

Validation de la version française du Profil des compétences de vie (*Life Skills Profile*) chez des personnes atteintes de schizophrénie

S. MOHR⁽¹⁾, A. SIMON, J. FAVROD, C. FOKIANOS, F. FERRERO

Résumé. Afin de disposer en français d'un instrument mesurant les aspects du fonctionnement qui affectent l'adaptation dans la communauté des personnes atteintes de schizophrénie, nous avons traduit et validé 3 versions du questionnaire « *Life Skills Profile* » développé par Rosen et Parker. Méthode – 175 personnes atteintes de schizophrénie (DSM IV, codes F20.0 à F20.5) ont été évaluées par leurs soignants référents. Les dimensions du test ont été établies par des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires, et leurs qualités psychométriques évaluées. Résultats – Une structure factorielle en 5 dimensions du questionnaire original en 39 items n'est pas confirmée. En revanche, les versions abrégées en 16 et 20 items sont confirmées, sans modifications. Les qualités psychométriques de la version abrégée sont satisfaisantes. Conclusion – Cette étude implique la disposition d'un instrument validé en français qui permet : 1) d'évaluer rapidement, par un soignant ou un proche, le fonctionnement social d'une personne atteinte de schizophrénie ; 2) de dépister les domaines déficitaires chez la personne ; 3) d'évaluer l'efficacité des interventions thérapeutiques.

Mots clés : Adaptation sociale ; Échelle ; *Life Skills Profile* ; Profil de compétences de vie ; Psychométrie ; Réhabilitation ; Schizophrénie.

Validation of the French Version of the Life Skills Profile with people suffering of schizophrenia

Summary. Introduction – Since the discovery of neuroleptics and the reintegration of people with schizophrenia in the community, psycho-social reeducation became an essential part of the treatment. The Life Skills Profile is a tool of reference for assessment of the dimensions, which have an impact on the adaptation in community. Each item describes an observable behavior, written in common language, to allow the caregivers and the family to evaluate it without having a specific formation. The long version (39 items) is recommended for therapeutic interventions with a person and the short one (20 items) for large scale studies on outcome in community. Aim of the study : In order to dispose of a measure of function

and disability in schizophrenia, we have translated the Life Skills Profile (LSP) in French and tested the validity of this translation for the long version (39 items) and the short ones (16 and 20 items). The 4 dimensions of the 16-items version – « withdrawal », « self-care », « compliance » and « antisocial » – were used for people with mental disorders and the 20-items version enhanced with a fifth dimension « bizarre », especially useful for people with schizophrenia. Method – 175 people suffering of schizophrenia (DSM IV, codes F20.0 to F20.5) were evaluated by their caregivers in 3 settings : psychiatric hospital, ambulatory care and sheltered homes. Confirmatory factorial analyses were performed to test the dimensional models and their psychometric characteristics were established. Results – The original structure in 5 dimensions of the long version (39 items) is not confirmed. However, the short versions in 16 and 20 items were confirmed, without any modification. The required psychometric qualities of reliability and validity of the 20-items version were fulfilled. The inter-rater reliability ranged from 0.65 to 0.75 for the 5 dimensions ; the test-retest reliability ranged from 0.80 to 0.91 and the internal consistency from 0.67 to 0.81. The validity was evaluated by comparison of the LSP scores upon living arrangements (people living in sheltered homes had lesser scores) and pathologies (19 people with severe major depression had higher scores). Conclusion – The 39-items version of the Life Skills Profile was not validated in French. However, for clinical practice of social rehabilitation, this tool remains useful for a single person to check specific behaviors, which could hinder his/her integration into the community, to plan specific interventions and to evaluate changes, in addition with other scales. By the validation of the short version of the Life Skills Profile, an instrument is at disposal in French for outcome studies which allow to : 1) quickly assess the social functioning of person suffering of schizophrenia by a caregiver or a family member ; 2) to detect insufficient skills in specific domains ; and 3) to evaluate therapeutic efficiency.

Key words : Life skills profile ; Measurement ; Rehabilitation ; Schizophrenia ; Social functioning.

(1) Hôpitaux Universitaires de Genève, Département de Psychiatrie, Genève, Suisse.

Travail reçu le 28 mars 2003 et accepté le 25 juillet 2003.

Tirés à part : S. Mohr.

INTRODUCTION

L'altération du fonctionnement social est reconnue pour être une des caractéristiques de la schizophrénie déjà décrite par Kraepelin (6) et Bleuler (2), elle fait par conséquent partie des critères diagnostiques du DSM IV (4). Le développement des recherches concernant la problématique de l'insertion sociale et communautaire de personnes atteintes de schizophrénie a pris un essor remarquable dès la fin des années 1950, dès lors que les traitements psychopharmacologiques efficaces ont été disponibles (7). Le fonctionnement social est donc devenu une des cibles prioritaires des programmes de réhabilitation pour les personnes atteintes de schizophrénie, en complément du traitement des symptômes par des neuroleptiques. Ainsi, pour évaluer l'efficacité des traitements, la mesure du fonctionnement social s'est avérée primordiale. Différents instruments d'évaluation du fonctionnement social ont été développés ; pour la planification et l'évaluation des besoins en santé mentale, le *Life Skills Profile* est considéré comme un instrument de référence de mesure de la qualité de vie chez les personnes atteintes de schizophrénie (5). Le *Life Skills Profile* – traduit sous le nom de « Profil de compétences de vie » – est un questionnaire de 39 items développé en 1989 par Rosen, Hadzi-Pavlovic et Parker (11) en Australie. Cet instrument a été élaboré pour mesurer les aspects du fonctionnement qui affectent l'adaptation dans la communauté des personnes souffrant de schizophrénie. Il est rédigé dans un langage courant afin de pouvoir être rempli par des tiers (soignants et entourage du patient) sans formation spécifique et rapidement (5 à 10 minutes). Chaque item recouvre un comportement observable qui ne nécessite pas d'interprétation clinique. Les dimensions générales sont constituées par le regroupement de ces comportements. Sur la base de 3 analyses en composantes principales de 252 questionnaires concernant 128 personnes atteintes de schizophrénie (sur tous les questionnaires, sur une passation par patient, sur la moyenne des différents évaluateurs par patients), Rosen *et al.* (11) ont retenu 39 items sur 52. Les trois analyses ont produit des modèles proches, avec 8 à 10 facteurs ayant des valeurs propres supérieures à 1 et expliquant 60 à 70 % de la variance. La distribution des valeurs propres suggérant des modèles de 3 à 5 facteurs, ces auteurs ont opté pour un modèle en 5 facteurs pour des raisons de pertinence clinique en relation avec les objectifs des programmes de réhabilitation sociale : soins personnels (26 % de la variance expliquée), quiétude (10 %), contacts sociaux (6 %), communication (5 %) et responsabilité (4 %), soit 51 % de la variance totale. La consistance interne est relativement élevée pour 4 facteurs (coefficients alpha de Cronbach : 0,88, 0,85, 0,79, 0,67 et 0,77) ; la fidélité interjuges moyenne est modérément élevée (0,68) et la validité de contenu semble adéquate par rapport aux données cliniques. Dans une étude subséquente des qualités psychométriques du questionnaire (10) la fidélité test-retest est élevée (globalement 0,89, de 0,78 à 0,90 selon les cinq dimensions), la fidélité interjuges assez élevée indépendamment de l'informateur (0,77 entre les soignants, 0,83 entre le personnel des lieux de vie et 0,80 entre les parents), et la validité concomitante avec

