

© Psycho-e-print, 10/03/2002
Ecrit le 18/08/2001

Husser J.C., Fernandez L., Sztulman H. (2001), Analyses multidimensionnelles à partir de quelques échelles cliniques du MMPI-2 : Hystérie, Dépression, Masculinité-Féminité. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 51(1-2), 13-38 (*Psycho-e-print*, 2002, lydia_fernandez00/analyses multidimensionnel, 29).

Analyses multidimensionnelles à partir de quelques échelles cliniques du MMPI-2 : Hystérie, Dépression, Masculinité-Féminité*

JEAN-CLAUDE HUSSER**, LYDIA FERNANDEZ***, HENRI SZTULMAN****

* Cet article a été précédemment accepté et publié dans une revue avec comité de lecture de pairs. Il est publié dans psycho-e-print principalement pour le bénéfice des chercheurs qui consultent la base de données psycho-e-print. Cette publication suppose que les auteurs de l'article se sont assurés de l'autorisation de l'éditeur de la revue. Psycho-e-print n'assume aucune responsabilité quant au droit de copie. © Revue Européenne de Psychologie Appliquée, 2001. Publié dans psycho-e-print avec l'autorisation de l'éditeur.

** Professeur de mathématiques, chargé d'enseignement en statistiques, doctorant en psychopathologie, Université Toulouse II Le Mirail.

*** Maître de Conférences en Psychologie clinique et en Psychopathologie, Université de Provence (Aix-Marseille I). E-mail : lydiafg@up.univ-aix.fr.

**** Professeur des universités en psychopathologie, Université Toulouse II Le Mirail. E-mail : sztulman@univ-tlse2.fr.

Résumé – L’objectif de la présente étude est d’examiner le « fonctionnement » de quelques échelles cliniques du MMPI-2 (Hystérie, Dépression, Masculinité-Féminité), sur un échantillon de 154 sujets « tout-venant » (77 femmes et 77 hommes) âgés de 18 à 58 ans (moyenne d’âge : 35,3 ans), de manière multidimensionnelle en utilisant la stratégie « analyse factorielle et classification hiérarchique » afin de repérer les dysfonctionnements de ces échelles cliniques et de découvrir les structures psychopathologiques cachées. Ces méthodes multidimensionnelles devraient fournir un complément d’information susceptible d’aider le psychologue dans l’interprétation d’une note ou d’un score. Le manuel livré avec le MMPI-2 fournit par ailleurs quelques interprétations probables des notes relatives aux échelles cliniques, mais il semble que les interprétations des scores, proposées par les concepteurs du test, ne soient pas aussi fiables que l’on pourrait le croire. A priori, s’inquiéter en ce qui concerne la validité de ces échelles, n’est pas sans fondements. Les résultats montrent que le problème de la légitimité du calcul d’un score global à partir d’une échelle non unidimensionnelle reste posé.

Mots-clés. MMPI-2, Echelles cliniques, Multidimensionnalité, Unidimensionnalité, SPAD-4.

Multidimensionnal analyses from some MMPI-2 clinical scales: Hysteria, Depression, Masculinity-Feminity

Abstract – The aim of the following study is to examine the “ functioning ” of some clinical scales of the MMPI-2 (Hysteria, Depression, Masculinity-Femininity), from a sample composed by 154 subjects randomly selected (77 women and 77 men), age group 18 to 58 (average age: 35,3), with the multidimensional methodology using the strategy of “ factorial analysis and hierarchical classification ” in order to find out the dysfunctions of these clinical scales and to discover the psychopathological structures that do not appear. These multidimensional methods should provide a complement of information that would help the psychologist in the interpretation of a note or a score. Moreover, the guidebook provided with the MMPI-2 gives some possible interpretations of the notes concerning the clinical scales, but it seems that the interpretation of the results, suggested by the conceptors of the test, are not as reliable as it can be expected. At first sight, to worry about the validity of these scales is not without foundation. The results show that the problem of the legitimacy of the calculation of a general score from a non unidimensional scale remains unsolved.

Keywords. MMPI-2, clinical scales, Multidimensional methods, Unidimensional methods, SPAD-4.

Introduction

N'en doutons pas : « la réalité est multidimensionnelle » et les situations où l'on recueille des données multidimensionnelles, notamment en psychologie, sont des plus courantes :

- questionnaires diagnostiques standardisés, échelles de mesure telles que les échelles cliniques de l'anxiété, de la dépression, utilisées en psychologie clinique, psychopathologie ou psychologie de la santé ;
- mesures de l'intelligence, de la mémoire ;
- tests d'évaluation des capacités ou des qualités relationnelles entrant en jeu dans les activités des salariés ou tests psychotechniques, en psychologie du travail par exemple ;
- observations de conduites de sujets soumis à des stimuli évoquant des situations sociales, interactions observées au sein d'un groupe de sujets en psychologie sociale ;
- étude de l'évolution des comportements au cours du temps à partir d'observations d'enfants en psychologie du développement (Rude, Retel, 2000).

Après nous avoir libéré des calculs, l'informatique permet aujourd'hui d'explorer visuellement des nuages de points. Cependant, l'approche multidimensionnelle des phénomènes ne semble pas être de mise chez la plupart des chercheurs. « Après des décennies d'analyse factorielle, on convient que l'intelligence est multidimensionnelle, mais on en fait une échelle numérique ; que l'espace politique puisse être multidimensionnel, mais on raisonne en termes de la seule opposition droite-gauche ; que l'effet d'un médicament est multidimensionnel (les effets « secondaires » !) mais on veut « chiffrer » cet effet. [...] Dans l'étude d'un phénomène complexe, on préfère fabriquer des indices censés évaluer des réalités unidimensionnelles dont on présuppose l'existence, plutôt que de construire un espace multidimensionnel permettant de situer les individus statistiques les uns par rapport aux autres, et qui révélerait, lorsqu'elle existe, l'échelle unidimensionnelle sous-jacente aux données » (Rouanet, Le Roux, 1993).

En psychopathologie, le problème de l'unidimensionnalité, apparaît de façon récurrente dans les classifications psychiatriques. Trois difficultés majeures apparaissent à chaque tentative de classification des troubles mentaux à partir de méthodes statistiques et, en dépit des efforts déployés, la psychopathologie quantitative a du mal à les vaincre (De Bonis et al., 1990).

- 1) Le décalage entre le diagnostic formulé par des cliniciens et le diagnostic quantifié ; on peut noter aussi de fréquents désaccords entre plusieurs diagnostics statistiques portant sur l'analyse de données identiques mais fondés sur des critères différents ;
- 2) Les regroupements de symptômes et les regroupements de malades ne se correspondent pas de manière biunivoque ;
- 3) Bon nombre d'incertitudes demeurent sur la nature des relations (exprimées en termes de probabilités conditionnelles) liant les symptômes associés à un trouble psychiatrique donné.

Ces difficultés nous conduisent à nous interroger sur les méthodes utilisées classiquement dans l'approche unidimensionnelle de la pathologie, dont le double but serait l'ordonnement des symptômes d'une part et celui des malades d'autre part sur un continuum.

