4 ans dans une cohorte d'enfants vaudois. (Rapport EDEN, 3). Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 18.-
- N° 34 *Meystre-Agustoni G, Cornuz J.* Carrières de fumeurs : Facteurs entravant ou facilitant l'abandon de la cigarette. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 15.-
- N° 35 *Castillo V, Halfon P, Eggli Y, Genoud P, Bogousslavsky J.* Revue des hospitalisations du service de neurologie du CHUV en 1997. Lausanne : Hospices cantonaux, 1999. CHF 12.-
- N° 36 *Hascoet C, Halfon P, Eggli Y, Genoud P, Hauri S, Gillet M.* Revue des hospitalisations du service de chirurgie générale du CHUV en 1997. Lausanne : Hospices cantonaux, 1999. CHF 12.-
- N° 37a *Ernst M-L, Aeschbacher M, Spencer B.* Gesundheitliche Aspekte der Polizeiarbeit im Drogenbereich. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 12.-
- N° 37b *à paraître*
- N° 38 *Geense R, Huissoud T, Gervasoni J-P.* Evaluation du bus de l'Association « Fleur de Pavé » : structure d'accueil pour femmes prostituées. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 12.-
- N° 39 *Santos-Eggimann B, Dubois A, Chavaz Cirilli N, Blanc J-Y, Peer L, Najda A.* Evaluation médicale du programme vaudois d'hospitalisation à domicile : rapport final. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 22.-

- N° 40 *Hausser D.* Prévention de la transmission du VIH dans les prisons suisses : analyse secondaire sur la base de la littérature disponible. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 15.-
- N° 41 *Haour-Knipe M, Meystre-Agostoni G, Dubois-Arber F, Kessler D, avec la collaboration de Delbos Piot I.* 'Médiateurs' et prévention du VIH/sida. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 17.-
- N° 42 *Kellerhals C, Gervasoni J-P.* Evaluation des différents modes de délégation adoptés par l'Office fédéral de la santé publique (OFSP) dans le cadre du Programme de Mesures de santé publique de la Confédération en vue de réduire les problèmes de Drogue (ProMeDro). Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 15.-
- N° 43 *Zobel F, Gervasoni J-P, Jeannin A.* Enquête auprès des partenaires de l'OFSP dans le domaine de la toxicomanie (drogues illégales) dans le cadre de l'évaluation globale du ProMeDro. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 15.-
- N° 44 *Marty-Tschumi E.* Etude sur le suicide en Valais. Lausanne : IUMSP, 1999. CHF 18.-



**Bulletin de commande  
à adresser à**

Service d'édition et de diffusion - SED  
Institut universitaire de médecine sociale et préventive  
17, rue du Bugnon  
CH - 1005 Lausanne

Téléphone ■ ■ 41 21 314 72 77  
Téléfax ■ ■ 41 21 314 73 73  
e-mail Claude.Muhlemann@inst.hospvd.ch

**Je désire recevoir**

	n° _____
Auteur/s .....	
.....	
Titre .....	
.....	
.....	
Nombre d'exemplaires _____	
-----	
	n° _____
Auteur/s .....	
.....	
Titre .....	
.....	
.....	
Nombre d'exemplaires _____	
-----	
	n° _____
Auteur/s .....	
.....	
Titre .....	
.....	
.....	
Nombre d'exemplaires _____	
-----	
La liste complète de nos titres <input type="checkbox"/>	

**A l'adresse suivante :**

**Nom et prénom** .....

**Institution** .....

**Rue** .....

**NPA/Ville** .....

**Téléphone/téléfax** .....