une mesure globale d'adaptation sociale [*Katz Adjustment Scales* (3)] est assez importante. Le LSP présente une validité prédictive de la réhospitalisation à un an, ainsi qu'une validité concomitante avec des indicateurs d'adaptation sociale tels que l'inactivité professionnelle, le lieu de vie dans un milieu protégé et des interventions de la police (9). Trauer, Duckmanton et Chiu (13) ont mené une analyse factorielle confirmatoire du questionnaire auprès de 200 patients évalués par plusieurs observateurs et à plusieurs reprises (730 questionnaires). L'adéquation de leurs données au modèle est significative, mais faible ($\chi^2 = 2,65$, df 692, $p < 0,001$; AGFI = 0,65 ; RMSEA = 0,09). Ces indices reflètent en partie l'explication de seulement la moitié de la variance par les cinq facteurs, les trois derniers expliquant chacun moins de 10 % de la variance. Ces auteurs proposent un autre modèle en 5 facteurs : soins personnels, comportement antisocial, retrait, étrangeté et observance. Cependant ce modèle présente aussi des indices d'adéquation aux données faibles ($\chi^2 = 2,27$, df 692, $p < 0,001$; AGFI = 0,69 ; RMSEA = 0,09) et, par ailleurs, les cinq facteurs des deux modèles sont fortement corrélés (0,85 à 0,98). Le LSP a été traduit en plusieurs langues et il est utilisé sur tous les continents, il a notamment été validé en japonais, en italien et en espagnol. Il est largement utilisé comme une des mesures de l'adaptation psychosociale dans des recherches portant sur le recours aux soins, le devenir des patients, l'abus de substances toxiques, la symptomatologie, la satisfaction éprouvée dans les activités de loisirs, le support social, l'efficacité de différentes prises en charge et des aspects neuropsychologiques de la schizophrénie. Le LSP est apprécié par les utilisateurs et il est utilisé pour valider d'autres échelles d'adaptation psychosociale. Une forme abrégée du LSP [LSP-16 (14)] a été développée et est recommandée comme mesure de devenir en Australie, pour l'ensemble des personnes atteintes de troubles psychiques. Cependant, cette forme abrégée ne contient pas le facteur « étrangeté » qui représente une difficulté spécifique des personnes atteintes de schizophrénie, ce qui a conduit Rosen, Trauer, Hadzi-Pavlovic et Parker (12) à développer une forme abrégée en 20 items qui reprend ce facteur. Ces auteurs recommandent d'utiliser la forme originale (LSP-39) pour prendre en charge des personnes atteintes de schizophrénie et la forme abrégée (LSP-20) pour les recherches évaluant le devenir dans la communauté.

Le but de cette étude est de valider la structure factorielle de la traduction française du questionnaire dans sa version originale (39 items) et dans ses versions abrégées (16 et 20 items) et d'en évaluer quelques caractéristiques psychométriques, soit la fidélité test-retest, la fidélité interjuges et la validité concurrente.

MATÉRIEL ET MÉTHODE

Questionnaire

Le questionnaire a été traduit de façon indépendante par 2 cliniciens expérimentés parfaitement bilingues, la comparaison des versions a révélé quelques divergences

mineures résolues par consensus. La version pilote a été testée auprès d'un échantillon de collaborateurs, ce qui a conduit à quelques reformulations plus pertinentes culturellement. La version finale du « Profil des compétences de vie » est disponible auprès des auteurs.

Personnes atteintes de troubles mentaux sévères

Les sujets ont été recrutés dans différents lieux de soins : hôpital psychiatrique (39 %), foyers avec encadrement médico-social (33 %) et consultation ambulatoire (28 %) ; 175 personnes souffrant de schizophrénie (DSM IV, codes F20.0 à F20.5) ont été évaluées avec le « Profil des compétences de vie ». Au début de l'étude, 46 personnes ont été évaluées de façon indépendante par 2 ou plusieurs membres de l'équipe hospitalière afin d'évaluer la fidélité interjuges ; après 3 mois, 32 personnes ont été réévaluées afin d'établir la fidélité test-retest. Les données ont été recueillies par les membres du personnel (infirmiers, assistants sociaux et médecins) connaissant le mieux la personne, après avoir obtenu son consentement éclairé.