Tous les malades souffrant d'un même trouble n'ont pas le même vécu, cependant des invariants (des régularités) dans l'organisation de leur personnalité sont repérables. Il en est ainsi de la plupart des troubles mentaux : le nier reviendrait à s'interdire toute nosographie avec pour conséquence l'impossibilité de communication entre spécialistes. S'il est facile au médecin de porter un diagnostic d'hypertension basé sur l'écart entre la valeur mesurée de la tension artérielle et une norme physiologique qu'il connaît, il en est tout autrement lorsque l'on s'intéresse à un trouble mental. Pour la plupart des cliniciens qui les utilisent, l'intérêt des échelles est d'aider à poser le diagnostic. Donner une assise scientifique au dépistage d'organisations pathologiques de la vie psychique justifierait donc l'usage de tels outils. Pour identifier un trouble psychiatrique, le praticien fonde son diagnostic « sur la description de syndromes, c'est-à-dire de constellations de signes et de symptômes associés avec une fréquence plus grande que ne le laisserait supposer une distribution au hasard » (Pull, Guelfi, 1995). Il s'agit donc de configurations. Si les processus mentaux et donc les troubles qui peuvent les affecter doivent être envisagés en termes de structures, leur

réduction à un nombre est un non sens quelque soit le moyen mis en œuvre. Nous pouvons donc prévoir que, pour une échelle et un groupe d'individus donnés, compte tenu de la déformation infligée à la réalité psychique et des manquements méthodologiques qui accompagnent toute réduction d'organisation complexe à un nombre, si nous comparons les interprétations habituellement inférées à partir des scores aux conclusions qu'une méthodologie fondée sur cette idée de structure (analyse hiérarchique) permet de tirer, nous devons observer un certain nombre de contradictions. L'étude empirique, à l'origine de cet article, n'a pas d'autre but que de révéler certains aspects de ces dernières. Les difficultés que nous avons mentionnées plus haut semblent dépendre de questions qui ont trait à ce que l'on pourrait appeler le choix d'un modèle de représentation des données d'observation. En effet, à partir de données empiriques, deux options sont possibles. La première, traditionnellement attachée à une conception vectorielle de la réalité psychique, conduit tout naturellement à effectuer des mesures afin de classer les individus sur un continuum. La seconde, s'inscrivant dans une conception plutôt structuraliste, envisage les psychopathologies comme autant de structures en action et *de facto* s'intéresse essentiellement à l'élaboration de typologies.

Unidimensionnalité : problèmes posés par les scores composites

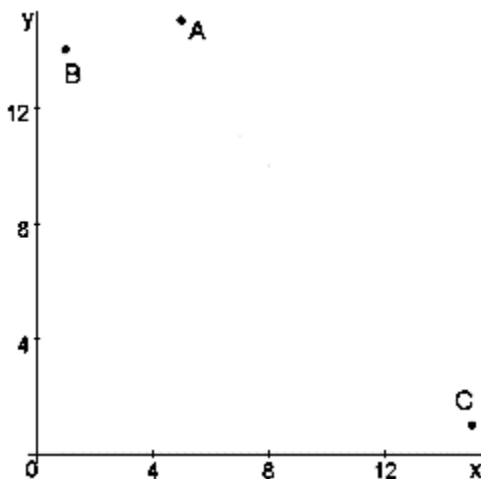
Un exemple très simple permet de visualiser ce qui se passe lorsque l'on compare des scores composites, c'est-à-dire des scores globaux obtenus sur des échelles ne satisfaisant pas à l'exigence d'unidimensionnalité. Considérons trois individus A, B, et C ayant respectivement obtenu les notes 20, 15 et 16 sur une échelle clinique englobant les deux dimensions (ou facettes) D_1 et D_2 d'une psychopathologie P . L'examen de ces trois scores suggère que B et C présentent des niveaux pathologiques assez voisins, et d'une « gravité moindre » que celle de l'individu A. D'autre part, il semblerait que du point de vue de P , l'individu B ressemble davantage à C qu'à A. Le tableau I indique par ailleurs les notes obtenues aux deux sous-échelles implicites formées par les deux groupes d'items G_1 et G_2 , destinées aux mesures des contributions respectives des dimensions D_1 et D_2 de P dans la réalisation du score global.

Tableau I : Sous-scores relatifs à D_1 et D_2 et score global à l'échelle.

| Individu | Sous-score relatif à D_1 (mesuré par G_1) | Sous-score relatif à D_2 (mesuré par G_2) | Score global à l'échelle |
|----------|---|---|-----------------------------|
| A | 5 | 15 | 20 |
| B | 1 | 14 | 15 |
| C | 15 | 1 | 16 |

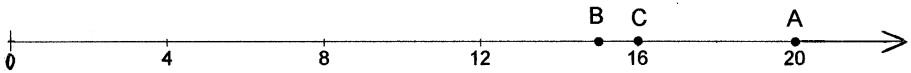
Comme, par hypothèse, P est de dimension 2, l'individu A peut être représenté par un point de coordonnées (5 ; 15) dans un plan rapporté à un repère (Ox ; Oy), B et C correspondant aux points de coordonnées (1 ; 14) et (15 ; 1) respectivement (Cf. figure 1).

Figure 1 : Représentation des individus A, B et C par des points dans un plan rapporté à un repère (Ox ; Oy).



La prise en compte simultanée des deux dimensions D_1 et D_2 de P montre que A et B sont beaucoup plus proches que ne le sont entre eux B et C, ce dernier étant plus éloigné de B que de A. Ces observations sont en total désaccord avec ce que suggèrent les trois scores obtenus sur l'échelle globale, à savoir le classement : $B < C < A$, que l'on peut visualiser figure 2.

Figure 2 : Scores obtenus sur l'échelle globale.



Cet exemple, caricatural certes, montre bien l'ampleur de la déformation de la réalité qui a lieu quand on utilise des échelles non unidimensionnelles, donc produisant des scores composites. Ordinairement, on décide qu'une structure psychologique est pathologique si l'écart qu'elle présente avec une structure dite normale dépasse un certain seuil. Pour évaluer cet écart, via une échelle composite, ces deux structures sont réduites à deux nombres (score pathologique et score normal) que l'on compare entre eux. Nous venons de voir que cette comparaison n'a de sens que si nous sommes certains de l'unidimensionnalité de la grandeur mesurée. Autrement dit, que si la pathologie étudiée peut être représentée par une droite, ce qui n'est jamais le cas, les critères diagnostiques du DSM IV (Guelfi, 1996) confirment ce dernier point.

La méthode de validation empirique du MMPI

Quelle que soit l'échelle, pour sa construction et sa mise au point, les auteurs de l'inventaire du MMPI ont procédé de la même manière. Au départ, pour avoir des idées d'items, ils puisèrent dans de multiples sources, comptes rendus d'entretiens psychiatriques et théories de la personnalité notamment. « Chaque item a été rédigé sous la forme d'un énoncé concernant une expérience personnelle, une croyance, une attitude ou une préoccupation » (Hathaway, Mc Kinley, 1996 ; Hathaway et al., 2000 ; Butcher, 2000).

Pour évaluer le pouvoir discriminant de l'item entre personnalité normale et personnalité pathologique, les constructeurs ont utilisé le test statistique de comparaison de deux proportions indépendantes (Pélicier, 1991). Soyons plus explicites en ce qui concerne cette sélection des items. Initialement, on dispose d'une liste de k items potentiels (items « candidats ») issus de réflexions à partir de connaissances préalables sur une psychopathologie P donnée. Ensuite, deux groupes sont constitués, l'un extrait de la population normale et l'autre, dit groupe de référence, issu de la population présentant la psychopathologie P ,

pathologie pour laquelle on se propose de construire une échelle d'évaluation. Les deux groupes répondent à l'ensemble des k items. Pour chaque item « candidat », on calcule ensuite la proportion de réponses à une modalité donnée (« Vrai » ou « Faux », ce qui revient au même puisque les items sont dichotomiques) au sein de chaque groupe. La comparaison va s'effectuer sur ces proportions. En définitive, un item n'est retenu pour la construction de l'échelle, que si les proportions de réponses en faveur d'une modalité donnée de celui-ci (par exemple les proportions de réponses « Vrai ») sont significativement différentes pour les deux populations au seuil $\alpha = .05$.

A condition qu'un certain nombre de précautions soient prises, ce mode de validation empirique des items ne soulève aucune objection d'un point de vue strictement statistique. Supposons que q items soient ainsi sélectionnés parmi les k de la liste initiale ($q \leq k$). Cet ensemble de q items retenus est donc, par construction, un instrument dont le pouvoir séparateur entre la structure pathologique et la structure normale est indiscutable, la question est de savoir comment l'utiliser. Classiquement, le calcul de la note brute à l'échelle s'effectue très simplement. Si pour un item donné, la modalité « Vrai » est significativement plus fréquente dans la population pathologique que dans la population normale, alors toute réponse « Vrai » à cet item sera comptée un point (zéro dans le cas contraire). De même, si pour un autre item c'est la réponse « Faux » qui est significativement plus fréquente dans la population pathologique que dans la population normale, alors toute réponse « Faux » à cet item accroîtra la note brute d'un point (la réponse « Vrai » est comptée zéro). Finalement le score global X à l'échelle est tel que : $0 \leq X \leq q$ (on a supposé en effet que q items étaient sélectionnés). L'élévation de X traduisant donc un accroissement du niveau de pathologie. Cette dernière pratique, qui consiste à calculer un score global, annihile tous les efforts de débusquement de la structure pathologique que représente le mode de validation empirique des items décrit plus haut. En effet, à travers ce score global, la structure pathologique est réduite à un nombre (score pathologique) ; la structure normale, à un autre nombre (score normal). La décision, en ce qui concerne le niveau de pathologie d'un individu, résulte de la comparaison de ces deux nombres. Nous avons vu précédemment les

problèmes soulevés par ce mode de comparaison lorsque l'unidimensionnalité de l'échelle n'est pas vérifiée.

Nous rappelons à ce sujet que le coefficient α de Cronbach (utilisé fréquemment par la communauté scientifique pour tester la consistance interne des échelles cliniques) n'est en aucun cas une méthode de contrôle de l'unidimensionnalité d'une échelle. Ce coefficient, dont la formule est très critiquable par ailleurs (des moyennes sont calculées sur des valeurs qui ne sont qu'ordinales), est destiné à évaluer la cohérence interne d'une échelle et ne peut être utilisé « que si l'on est certain que l'échelle est réellement unidimensionnelle » (Guelfi et al., 1995). Notons que dans le cas du MMPI-2, pour tester la cohérence interne des échelles, il aurait fallu utiliser la formule de Kuder-Richardson, car il s'agit d'items dichotomiques (Laveault, Grégoire, 1997) et non le coefficient α de Cronbach comme il a été fait. On peut donc s'attendre à un certain nombre de « dysfonctionnements » de ces échelles.

Pour comparer des structures psychologiques entre elles, il faut utiliser des outils autres que les échelles traditionnelles. Il semblerait que, sous certaines conditions, l'analyse des données multidimensionnelles (et plus particulièrement l'Analyse des Correspondances Multiples – ACM) convienne. « Le but de telles méthodes est de découvrir des structures cachées de l'ensemble des individus, ces structures étant des groupes ou des hiérarchies de groupes emboîtés » (Grangé, Lebart, 1994).

Le système d'axes factoriels issu de l'ACM est tel que chaque facteur correspond à une dimension de la pathologie étudiée. De plus, la classification hiérarchique, effectuée en aval de l'ACM, devrait constituer une aide appréciable dans le débusquement de structures pathologiques.

Objectifs de l'étude

Dans cet article, nous nous proposons d'examiner le « fonctionnement » de quelques échelles du MMPI-2 (Hystérie, Dépression, Masculinité-Féminité) de manière multidimensionnelle en utilisant la stratégie « analyse factorielle et classification hiérarchique » afin de repérer les dysfonctionnements des échelles et de découvrir les structures psychopathologiques cachées.

Ces méthodes multidimensionnelles devraient fournir un complément d'information susceptible d'aider le psychologue dans l'interprétation d'une note ou d'un score. Le manuel livré avec le MMPI-2 et les ouvrages récents sur le MMPI (Hathaway, McKinley, 1996 ; Hathaway et al., 2000 ; Ben-Porath et al., 2000) fournissent par ailleurs quelques interprétations probables des notes relatives aux échelles cliniques. A défaut de satisfaire nos attentes, il semble que les interprétations des scores, proposées par les concepteurs du test, ne soient pas aussi fiables que l'on pourrait le croire. *A priori*, s'inquiéter en ce qui concerne la validité de ces échelles, n'est pas sans fondements. Plus généralement, le problème de la légitimité du calcul d'un score global à partir d'une échelle non unidimensionnelle reste posé.

Méthodologie

Population : le nombre de sujets ayant participé à cette étude est de 154. Il s'agit de sujets tout-venant (77 femmes et 77 hommes) âgés de 18 à 58 ans (moyenne d'âge : 35,3 ans) qui ont accepté de passer le test (MMPI-2). Ils appartiennent à un large éventail de catégories socio-professionnelles.

Outil : la version révisée du MMPI (MMPI-2) comporte 567 items. Pour chaque item, le sujet doit répondre « vrai », « faux » ou « je ne sais pas ». Un certain nombre d'items interviennent dans l'élaboration de 4 échelles de validité ou attitudes de réponses (voir Tableau II) : échelle ? ; échelle L ; échelle F ; échelle K (Guelfi et al., 1995b ; Bisson, 1997) ; permettant de pondérer, de corriger, voire d'invalider les résultats obtenus sur les échelles cliniques : Hs (Hypocondrie), D (Dépression), Hy (Hystérie), Pd (Déviation psychopathique), Mf (Masculinité-Féminité), Pa (Paranoïa), Pt (Psychasthénie), Sc (Schizophrénie), Ma (Hypomanie), Si (Introversion) (Hathaway et al., 2000 ; Ben-Porath et al., 2000) ; et de mettre en évidence les falsifications conscientes ou inconscientes des protocoles.

Tableau II : Quatre échelles de validité ou attitudes de réponses du MMPI-2.

- 1) **échelle ?** nombre de réponses « je ne sais pas » : elle indique l'indécision, le doute, la réticence voire la falsification.
- 2) **échelle L** « mensonge » : elle explore la tendance, consciente ou non, à se présenter sous un jour plus ou moins favorable.
- 3) **Echelle F** « d'anomalie psychique » : elle permet de contrôler la validité de l'ensemble du test. Elle peut refléter soit l'incompréhension des questions, soit le fait de répondre au hasard ; mais le plus souvent elle indique des réponses rares, déviantes.
- 4) **Echelle K** : elle évalue l'attitude du sujet vis à vis du test ou de ses symptômes.

Les échelles cliniques permettent de mesurer 10 dimensions empruntées à la nosologie psychiatrique (tableau III).

Tableau III : Les principales échelles cliniques du MMPI-2.