Parmi les 175 sujets, 101 (58 %) sont des hommes et 74 (42 %) des femmes. L'âge moyen est de 33 ans (écart-type : 11 ans), le plus jeune a 17 ans et le plus âgé 69 ans. La plupart des sujets sont célibataires (90 %), seulement 3 % sont mariés et 7 % divorcés. La moitié des sujets n'ont aucune formation professionnelle ; 71 % des sujets n'ont aucune activité professionnelle, 25 % ont un travail protégé, seuls 4 % ont un emploi rémunéré. Le tiers des sujets évalués vivent en appartement protégé ou en foyer, 17 % vivent seuls, 12 % en famille (3 % maritalement et 9 % chez leurs parents) et 38 % sont hospitalisés.

Afin d'évaluer la validité de l'échelle (spécificité des difficultés d'adaptation dans la communauté des personnes atteintes de schizophrénie), 19 personnes hospitalisées pour dépression majeure résistante ont également été évaluées. Il s'agit de 13 femmes et de 6 hommes, d'âge moyen de 46 ans, malades depuis 3 ans en moyenne.

ANALYSES STATISTIQUES

Le but de cette étude est de comparer la structure factorielle obtenue à partir de nos données à celles obtenues par Rosen *et al.* (11) et Trauer *et al.* (13). Afin de pallier à la taille de notre population (175 sujets, dont 46 évalués par 2 à 4 cotateurs) par rapport aux 39 items du LSP, 3 matrices ont été utilisées dans les analyses factorielles (tous les questionnaires de la première passation ($n = 240$), en prenant au hasard une cotation pour les 46 personnes évaluées par différents soignants ($n = 175$), en prenant la moyenne des cotations pour les 46 personnes évaluées par différents soignants ($n = 175$)) afin d'évaluer la stabilité des structures factorielles obtenues car, même si toutes les observations ne sont pas indépendantes, l'examineur varie. Afin d'exploiter au mieux les données recueillies, les réponses manquantes (8 items sur l'ensemble des questionnaires) ont été remplacées par la

médiane de l'item. Les analyses statistiques ont été conduites en plusieurs étapes :

1) Analyses en composantes principales avec rotation oblique.

2) Analyses factorielles confirmatoires pour tester le modèle factoriel original de Rosen *et al.* (11). Selon ce modèle, les mêmes items sont contraints de contribuer aux facteurs originaux et les facteurs peuvent corrélérer entre eux. Les modèles ont été estimés en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance ; l'indice comparatif d'adéquation de Bentler (CFI), l'indice d'adéquation ajusté selon les degrés de liberté de Joreskog (AGFI), le χ^2 et les résidus standardisés (RMSEA) ont servi d'estimateurs d'adéquation des données aux modèles avec comme critères des valeurs supérieures à 0,90 pour le CFI et 0,80 pour l'AGFI. La structure des résidus normalisés, les tests de significativité des paramètres de Wald et les tests multiplicatifs de Lagrange ont été utilisés pour améliorer les modèles (8).

3) Le modèle proposé par Trauer *et al.* (13) a été estimé de la même manière.

4) Les versions abrégées en 16 et en 20 items (12) ont été analysées selon la même procédure. Les données ont été analysées en utilisant la procédure AMOS du logiciel SPSS (1). Ces analyses mènent à la proposition d'un modèle de la version française du questionnaire avec une évaluation de la fidélité interjuges et de la fidélité test-retest par des coefficients de corrélation de Pearson, de la consistance interne par des coefficients alpha de Cronbach et de la validité concomitante avec des indicateurs de l'adaptation sociale telle la capacité de vivre de manière autonome et d'être actif (comparaison de groupes par des analyses de variance de Kruskal-Wallis et des tests de rangs de Wilcoxon).

RÉSULTATS

Analyses en composantes principales et analyses factorielles confirmatoires du LSP-39

Les trois analyses en composantes principales avec rotation oblique réalisées sur nos sujets [tous les questionnaires de la première passation ($n = 240$), un questionnaire pris au hasard de la première passation ($n = 175$), la moyenne des questionnaires lors de la première passation ($n = 175$)] fournissent des solutions relativement proches avec 9 facteurs ayant des valeurs propres supérieures à 1 expliquant 66 à 67 % de la variance. Seuls les items 8 « façon de parler difficile à comprendre » et 9 « parler de ses idées bizarres ou étranges » sont attribués différemment entre les trois structures factorielles. Avec 5 facteurs, la part de variance expliquée est de 53 à 55 %. Ainsi, malgré la petite taille de notre échantillon, les trois analyses en composantes principales destinées à pallier à cette limitation produisent des modèles statistiques robustes ; nous présentons donc les résultats de l'analyse en composantes principales obtenue avec les 240 questionnaires qui sont présentés dans le *tableau I*. La part de variance expliquée par les cinq premiers facteurs est respectivement

TABLEAU I. — Analyse en composantes principales avec rotation oblique et analyses factorielles confirmatoires du LSP-39 items = 240 questionnaires obtenus auprès de 175 personnes atteintes de schizophrénie.

| Item | Énoncé | LSP-39 – version française | | | | LSP-39 – version française | | | | | |
|-------------------------|--|----------------------------|------------|--------------------------------------|-------------|------------------------------------|--------|------|------|------|-----|
| | | LSP-39 | LSP-39 | Analyses factorielles confirmatoires | | Analyse en composantes principales | | | | | |
| | | (Rosen) | (Trauer) | (Rosen) | (Trauer) | Coefficients sur les facteurs | | | | | |
| | | Facteurs* | Facteurs** | Estimateurs | Estimateurs | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| 14 | Porter des habits propres | 1 | 1 | 0,84 | 0,84 | 0,89 | | | | | |
| 12 | Se laver sans rappel | 1 | 1 | 0,82 | 0,82 | 0,88 | | | | | |
| 10 | Avoir une bonne apparence | 1 | 1 | 0,80 | 0,80 | 0,87 | | | | | |
| 13 | Avoir une odeur désagréable | 1 | 1 | 0,73 | 0,74 | 0,87 | | | | | |
| 15 | Négliger sa santé physique | 1 | 1 | 0,63 | 0,63 | 0,68 | | | | | |
| 16 | Maintenir un régime alimentaire adéquat | 1 | 1 | 0,49 | 0,48 | 0,50 | | | | | |
| 23 | Être capable de préparer ses propres repas | 1 | 1 | 0,69 | 0,68 | | - 0,63 | | | | |
| 24 | Tenir un budget adapté à ses moyens | 1 | 1 | 0,55 | 0,55 | | - 0,53 | | | | |
| 26 | Capacité de travail | 1 | 1 | 0,33 | 0,33 | | - 0,52 | | | | |
| 30 | Avoir des habitudes a-sociales | 1 | 2 | 0,74 | 0,79 | 0,69 | | | | | |
| 5 | Être généralement en colère ou irritable | 2 | 2 | 0,69 | 0,67 | | | | 0,86 | | |
| 6 | Se vexer | 2 | 2 | 0,53 | 0,51 | | | | 0,78 | | |
| 34 | Être violent à l'égard des autres | 2 | 2 | 0,52 | 0,51 | | | | 0,74 | | |
| 25 | Avoir des problèmes de voisinage | 2 | 2 | 0,66 | 0,64 | | | | 0,72 | | |
| 29 | Se comporter de façon offensante | 2 | 2 | 0,49 | 0,51 | | | | 0,52 | | |
| 38 | Se comporter de façon irresponsable | 2 | 2 | 0,70 | 0,69 | | | 0,71 | | | |
| 36 | Avoir des ennuis avec la police | 2 | 2 | 0,33 | 0,32 | | | 0,66 | | | |
| 37 | Abuser d'alcool ou de drogues | 2 | 2 | 0,21 | 0,18 | | | 0,66 | | | |
| 35 | Être violent envers soi-même | 2 | 2 | 0,27 | 0,24 | | | 0,50 | | | |
| 27 | Se comporter de manière dangereuse | 2 | 2 | 0,47 | 0,48 | | | | | 0,54 | |
| 32 | Envahir l'espace des autres | 2 | 2 | 0,44 | 0,46 | | | | | 0,70 | |
| 28 | Détruire ses effets personnels | 2 | 2 | 0,40 | 0,42 | | | | | 0,62 | |
| 3 | Se retirer du contact social | 3 | 3 | 0,70 | 0,75 | | - 0,81 | | | | |
| 39 | Se faire et conserver des amis | 3 | 3 | 0,67 | 0,62 | | - 0,64 | | | | |
| 20 | Être inactif | 3 | 3 | 0,66 | 0,62 | | - 0,68 | | | | |
| 21 | Intérêts marqués pour une activité régulière | 3 | 3 | 0,60 | 0,55 | | - 0,66 | | | | |
| 22 | Participer à des activités sociales | 3 | 3 | 0,57 | 0,53 | | - 0,57 | | | | |
| 4 | Montrer de la chaleur envers les autres | 3 | 3 | 0,49 | 0,52 | | - 0,59 | | | | |
| 11 | Avoir une apparence appropriée | 4 | 4 | 0,74 | 0,76 | 0,67 | | | | | |
| 8 | Façon de parler difficile à comprendre | 4 | 4 | 0,69 | 0,72 | 0,47 | | | | | |
| 9 | Parler de ses idées bizarres ou étranges | 4 | 4 | 0,37 | 0,41 | | | | 0,35 | | |
| 2 | S'immiscer dans la conversation des autres | 4 | 2 | 0,48 | 0,63 | | | | 0,62 | | |
| 1 | Avoir de la difficulté à converser | 4 | 3 | 0,62 | 0,79 | | - 0,76 | | | | |
| 7 | Établir le contact visuel durant les conversations | 4 | 3 | 0,62 | 0,68 | | - 0,71 | | | | |
| 17 | Prendre fidèlement ses médicaments | 5 | 5 | 0,53 | 0,93 | | | 0,59 | | | |
| 19 | Coopérer avec les services de soins | 5 | 5 | 0,46 | 0,49 | | | 0,59 | | | |
| 18 | Être d'accord de prendre les médicaments | 5 | 5 | 0,34 | 0,74 | | | 0,58 | | | |
| 33 | Prendre les choses des autres | 5 | 2 | 0,50 | 0,51 | | | | | 0,65 | |
| 31 | Perdre ses affaires personnelles | 5 | 1 | 0,53 | 0,32 | | | | | 0,71 | |
| Indices statistiques : | | | | | | | | | | | |
| AGFI | | | | | 0,60 | 0,64 | | | | | |
| % de variance expliquée | | | | | | | 31 % | 9 % | 6 % | 5 % | 4 % |

* 1 = soins personnels, 2 = quiétude, 3 = contact social, 4 = communication, 5 = responsabilité.