- 1) **Hs (Hypocondrie)** : inquiétude exagérée concernant son état de santé, tendance à se plaindre perpétuellement de maux et de troubles.
- 2) **D (Dépression)** : sentiment d'inutilité et d'incapacité à envisager l'avenir, tendance à l'inquiétude.
- 3) **Hy (Hystérie)** : immaturité, revendication affective, manipulation d'autrui ou symptômes de type « conversion ».
- 4) **Pd (Déviation psychopathique)** : égocentrisme, mépris des normes sociales, absence de réactions émotionnelles profondes et incapacité de tirer bénéfice de l'expérience acquise.
- 5) **Mf (Masculinité-Féminité)** : intérêts et attitudes rapprochant le sujet du sexe opposé, surtout chez les hommes.
- 6) **Pa (Paranoïa)** : méfiance, hypersensibilité, idées de persécution avec ou sans idées de grandeur.
- 7) **Pt (Psychasthénie)** : doute, indécision, fatigabilité.
- 8) **Sc (Schizophrénie)** : groupement hétérogène portant sur des pensées ou des comportements bizarres et inhabituels comme le repli sur soi ou une vie subjective séparée de la réalité.
- 9) **Ma (Hypomanie)** : hyperactivité de pensée et d'action.
- 10) **Si (Introversiön)** : évitement des contacts sociaux.

Procédure : dans le cadre de notre étude, nous allons donc examiner le « fonctionnement » de quelques échelles cliniques du MMPI-2, (Hystérie, Dépression, Masculinité-Féminité). Considérons une échelle clinique ϵ du MMPI-2 élaborée à partir de n items bien définis. Parmi les 567 items de l'inventaire, nous sélectionnons exclusivement ces n questions que les constructeurs du MMPI-2 ont retenues pour réaliser cette échelle ϵ . Ces n items retenus constituent les n variables qualitatives actives pour traiter en ACM les réponses correspondantes des 154 individus. Une analyse hiérarchique suit l'ACM. L'exploitation des résultats s'effectue sur trois niveaux :

- 1) Description et interprétation des axes factoriels ;
- 2) Analyse des corrélations entre le score sur ϵ et les premiers facteurs (c'est-à-dire les plus significatifs) ;
- 3) Caractérisation des classes issues de l'analyse hiérarchique. Comment les différentes valeurs de ϵ se distribuent suivant ces classes ?

En ce qui concerne la note obtenue par un individu sur ϵ , la prise en considération de tels résultats devrait en faciliter l'interprétation, c'est-à-dire rendre celle-ci plus rapide et plus fiable. Classiquement, le psychologue se détermine en fonction de la note T linéaire, du profil et de la liste d'interprétations proposée par le manuel. Il n'est pas ici dans nos intentions de contester cet éventail d'interprétations proposées par le « fabriquant » du MMPI-2. Au contraire, il s'agit pour nous d'optimiser sa pertinence lors de son utilisation au cas par cas. Au préalable, les premiers axes factoriels doivent donc être analysés et interprétés. De plus, l'analyse hiérarchique réalisée et les différentes classes dûment caractérisées, il est impératif de pouvoir déterminer à laquelle appartient un individu donné.

Le logiciel SPAD-4 que nous avons utilisé pour traiter les données fournit les informations nécessaires pour effectuer toutes ces opérations¹.

¹ Sauf mention contraire, tous les scores auxquels nous nous référons dans ce qui suit, sont des scores bruts calculés par le logiciel à l'aide d'un sous-programme.

Résultats et Discussion

Le but d'une ACM n'étant pas un calcul de score, il nous paraît plus judicieux de commenter les structures des nuages de points au fur et à mesure de leurs présentations.

Nous examinerons les résultats obtenus pour trois échelles cliniques du MMPI-2 lorsque le protocole décrit plus haut est appliqué. Le Tableau IV indique ces échelles et les symboles utilisés pour la suite de l'exposé. La lecture du tableau est la suivante : Hy est l'échelle d'Hystérie, elle comporte 60 items, le nuage de points associé est noté (ou codé) Hy60, D est l'échelle de Dépression, elle comporte 57 items, le nuage de points est noté (ou codé) D57, et ainsi de suite.

D'abord, quelques réflexions au sujet de la conversion des notes brutes en notes T linéaires² (Bisson,1997 ; Strassberg et al., 1997 ; Van Epp, 1997).

Tableau IV : Echelles cliniques du MMPI-2 examinées dans le cadre de cette étude (symboles, significations, nombre d'items, notations pour les nuages de points associés).

| Echelle (symbole) | Signification (échelle) | Nbre d'items | Nuage de points associé (symbole) |
|-------------------|-------------------------------|--------------|-----------------------------------|
| Hy | Hystérie | 60 | Hy60 |
| D | Dépression | 57 | D57 |
| Mf-f | Masculinité-Féminité (femmes) | 56 | Mf-f56 |

Le calcul des moyennes (et des écarts types) à partir des échelles du MMPI-2, représente déjà une « imposture » statistique pour deux raisons : 1) leur unidimensionnalité pose problème (l'ACM le prouvera) ; 2) dans le cas où une hypothétique unidimensionnalité serait vérifiée, les échelles sont tout au plus ordinales et, à ce titre, n'autorisent pas de calculs de moyennes et leurs transformations en notes T linéaires sont donc sans fondement. Rappelons que *la moyenne est un paramètre de tendance centrale propre aux échelles d'intervalles*.

² Cette transformation des notes brutes permet d'obtenir une échelle de moyenne 50 et d'écart type 10.

Un exemple va illustrer ce dernier point. Considérons l'item 5 : « Le bruit me réveille facilement » et l'item 215 : « Je broie du noir ». Pour chacun d'entre eux, la réponse « vrai » correspond à la même élévation de note de 1 point sur l'échelle D. Or, entre « être réveillé facilement par le bruit » et « broyer du noir », il y a une différence que l'attribution de 1 point dans chaque cas réduit à néant. Nous sommes donc en présence d'une échelle qui, dans le meilleur des cas, est de type ordinal, si on suppose, au préalable, que son unidimensionnalité est vérifiée. En conséquence, tout calcul de moyenne des scores obtenus sur celle-ci est aberrant. Il en est malheureusement ainsi pour toutes les échelles de l'inventaire du MMPI-2 sur lesquelles des « moyennes » ont été calculées. Dans certains cas, nous utiliserons cependant ces repères statistiques, mais nous n'utiliserons pas ces notes T linéaires dans nos calculs. Evidemment, nous laisserons aussi de côté la notion de profil (puisque les profils sont déterminés à partir des notes T).

1) Echelle clinique de l'hystérie Hy

Composée d'items destinés à révéler un certain nombre de troubles sensoriels ou moteurs, ainsi que comportementaux, caractéristiques de l'hystérie de conversion, l'échelle Hy présente des dysfonctionnements facilement repérables par l'ACM. Notons aussi que, pour l'interprétation de la note, il est conseillé, par les constructeurs du MMPI-2, de s'appuyer sur les scores obtenus à certaines sous-échelles (Harris et Lingo, 1955 ; Coleman et al., 1998 ; Hathaway et al., 2000), ce qui rend la tâche de l'utilisateur du MMPI-2 assez longue et fastidieuse. Examinons cependant le « fonctionnement » de Hy sans faire appel à ces sous-échelles. Au préalable, un test non significatif de comparaison d'une moyenne à un nombre (Pélissier, 1991) sera la garantie que les valeurs moyennes de Hy, observées à partir de l'échantillon étudié ici, sont conformes à celles obtenues par le constructeur du MMPI-2 (Hathaway, McKinley, 1996 ; Hathaway et al., 2000). Il s'agit en fait de contrôler la similitude entre notre échantillon et celui utilisé lors de l'étalonnage (avec la restriction de validité de ces calculs dont nous avons parlé plus haut).