** 1 = soins personnels, 2 = comportement antisocial, 3 = retrait social, 4 = étrangeté, 5 = observance.

de 31 %, 9 %, 6 %, 5 % et 4 %. Les facteurs sont faiblement corrélés entre eux (de 0,10 à 0,27), excepté les facteurs 1 et 3 (-0,43). La solution obtenue diffère largement tant du modèle de Rosen *et al.* (11) que du modèle de Trauer *et al.* (13). Pour estimer l'adéquation de nos données au modèle de Rosen *et al.* (11), nous avons procédé à une analyse factorielle confirmatoire avec les 240 questionnaires en attribuant les items aux facteurs décrits par cet auteur et en permettant aux facteurs d'être corrélés. Le modèle est peu approprié à nos données ($\chi^2 = 2207$, df 692, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,10 ; CFI = 0,69 ; AGFI = 0,60) ; les facteurs sont modérément à très fortement corrélés entre eux (de 0,40 entre « quiétude » et « contact sociaux » à 0,95 entre « quiétude » et « responsabilité ») et le tiers des items présentent des contributions inférieures à 0,50. Des résultats similaires sont obtenus avec un seul questionnaire par patient, pris soit au hasard ($\chi^2 = 1919$, df 692, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,10 ; CFI = 0,65 ; AGFI = 0,57) soit en prenant la moyenne des différents cotateurs ($\chi^2 = 1727$, df 692, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,10 ; CFI = 0,67 ; AGFI = 0,59). Nous avons de même procédé à une analyse factorielle confirmatoire du modèle de Trauer *et al.* (13). Ce modèle est légèrement plus approprié à nos données ($\chi^2 = 1993$, df 692, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,09 ; CFI = 0,73 ; AGFI = 0,64) ; les facteurs sont moins corrélés entre eux (de 0,38 entre « retrait » et « comportement antisocial » à 0,73 entre « soins personnels » et « étrangeté ») ; 11 items sur 39 présentent des contributions inférieures à 0,50. Ce modèle ne peut être que légèrement amélioré en attribuant l'item 31 au facteur « antisocial » (résidus standardisés 0,08 ; CFI = 0,75 ; AGFI = 0,65), aucune autre modification n'améliore significativement le modèle. Des résultats similaires sont obtenus en testant le modèle de Trauer avec un seul questionnaire par patient, pris soit au hasard ($\chi^2 = 1637$, df 692, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,09 ; CFI = 0,71 ; AGFI = 0,62) soit en prenant la moyenne des différents cotateurs ($\chi^2 = 1755$, df 692, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,09 ; CFI = 0,70 ; AGFI = 0,60).

Ces analyses factorielles confirmatoires montrent que les données de la version française ne s'accordent que partiellement au modèle original de Rosen *et al.* (11) et au modèle modifié de Trauer *et al.* (13). Cependant, malgré des indices d'adéquation des données aux modèles peu satisfaisants, ils sont comparables à ceux obtenus par Trauer *et al.* (13) et reflètent la part de variance expliquée (51 %) par le modèle original de Rosen *et al.* (11) et le nombre de facteurs ayant des valeurs supérieures à 1 : 8 à 10. En comparant notre analyse en composantes principales avec le modèle de Rosen *et al.* (11) et de Trauer *et al.* (13), nous constatons qu'environ un tiers des items sont distribués différemment. Ainsi, nous ne pouvons pas considérer que la version française valide la version originale.

Analyses en composantes principales et analyses factorielles confirmatoires du LSP-16

Les trois analyses en composantes principales avec rotation oblique réalisées sur nos sujets [tous les questionnaires de la première passation (n = 240) ; un questionnaire pris au hasard de la première passation (n = 175) ; la moyenne des questionnaires lors de la première passation (n = 175)] fournissent des solutions attribuant chaque item aux mêmes 4 facteurs ; ces 4 facteurs ont des valeurs propres supérieures à 1 expliquant 63 % de la variance. Les résultats de l'analyse en composantes principales obtenue avec les 240 questionnaires sont présentés dans le *tableau II*. La part de variance expliquée par les quatre premiers facteurs est respectivement de 33 %, 12 %, 10 % et 8 %. Les facteurs sont faiblement corrélés entre eux (de 0,19 à 0,34). La solution obtenue ne diffère du modèle de Trauer (12) que pour l'item 38 « Est-ce que la personne se comporte de façon irresponsable ? » qui se situe sur le facteur « antisocial » chez cet auteur et sur le facteur « soins personnels » avec notre population. Pour estimer l'adéquation de nos données au modèle de Trauer (12), nous avons procédé à une analyse factorielle confirmatoire avec les 240 questionnaires en attribuant les items aux facteurs décrits par cet auteur et en permettant aux facteurs d'être corrélés. Le modèle est relativement bien adapté à nos données ($\chi^2 = 270$, df 98, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,07 ; CFI = 0,89 ; AGFI = 0,83) ; les facteurs sont faiblement à modérément corrélés entre eux (de 0,29 entre « retrait social » et « observance » à 0,66 entre « comportement antisocial » et « soins personnels »). Aucune amélioration du modèle par réattribution d'un item à un autre facteur n'est possible. Les estimateurs sont présentés dans le *tableau II*. Les indicateurs sont très proches des seuils requis de 0,90 pour le CFI et l'AGFI (8). Des résultats similaires sont obtenus avec un seul questionnaire par patient, pris soit au hasard ($\chi^2 = 212$, df 98, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,07 ; CFI = 0,89 ; AGFI = 0,82) soit en prenant la moyenne des différents cotateurs ($\chi^2 = 230$, df 98, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,06 ; CFI = 0,88 ; AGFI = 0,81).

Analyses en composantes principales et analyses factorielles confirmatoires du LSP-20

Analyses en composantes principales et analyses factorielles confirmatoires du LSP-20

Les trois analyses en composantes principales avec rotation oblique réalisées sur nos sujets fournissent des solutions attribuant chaque item aux mêmes 5 facteurs ; ces 5 facteurs ont des valeurs propres supérieures à 1 expliquant de 62 à 63 % de la variance. Les résultats de l'analyse en composantes principales obtenue avec les 240 questionnaires sont présentés dans le *tableau III*. Les facteurs sont faiblement corrélés entre eux (de 0,23 à 0,38). La solution obtenue ne diffère du modèle de Trauer (12) que pour l'item 38 « Est-ce que la personne se comporte de façon irresponsable ? » qui se situe sur le facteur « antisocial » chez cet auteur et sur le facteur « soins personnels » avec notre population. Nous avons estimé l'adéquation de nos données au modèle de Trauer (12) par une analyse factorielle confirmatoire avec les 240 questionnaires, le modèle est tout aussi bien adapté à nos données que la version en 16 items ($\chi^2 = 405$, df 160, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,07 ; CFI = 0,87 ; AGFI = 0,81) ; les facteurs sont faiblement à modérément corrélés entre eux (de 0,31 entre

TABLEAU II. — Résultats de l'analyse en composantes principales et de l'analyse factorielle confirmatoire de la version abrégée en 16 items du LSP ; n = 240 questionnaires relevés auprès de 175 personnes atteintes de schizophrénie.