Pour Hy, le Tableau V indique les « moyennes » et les « écarts types » de l'échantillon d'étalonnage (communiqués par le constructeur) ainsi que les valeurs observées de ces paramètres dans l'échantillon étudié.

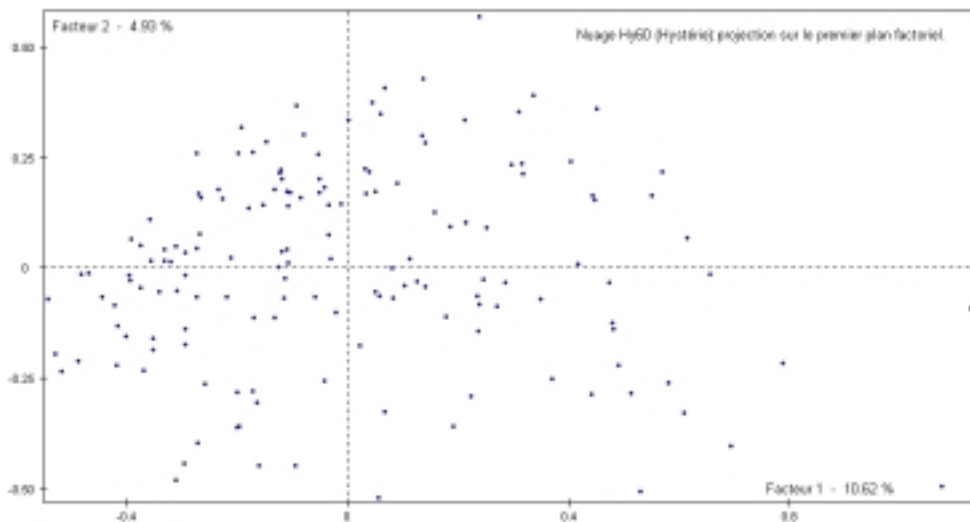
Tableau V : « Moyennes » et « écarts types » de l'échantillon d'étalonnage et valeurs observées de ces paramètres dans l'échantillon étudié (notes brutes).

| | Moyenne | Ecart type |
|----------------------|---------|------------|
| Hommes (étalonnage) | 20.85 | 4.85 |
| Femmes (étalonnage) | 22.11 | 4.97 |
| Hommes (échantillon) | 21.54 | 4.68 |
| Femmes (échantillon) | 22.06 | 5.04 |

Hommes : $m_o = 20,85$; $\sigma = 4,85$ (Cf. tableau V). H_o ($m = 20,85$) contre H_1 ($m \neq 20,85$) ; $\alpha = .05$. $t_{\text{observé}} = 1,29$; $t_{\text{critique}} = 1,99$: on conserve H_o , donc pas de différence significative.

Femmes : $m_o = 22,11$; $\sigma = 4,97$ (Cf. tableau V). H_o ($m = 22,11$) contre H_1 ($m \neq 22,11$) ; $\alpha = .05$. $t_{\text{observé}} = 0,087$; $t_{\text{critique}} = 1,99$: on conserve H_o , donc pas de différence significative.

Figure 3 : Nuage Hy60 (Hystérie) : projection sur le premier plan factoriel.



Ces résultats montrent que les moyennes obtenues sur Hy dans notre échantillon sont conformes à celles avancées par le constructeur du test. On peut admettre *a priori* que l'ensemble des individus à qui nous avons

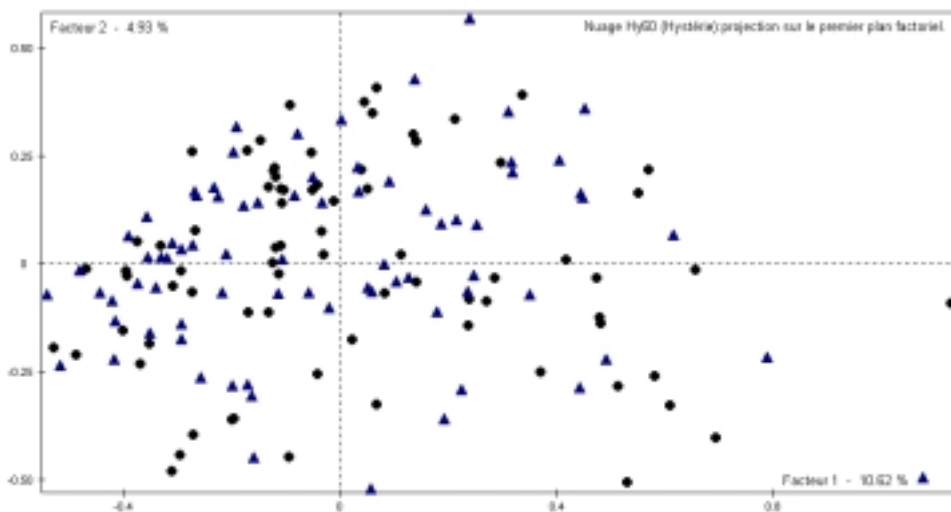
administré le test, ne s'écarte pas de manière significative de l'échantillon d'étalonnage, pour le moins en ce qui concerne l'hystérie. Les quelques différences observées peuvent s'expliquer par des fluctuations dues au hasard. Dans le nuage de points obtenu en prenant comme variables nominales les 60 items de l'échelle d'hystérie Hy (codé Hy60, la projection sur le premier plan factoriel est représentée à la figure 3), nous ne remarquons pas de structure particulière.

Hy60 et sexe

Nettement plus fréquente chez la femme que chez l'homme, l'hystérie présente beaucoup de différences d'un sexe à l'autre en ce qui concerne les tableaux cliniques. En effet, si chez l'homme hystérique « les symptômes moteurs sont les plus fréquents ; chez la femme s'observent des tableaux plus riches, plus mobiles, plus polymorphes » (Gumbiner, Flowers, 1997 ; Lemperrière et al., 1998). Pour ces auteurs, l'hystérie chez la femme serait plutôt associée à des conflits affectivo-sexuels alors que chez l'homme il faut la rattacher à des conflits de type plutôt socio-professionnels, par exemple. Sans oublier que les manifestations hystériques qui s'observent à la période de la ménopause sont difficilement imaginables chez l'homme (Ey et al., 1978). On peut donc s'attendre à un certain clivage du nuage de points en deux parties, l'une à prédominance de points représentant des hommes, l'autre où la majorité des points correspondent à des femmes. Pour tenter de visualiser cet éventuel clivage de Hy60 dans le graphique précédent, aux points représentant les individus, il suffit de substituer des symboles distincts pour chaque sexe. Si nous représentons les hommes par de petits triangles noirs et les femmes par de petits disques noirs, nous devrions donc avoir deux régions de Hy60, l'une à forte densité de triangles noirs et l'autre à forte densité de disques noirs. La projection sur premier plan factoriel correspond à la figure 4.

Signalons que quelque soit le plan factoriel sur lequel nous projetons Hy60, nous obtenons une semblable distribution de triangles et de disques. Il est visible qu'il n'y a pas de région de Hy60 caractérisée par une prédominance de l'un ou de l'autre sexe. Le rapport des densités de répartitions des hommes et des femmes est sensiblement constant au sein de Hy60. Cela signifie que les items de Hy ne permettent pas de réaliser une partition même « floue » entre hommes et femmes.

Figure 4 : Représentations des hommes (▲) et des femmes (●).