| Item | Énoncé | LSP-16 (Trauer) Facteurs | LSP-16 – version française | | | | Estimateurs | |
|---------------------------|--|--------------------------------|------------------------------------|------|------|------|--------------------------|-----------------------------------|
| | | | Analyse en composantes principales | | | | | Analyse factorielle confirmatoire |
| | | | Coefficients sur les facteurs | | | | | |
| 1 | 2 | 3 | 4 | | | | | |
| 1 | Difficulté à converser | Retrait social | | | 0,83 | | 0,79 | |
| 3 | Se retirer du contact social | Retrait social | | | 0,90 | | 0,84 | |
| 4 | Montrer de la chaleur envers les autres | Retrait social | | | 0,70 | | 0,52 | |
| 39 | Se faire et conserver des amis | Retrait social | | | 0,66 | | 0,60 | |
| 10 | Avoir une bonne apparence | Soins personnels | 0,75 | | | | 0,80 | |
| 14 | Porter des habits propres | Soins personnels | 0,78 | | | | 0,82 | |
| 15 | Négliger sa santé physique | Soins personnels | 0,78 | | | | 0,66 | |
| 16 | Maintenir un régime alimentaire adéquat | Soins personnels | 0,75 | | | | 0,54 | |
| 26 | Capacité de travail | Soins personnels | 0,42 | | | | 0,34 | |
| 17 | Prendre fidèlement ses médicaments | Observance | | 0,83 | | | 0,92 | |
| 18 | Être d'accord de prendre les médicaments | Observance | | 0,91 | | | 0,74 | |
| 19 | Coopérer avec les services de soins | Observance | | 0,64 | | | 0,50 | |
| 25 | Avoir des problèmes de voisinage | Comportement antisocial | | | | 0,73 | 0,65 | |
| 29 | Se comporter de façon offensante | Comportement antisocial | | | | 0,70 | 0,49 | |
| 34 | Être violent à l'égard des autres | Comportement antisocial | | | | 0,82 | 0,47 | |
| 38 | Se comporter de façon irresponsable | Comportement antisocial | 0,48 | | | 0,38 | 0,72 | |
| % de variance expliquée : | | | 33 % | 12 % | 10 % | 8 % | CFI = 0,89 ; AGFI = 0,83 | |

« retrait social » et « observance » à 0,74 entre « étrangeté » et « soins personnels »). Aucune amélioration du modèle par réattribution d'un item à un autre facteur n'est possible. Les estimateurs sont présentés dans le *tableau III*. Des résultats similaires sont obtenus avec un seul questionnaire par patient, pris soit au hasard ($\chi^2 = 334$, df 160, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,07 ; CFI = 0,86 ; AGFI = 0,80) soit en prenant la moyenne des différents cotuteurs ($\chi^2 = 350$, df 160, $p < 0,000$; résidus standardisés 0,07 ; CFI = 0,86 ; AGFI = 0,79).

Contrairement à la version en 39 items, les versions françaises en 16 items et en 20 items sont très proches de l'original de Trauer (12) ; les analyses en composantes principales ne diffèrent que par l'allocation de l'item 38 « se comporter de façon irresponsable » au facteur « soins personnels » et non pas « comportement antisocial », et les indices d'adéquation aux données des analyses factorielles confirmatoires sont très proches des seuils requis. Par conséquent, nous pouvons considérer ces versions françaises abrégées comme validées.

Fidélité interjuges

Au total, 46 sujets ont été évalués par plusieurs juges (30 par deux juges, 13 par 3 juges et 3 par 4 juges), la fidélité interjuges du LSP-20 est satisfaisante, soit des corrélations de Pearson de 0,75 pour le facteur « retrait

social », 0,73 pour le facteur « soins personnels », 0,63 pour le facteur « observance », 0,70 pour le facteur « comportement antisocial », 0,65 pour le facteur « étrangeté » et 0,74 pour le score total.

Fidélité test-retest

Au total, 31 patients, traités en ambulatoire, ont été réévalués par leur soignant référent avec le « Profil de compétences de vie » 3 mois après la première évaluation. Les coefficients de corrélation de Pearson sont élevés pour les cinq facteurs du LSP-20, soit 0,80 pour le facteur « retrait social », 0,80 pour le facteur « soins personnels », 0,89 pour le facteur « observance », 0,82 pour le facteur « comportement antisocial », 0,86 pour le facteur « étrangeté » et 0,91 pour le score total.

Consistance interne

Les cinq facteurs de la version française du LSP-20 présentent des consistances internes élevées, soit des coefficients alpha de Cronbach de 0,79 pour le facteur « retrait social », 0,67 pour le facteur « soins personnels », 0,81 pour le facteur « observance », 0,79 pour le facteur « comportement antisocial » et 0,72 pour le facteur « étrangeté ».

TABLEAU III. — Résultats de l'analyse en composantes principales et de l'analyse factorielle confirmatoire de la version abrégée en 20 items du LSP ; n = 240 questionnaires relevés auprès de 175 personnes atteintes de schizophrénie.

| Item | Énoncé | LSP-20 (Trauer) | LSP-20 – version française | | | | | Version française |
|---|--|-------------------------|------------------------------------|-------|------|------|-------|-----------------------------------|
| | | | Analyse en composantes principales | | | | | Analyse factorielle confirmatoire |
| | | | Coefficients sur les facteurs | | | | | |
| | | Facteurs | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | Estimateurs |
| 1 | Difficulté à converser | Retrait social | | -0,77 | | | | 0,80 |
| 3 | Se retirer du contact social | Retrait social | | -0,87 | | | | 0,82 |
| 4 | Montrer de la chaleur envers les autres | Retrait social | | -0,72 | | | | 0,52 |
| 39 | Se faire et conserver des amis | Retrait social | | -0,68 | | | | 0,60 |
| 21 | Avoir des intérêts marqués pour une activité régulière | Retrait social | | -0,56 | | | | 0,49 |
| 10 | Avoir une bonne apparence | Soins personnels | 0,78 | | | | | 0,80 |
| 14 | Porter des habits propres | Soins personnels | 0,78 | | | | | 0,82 |
| 15 | Négliger sa santé physique | Soins personnels | 0,80 | | | | | 0,66 |
| 16 | Maintenir un régime alimentaire adéquat | Soins personnels | 0,76 | | | | | 0,53 |
| 26 | Capacité de travail | Soins personnels | 0,51 | | | | | 0,34 |
| 17 | Prendre fidèlement ses médicaments | Observance | | | 0,86 | | | 0,92 |
| 18 | Être d'accord de prendre les médicaments | Observance | | | 0,90 | | | 0,74 |
| 19 | Coopérer avec les services de soins | Observance | | | 0,72 | | | 0,49 |
| 25 | Avoir des problèmes de voisinage | Comportement antisocial | | | | 0,75 | | 0,66 |
| 29 | Se comporter de façon offensante | Comportement antisocial | | | | 0,75 | | 0,51 |
| 34 | Être violent à l'égard des autres | Comportement antisocial | | | | 0,84 | | 0,46 |
| 38 | Se comporter de façon irresponsable | Comportement antisocial | 0,59 | | | 0,38 | | 0,70 |
| 8 | Façon de parler difficile à comprendre | Étrangeté | | | | | -0,78 | 0,71 |
| 9 | Parler de ses idées bizarres ou étranges | Étrangeté | | | | | -0,69 | 0,40 |
| 11 | Avoir une apparence appropriée à l'environnement | Étrangeté | | | | | -0,65 | 0,77 |
| % de variance expliquée : 34 % 10 % 7 % 6 % 5 % | | | | | | | | CFI = 0,84 ; AGF = 0,81 |

Scores au LSP-20 items

Les scores totaux et sur chacun des facteurs sont présentés dans le *tableau IV*. La première évaluation a été prise pour les patients ayant eu un retest, une évaluation a été prise au hasard pour les patients ayant été cotés par plusieurs juges. Afin de rendre les scores comparables entre facteurs, le score total pour chaque facteur est divisé par le nombre d'items du facteur, ainsi le minimum est toujours de 1 et le maximum de 4, un score plus élevé indiquant un meilleur fonctionnement.

Validité

Les scores du « Profil des compétences de vie – 20 items » sont indépendants du sexe, de l'âge et de l'état-civil. La capacité de vivre d'une manière autonome et d'avoir des activités étant des composantes du fonctionnement social, la validité concomitante est évaluée en comparant l'adaptation dans la communauté aux scores du « Profil des

compétences de vie » (*tableau IV*). Les personnes qui vivent dans des foyers protégés ont de moins bons scores sur tous les facteurs, excepté l'observance, que les personnes résidant d'une façon autonome, que ce soit seules ou en famille. Les personnes hospitalisées ont des scores intermédiaires, l'hospitalisation étant liée avant tout à la symptomatologie. Les personnes actives professionnellement, bien qu'il s'agisse d'une occupation protégée pour la plupart d'entre elles, ont une meilleure adaptation pour les facteurs « soins personnels », « observance » et « comportement antisocial ». Les personnes souffrant de dépression majeure résistante ont, malgré la gravité de leur maladie, un meilleur fonctionnement social que les personnes atteintes de schizophrénie.

DISCUSSION

Les analyses factorielles exploratoires et confirmatoires conduites sur les données obtenues à partir de la tra-

TABLEAU IV. — Scores au « Profil de compétences de vie – 20 items » et adaptation dans la communauté ; n = 175 personnes atteintes de schizophrénie.

| Facteurs | Lieu de vie actuel* | | | | | | Personnes présentant des troubles dépressifs*** |
|----------------------------|----------------------------|-------------|---------------|-------------|----------------------------|-------------|---|
| | Total moyenne (écart-type) | Indépendant | Foyer protégé | Hôpital | Activité professionnelle** | | |
| | | | | | actifs | inactifs | |
| n = 175 | n = 50 | n = 58 | n = 67 | n = 51 | n = 124 | n = 19 | |
| 1. Retrait social | 2,41 (0,74) | 2,62 (0,74) | 2,17 (0,78) | 2,46 (0,65) | 2,55 (0,66) | 2,35 (0,77) | 2,87 (0,55) |
| 2. Soins personnels | 3,00 (0,64) | 3,18 (0,60) | 2,84 (0,60) | 3,01 (0,69) | 3,24 (0,52) | 2,91 (0,67) | 3,69 (0,24) |
| 3. Observance | 3,23 (0,76) | 3,27 (0,89) | 3,22 (0,77) | 3,20 (0,65) | 3,53 (0,64) | 3,10 (0,77) | 3,70 (0,55) |
| 4. Comportement antisocial | 3,30 (0,65) | 3,48 (0,60) | 3,11 (0,71) | 3,33 (0,61) | 3,53 (0,58) | 3,21 (0,66) | 3,89 (0,22) |
| 5. Étrangeté | 3,11 (0,70) | 3,34 (0,59) | 2,91 (0,84) | 3,11 (0,57) | 3,22 (0,63) | 3,06 (0,72) | 3,84 (0,30) |
| total | 3,01 (0,51) | 3,18 (0,47) | 2,85 (0,56) | 3,02 (0,44) | 3,21 (0,42) | 2,93 (0,52) | 3,60 (0,23) |

* Analyse de variance de Kruskal Wallis « lieu de vie : indépendant, en foyer protégé, à l'hôpital », p < 0,01 pour les facteurs 1, 2, 4, 5 et le total.

Tests de Wilcoxon p < 0,01 « vie indépendante vs foyer protégé » pour les facteurs 1, 2, 4, 5 et le total.

Tests de Wilcoxon p < 0,01 « vie indépendante vs hôpital » pour le facteur 5 et le total.

Tests de Wilcoxon p < 0,05 « foyer protégé vs hôpital » pour le facteur 1.