En résumé, Hy est constituée d'items ne permettant pas d'appréhender l'aspect différencié de l'hystérie sous l'angle sexuel. Or l'hystérie masculine se singularise de l'hystérie féminine par une prédominance du souci de paraître, du désir de plaire, et par des accès de colère. « Le souci de paraître, la recherche de prestance sont donc les conduites dominantes les plus perceptibles chez l'homme hystérique » (Israël, 1999). Nous reviendrons un peu plus loin sur ce problème quand nous ferons une analyse hiérarchique.

Analyse factorielle de Hy60

Les modalités contribuant à la construction de A_1 (premier axe factoriel) suggèrent que celui-ci correspond à un facteur de lassitude, de malaise et d'inhibition, sur fond de manifestations somatiques (individus ayant des coordonnées positives). L'interprétation de A_2 (deuxième axe factoriel) est beaucoup plus délicate. Les individus ayant des coordonnées positives sur A_2 sont plutôt timides, introvertis, ils se défont des sentiments exprimés par autrui. La plupart d'entre eux

déclarent ne pas souffrir de maux de tête. Les items du MMPI-2 étant dichotomiques, les individus ayant des coordonnées négatives sur A_2 ne seraient donc pas timides, plutôt extravertis, relativement crédules dans leur appréciation des sentiments d'autrui. Certains se plaignent de maux de tête. *A priori* A_2 correspond simultanément à deux facettes de l'hystérie (Ey et al., 1978) : psycho-plasticité et suggestibilité liée à cette crédulité dans les sentiments d'autrui d'une part et plaintes somatiques (céphalées) d'autre part. La corrélation négative observée entre A_2 et Hy ($r = -0,83$) confirme cette interprétation de A_2 . En effet, nous avons rajouté en variables continues illustratives les scores obtenus par les individus à 9 échelles cliniques du MMPI-2.

On obtient des corrélations relativement bonnes (en valeurs absolues) de A_1 avec Hs (Hypocondrie, $r = 0,79$), Pt (Psychasthénie, $r = 0,83$), Si (Introversion sociale, $r = 0,70$) et Sc (Schizophrénie, $r = 0,72$), confirmant notre interprétation de A_1 . Le résultat le plus surprenant est obtenu avec Hy. On pourrait s'attendre à ce que cette échelle soit bien corrélée avec A_1 puisque ce sont précisément les items de celle-ci qui sont utilisés dans la construction de Hy60. Il n'en est rien, la corrélation de Hy avec A_1 est quasiment nulle ($r = 0,11$). En revanche, on observe une assez bonne corrélation de Hy avec A_2 ($r = -0,83$) ; hélas A_2 n'est pas loin de correspondre à du bruit de fond puisque ce facteur n'explique que 5,23 % de l'inertie du nuage. Reconnaissons qu'il est tout de même paradoxal que l'ACM, effectuée à partir des items d'une échelle donnée, montre que celle-ci n'est pas corrélée avec le facteur principal détecté mais avec un facteur secondaire ayant un taux d'inertie très faible.

Considérons les \cos^2 des items de Hy. Nous admettrons que le \cos^2 d'une modalité relativement à un axe est un indicateur de la contribution de cette modalité dans la construction de l'axe (Lebart, Morineau, Piron, 1995). On a toujours $0 \leq \cos^2 \leq 1$, soit plus le \cos^2 d'une modalité est voisin de 1, plus celle-ci est bien représentée sur l'axe. Nous avons vu plus haut que Hy est liée à A_2 ; en dépit du faible taux d'inertie correspondant à ce facteur, examinons les \cos^2 des différentes modalités relativement à cet axe. Pas moins de 8 items ont leurs modalités telles que $\cos^2 = 0$, *a priori* ils n'ont donc « rien à faire » dans Hy. Exemples,

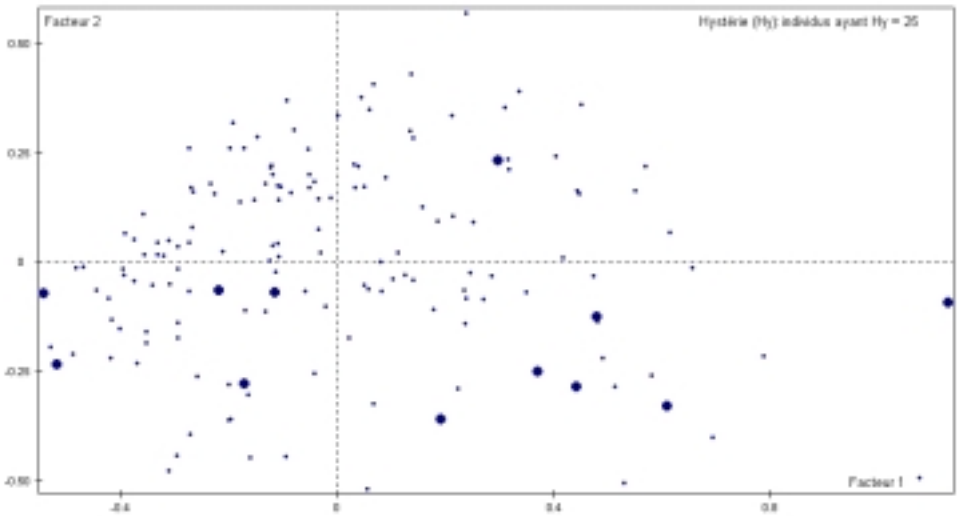
item 2 : « *J'ai bon appétit* » ; item 14 : « *J'aime les romans policiers ou d'espionnage* »¹.

Pour 19 autres items, nous obtenons $0 < \cos^2 \leq 0,02$, il en résulte qu'au total 27 items de cette échelle ne sont pas ou ne sont que très faiblement liés à A_2 , seul facteur corrélé avec Hy. L'item 129 « *Ma conduite dépend largement du comportement de mon entourage* » a un $\cos^2 = 0$. Or l'hystérique a besoin d'un public et peut « changer de rôle en fonction de l'auditoire ce qui lui permet de camoufler l'inconsistance de sa propre personne » (Lempérière et al., 1998). De même l'item 159 « *Je ne me suis jamais évanoui* » est tel que $\cos^2 = 0$. Ce résultat est étrange dans une échelle destinée à révéler la personnalité hystérique. L'item 12 « *Ma vie sexuelle est satisfaisante* », n'a pas été retenu dans l'élaboration de Hy (Hathaway, McKinley, 1996 ; Hathaway, McKinley et al., 2000). Or nous connaissons l'importance des perturbations de la vie amoureuse de l'hystérique. « La personnalité hystérique traduit en effet la résolution pathologique d'une sexualité conflictuelle où les pulsions agressives et sexuelles sont refoulées » (Lempérière et al., 1998).

Plus grave, *a priori* on est en droit de penser que les individus ayant une note donnée doivent se localiser dans une région bien définie de Hy60. Un filtre logique permet de repérer les individus ayant une note Hy déterminée. Pour Hy la moyenne observée est 21,81. Sélectionnons les individus ayant une note supérieure à cette moyenne (par exemple Hy = 25) et attribuons-leur un « habillage » spécifique. La projection de Hy60 sur le premier plan factoriel donne alors le graphique représenté par la figure 5 (où les individus ayant Hy = 25 y sont représentés par des disques pleins). « L'éparpillement » très visible des points les représentant prouve que cette note (Hy = 25) a été obtenue avec des patrons de réponse très différents sur l'ensemble des 60 items constituant l'échelle Hy du MMPI-2.

¹ Pour des raisons de copyright, nous ne pouvons reproduire ici l'ensemble des items de Hy.

Figure 5 : Projection de Hy60 sur le premier plan factoriel des individus ayant Hy = 25 (●).