** Tests de Wilcoxon p < 0,01 « personnes actives vs personnes inactives » pour les facteurs 2, 3, 4 et le total.

*** Tests de Wilcoxon p < 0,05 « personnes atteintes de schizophrénie vs personnes atteintes de troubles dépressifs » pour tous les facteurs et le total.

duction française du « Profil des compétences de vie » ne fournissent pas un instrument validé en français pour la version en 39 items. Cependant, pour la pratique clinique de réhabilitation sociale, cette version garde toute son utilité pour pointer les comportements de la personne qui peuvent la gêner dans son adaptation à la communauté et être la cible d'une intervention thérapeutique, ainsi que l'évaluation de l'efficacité des soins. Cependant, pour de tels objectifs, le LSP doit être complété par des instruments basés sur l'expérience subjective des patients et des instruments qui évaluent globalement les performances du patient dans les rôles majeurs de la vie, tel le rôle de travailleur ou de conjoint par exemple (5). Le fonctionnement social a de multiples facettes, chaque instrument se centre sur certaines dimensions importantes dans la schizophrénie. Le « Profil des compétences de vie » met l'accent sur des comportements précis concernant les soins personnels, les relations sociales et l'observance thérapeutique, comportements influençant largement l'adaptation dans la communauté.

En revanche, les versions courtes en 16 items (4 facteurs : retrait social, soins personnels, observance et comportement antisocial) et en 20 items (un facteur supplémentaire spécifique aux personnes atteintes de schizophrénie : étrangeté) présentent, dans les analyses factorielles exploratoires, des solutions très proches du modèle original (12) et, dans les analyses factorielles confirmatoires, des indices d'adéquation aux données satisfaisants. De plus, les qualités psychométriques (fidélité inter-juges, fidélité test-retest, consistance interne et validité concomitante) sont satisfaisantes. Ainsi, le « Profil des compétences de vie », dans ses versions abrégées, devient un instrument de choix parmi les différentes mesures du fonctionnement social disponibles en français pour des objectifs de recherche concernant l'adaptation dans la

communauté des personnes souffrant de graves troubles psychiques. Il fournit une hétéroévaluation rapide du fonctionnement social qui n'est pas seulement le fait des soignants, mais de toute personne proche du patient qui partage sa vie, et ce, sans formation spécifique.

CONCLUSION

La traduction et la validation française du « Profil des compétences de vie » permet d'enrichir la palette d'outils visant le défi de l'intégration dans la communauté des patients atteints de schizophrénie. La version en 39 items n'est pas validée en français par une analyse factorielle confirmatoire, cependant cette différence reflète la construction du modèle original en 5 facteurs où les dimensions ont été retenues plus sur leur pertinence clinique que sur des valeurs statistiques. Dans une perspective clinique, la version longue garde toute son utilité ; en effet, elle sert à pointer les comportements problématiques qui pourraient être modifiés par une intervention thérapeutique. En revanche, dans une perspective de recherche, nous recommandons l'utilisation de la version courte uniquement, car c'est la seule qui est validée en français. De plus, elle a été construite en ne retenant que les comportements jouant un rôle prépondérant dans l'adaptation des patients souffrant de schizophrénie dans la communauté. Étant donné que le fonctionnement social est un phénomène lié en partie à la culture et aux réactions de la société face à la personne malade, le fait que le modèle original n'a pas pu être répliqué dans notre population pourrait aussi refléter des différences culturelles ; en revanche, les difficultés rencontrées par les personnes souffrant de schizophrénie sont telles que le modèle abrégé a été répliqué sans modifications avec toutes ses qualités psychométriques.

Références

1. ARBUCKLE JL, WOTHKE W. Amos 4.0 User's Guide. Chicago : Smal Waters Corporation, 1999.
2. BLEULER E. Dementia praecox ou groupe des schizophrénies (1950). Paris : EPEL, 1993.
3. CROOK HOGAR Y GE, ULRICH RF. Inter-rater reliability of informants' ratings : Katz Adjustment Scales, R form. Psychol Rep 1980 ; 47 : 427-32.
4. GUELFJ J.D. (dir et trad) DSM IV : Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux, 4^e ed. Paris : Masson, 1996.
5. KOVESH V, LESAGE A, BOISGUERIN B *et al*. Planification et évaluation des besoins en santé mentale. Paris : Flammarion Médecine-Sciences, 2001.
6. KRAEPELIN E. Dementia praecox and paraphrenia. Edinburgh : E S Livingston, 1919.
7. LIBERMAN RP (dir). Réhabilitation psychiatrique des malades mentaux chroniques. Paris : Masson, 1991.
8. MUELLER RO. Basic principles of structural equation modeling : an introduction to LISREL and EQS. New York : Springer, 1996.
9. PARKER G, HADZI-PAVLOVIC D. The capacity of a measure of disability (the LSP) to predict hospital readmission in those with schizophrenia. Psychol Med 1995 ; 25 (1) : 157-63.
10. PARKER G, ROSEN A, EMDUR N *et al*. The Life Skills Profile : psychometric properties of a measure assessing function and disability in schizophrenia. Acta Psychiatr Scand 1991 ; 83 : 145-52.
11. ROSEN A, HADZI-PAVLOVIC D, PARKER G. The Life Skills Profile : a measure assessing function and disability in schizophrenia. Schizophr Bull 1989 ; 15 (2) : 325-37.
12. ROSEN A, TRAUER T, HADZI-PAVLOVIC D *et al*. Development of a brief form of the Life Skills Profile : the LSP-20. Aust N Z J Psychiatry 2001 ; 35 : 677-83.
13. TRAUER T, DUCKMANTON RA, CHIU E. The Life Skills Profile : a study of its psychometric properties. Aust N Z J Psychiatry 1995 ; 29 (3) : 492-9.
14. WING JK, BEEVOR AS, CURTIS RH *et al*. Health of the Nation Outcome Scales (HoNOS). Br J Psychiatry 1998 ; 172 : 11-8.