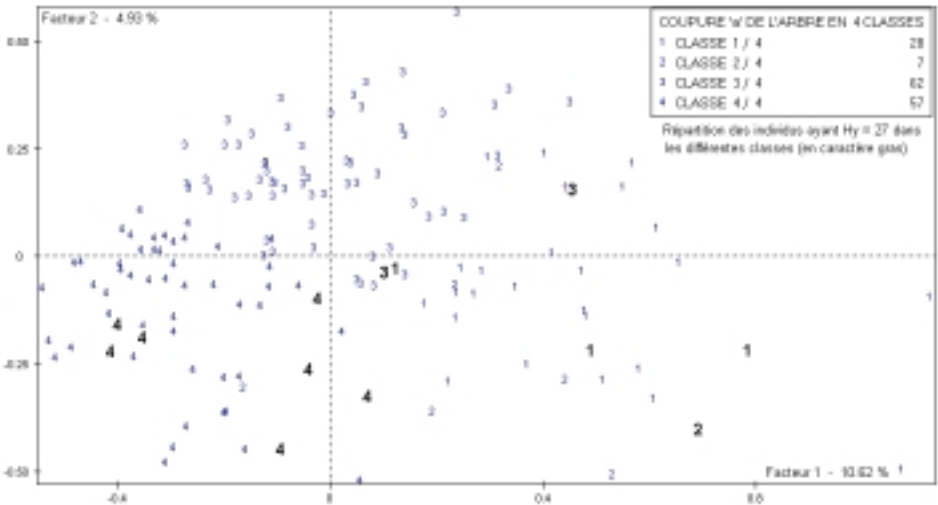


Pour avoir confirmation de cette hypothèse, effectuons une analyse hiérarchique en 4 classes (C_1 , C_2 , C_3 , C_4) et recherchons à quelle(s) classe(s) appartiennent les individus ayant, pour changer, $Hy = 27$. La projection de Hy60 sur le premier plan factoriel, après ce découpage en classes, correspond à la figure 6. Les individus y sont « habillés » par le numéro de leur classe d'appartenance (en caractère gras : les individus ayant $Hy = 27$). Dans le cas d'une échelle unidimensionnelle, nous devrions retrouver la plupart des individus ayant $Hy = 27$ dans une seule classe, ce qui n'est pas le cas. Le tableau VI indique le nombre d'individus ayant $Hy = 27$ présents dans les différentes classes.

Tableau VI : Nombre d'individus ayant $Hy = 27$ présents dans les différentes classes.

| N | Classe 1 | Classe 2 | Classe 3 | Classe 4 |
|----|----------|----------|----------|----------|
| 13 | 3 | 1 | 2 | 7 |

Figure 6 : Répartition des individus ayant Hy = 27 dans les différentes classes (chiffres en gras).



Correspondant à des organisations particulières du point de vue de l'hystérie, il est possible de caractériser ces classes par l'analyse des contenus des modalités prépondérantes (ou rares) qui les définissent. Notons qu'aucune modalité de la variable sexe ne participe à la caractérisation d'une classe ! Cette observation confirme les résultats que nous évoquons plus haut où nous indiquions que les items de Hy ne permettaient pas de confirmer les aspects différenciés de l'hystérie sous l'angle sexuel.

En résumé, nous pouvons dire que des individus ayant la même note sur Hy (ici Hy = 27) appartiennent à des classes différentes. Autrement dit, cette note Hy = 27 a été obtenue avec des structures hystériques différentes. L'échelle Hy n'est donc pas unidimensionnelle. En conséquence elle ne permet pas de définir une relation d'ordre sur d'hypothétiques niveaux d'hystérie. Quelle interprétation peut-on alors associer à un score donné puisque celui-ci correspond à des configurations de réponses différentes ? Hy n'étant pas unidimensionnelle, le calcul de moyenne, nécessairement utilisé par les constructeurs, pour la détermination des notes T est une « imposture » statistique.

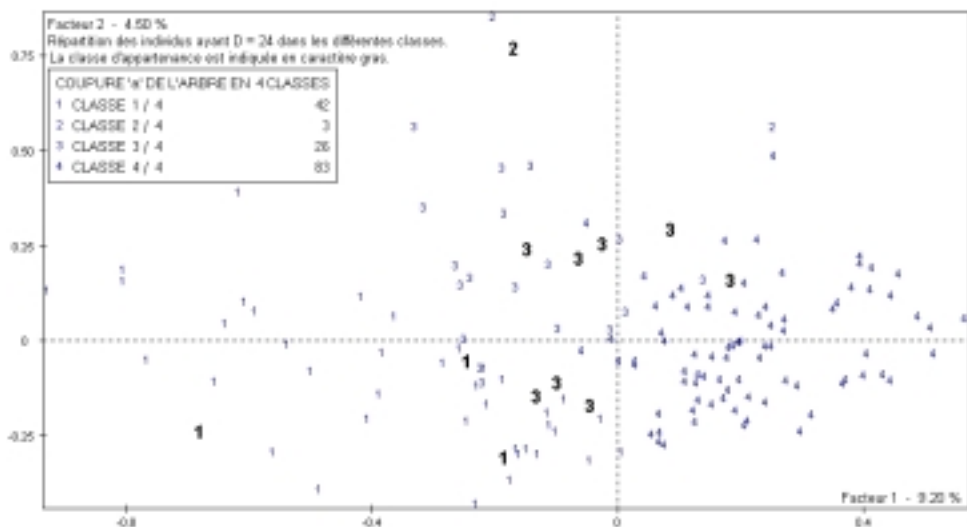
Ainsi, pour Hy=27 (64 en note T) le manuel du MMPI-2 (Hathaway, McKinley, 1996) propose les interprétations suivantes : a) égocentrique et superficiel, b) immature et manipulateur, c) conformiste et moraliste, d) besoin d'être aimé et ne se sent pas en sécurité, d) démonstratif et extraverti. Laquelle choisir ? Nous mesurons immédiatement la difficulté d'une telle décision. Des analyses bivariées permettraient de traiter ce problème ; hélas les échelles du MMPI-2 n'étant pas unidimensionnelles, un calcul de coefficient de corrélation entre échelles serait dénué de sens.

Ces dysfonctionnements de Hy suggèrent qu'il est irréaliste de construire une échelle dont l'étendue serait susceptible de résumer l'extraordinaire complexité des conflits psychiques inconscients à l'origine des manifestations hystériques. Conflits dont les symptômes sont la traduction symbolique. « Approcher » le conflit par le symbole est loin d'avoir l'immédiateté d'une relation biunivoque, les arcanes de la cure psychanalytique et ses vicissitudes en sont la preuve. Kornrich (1995) s'interroge sur les implications et conclusions cliniques apportées par de telles études empiriques. Proposer un questionnaire à l'issue duquel une note permet de porter un diagnostic d'hystérie semble relever de la gageure.

2) Echelle clinique de la dépression D

Destinée à la « mesure » d'une constellation de sentiments tels que : découragement, dysphorie, détresse, absence d'intérêts et pessimisme, caractéristiques des épisodes dépressifs, l'échelle D nécessite, pour son interprétation, surtout dans le cas d'une élévation modérée de la note, l'utilisation d'un certain nombre de sous-échelles (Harris et Lingo, 1955 ; Hathaway et al., 2000 ; Ben-Porath et al., 2000). Cela laisse supposer que les constructeurs et les utilisateurs de l'inventaire du MMPI-2, confrontés à des problèmes complexes d'interprétation, avaient eu alors « l'intuition » du caractère non unidimensionnel de l'échelle de départ. Un protocole d'analyse identique à celui que nous avons utilisé pour l'étude de Hy donne des résultats montrant une assez bonne corrélation de D ($r = -0,74$) avec le premier axe factoriel de D57, en ce sens, elle paraîtrait plus fiable que Hy.

Figure 7 : Répartition des individus ayant D = 24 dans les différentes classes (chiffres en gras).



Malheureusement, si nous sélectionnons, par exemple, les individus ayant $D = 24$, nous observons à nouveau un « éparpillement » de ces derniers dans le nuage de points et leur appartenance à des classes différentes (figure 7), d'où l'idée que cette note $D = 24$ peut être obtenue avec des structures dépressives différentes. L'aide d'une telle échelle dans le diagnostic dépressif, si l'on s'en tient uniquement au score, semble donc devoir être reconsidérée. Ces résultats ont certainement la même origine que ceux rapportés par certains auteurs (Féline et al., 1990), à savoir que « lorsqu'on applique à une même population de déprimés plusieurs critères diagnostiques relevant de différentes écoles, les pourcentages d'accord entre ces systèmes peuvent varier dans des proportions importantes ». Ne faut-il pas « remettre en cause de façon constructive et cette fois avec des arguments sérieux, le caractère trop simple ou trop simpliste d'une représentation unidimensionnelle de la dépression ? » (Féline et al., 1990 ; Chang, 1996).

3) L'échelle clinique de Masculinité-Féminité Mf-f

Les résultats présentés concernent uniquement les femmes car, exceptés 4 items, les cotations sont « inversées pour les deux sexes » (Martin, 1993 ; Hathaway, McKinley, 1996).

Parmi les « étrangetés » du MMPI-2, l'échelle Mf-f nous réserve un certain nombre de surprises. Rappelons que cette échelle est destinée à évaluer des éventuels « ratages » de l'identification sexuelle.

Les corrélations de Mf-f avec les différents facteurs sont très faibles (excepté avec A2 ($r = -0,46$), mais le pourcentage d'inertie associé à cet axe est négligeable (5,82 %), cela signifie que les items de cette échelle n'ont aucune pertinence par rapport à une présumée variable psychologique (ici Masculinité/Féminité). Ces résultats vont dans le sens de ceux de Craig et Bivens (2000), de Mendoza et al. (2000). Ces auteurs ne mettent pas en évidence de corrélations entre l'échelle de Mf-f et d'autres échelles de masculinité-féminité, comme par exemple, l'ACL – Adjective Check List – de Gough et Heilburn (1983). De plus, ils montrent que l'échelle Mf-f présente une faible consistance interne et une faible validité concurrente et qu'elle conduit à des résultats contraires à ceux de la littérature internationale sur certains thèmes de recherche comme par exemple l'acculturation et le statut socio-économique chez les adolescents des deux sexes. Lindsay (1997) indique que les travaux sur la différence entre les sexes du point de vue de la masculinité-féminité à partir de l'échelle Mf-f du MMPI-2 sont très controversés en raison des faibles corrélations entre les items notamment.

Sélectionnons les femmes ayant Mf-f = 34 (moyenne observée dans l'échantillon : 33,51), nous constatons comme pour Hy et D un éparpillement des points les représentant dans le nuage et leur appartenance à des classes différentes (Cf. figure 8). Cette note (Mf-f = 34) a été obtenue avec des configurations individuelles de réponses différentes. Une bien curieuse façon d'interpréter les scores bas nous est proposée dans le manuel du MMPI-2 : pour Mf-f ≤ 40 (note T), parmi les différentes interprétations, les constructeurs proposent : a) attitude gênée, rétrécie, b) incapable de s'en sortir, c) dépendante, d) s'apitoie sur elle-même et se plaint (Hathaway, McKinley, 1996). Mais, un alinéa stipule que « ces descriptions s'appliquent essentiellement aux femmes ayant une éducation scolaire faible ou moyenne. Les femmes ayant fait

des études supérieures suivent plutôt la description suivante : capables, consciencieuses, énergiques, intelligentes, prévenantes, accommodantes, possédant de l'insight et sans préjugés » (Graham, 1987). Nul doute que la validité prédictive (Bouvard, Cottraux, 2000) d'une telle échelle est à revoir puisqu'il est impossible d'émettre un pronostic simplement à partir des résultats. Peterson et al. (1992) suggèrent de clarifier les items ambigus afin d'obtenir une cohérence interne satisfaisante, de revoir les interprétations cliniques proposées, notamment celles relatives aux types de scores obtenus.

Conclusion

A l'issue de cette étude sur quelques échelles cliniques du MMPI-2 (Hystérie, Dépression, Masculinité-Féminité) nous pouvons nous demander s'il ne faut pas s'interroger sur l'utilisation du MMPI-2 dans l'aide au diagnostic en psychopathologie. La question soulevée ici nous paraît fondamentale. En effet, les résultats présentés dans cet article, même s'ils sont partiels, suscitent un grand nombre d'interrogations, tant sur le plan théorique que méthodologique.

Hystérie, dépression, troubles de la personnalité, structures névrotiques, dont parlent Bergeret et ses collaborateurs (1999), sont des concepts multidimensionnels. « La symptomatologie et l'évolution de la névrose hystérique, par exemple, sont des plus protéiformes, empruntant à tous les registres de la pathologie, somatiques ou psychiques » (Besançon, 1998). Il est donc illusoire de s'acharner à construire à tout prix des échelles, qui doivent être forcément unidimensionnelles, pour repérer d'hypothétiques niveaux de pathologie. En supposant que l'homogénéité des items (critère communément admis d'unidimensionnalité) soit statistiquement contrôlée, l'échelle obtenue mesure alors un aspect tellement restreint de la pathologie dont elle est censée rendre compte, que son utilité tend vers zéro. C'est un peu comme si l'on essayait d'inférer le climat d'une région uniquement à partir d'un relevé de température à un instant donné. Nous sommes dans une situation dialectique : à savoir que, plus « l'unidimensionnalité d'une échelle est satisfaite », moins nous en apprenons avec cette dernière ; et s'il n'y a pas unidimensionnalité, l'échelle n'a pas de sens (au sens propre comme au sens figuré). Nous pouvons avancer le postulat suivant : si l'unidimensionnalité est vérifiée, le contenu informationnel de l'échelle

est quasi nul, d'où son inutilité. En fait, pour réaliser une échelle unidimensionnelle un seul item suffirait !

Des ACP (Analyses en Composantes Principales) avec rotation Varimax ont été réalisées en prenant comme variables les échelles de contenus du MMPI-2 (Hathaway, McKinley, 1996 ; Hathaway et al., 2000). Or, pour pouvoir appliquer ce type de traitement statistique, il est impératif de travailler sur des échelles d'intervalles (donc nécessairement unidimensionnelles). Nous observons que cette pratique, qui consiste à appliquer des techniques très sophistiquées d'analyse des données à des scores issus d'échelles ne les autorisant pas, tend à se généraliser. Certains vont même jusqu'à traiter directement en ACP avec rotation Varimax les scores aux items et interprètent ensuite les 6 premiers facteurs obtenus (Hellemans, Karnas, 1999). Nous l'avons plusieurs fois mentionné, d'un point de vue statistique il est tout à fait erroné de calculer une moyenne, et donc d'appliquer des ACP à des notes qui ne sont pas issues d'échelles d'intervalles. En effet, l'ACP exige le calcul d'un grand nombre de moyennes à partir de la base de données. Aucun statisticien ne peut accepter l'idée que les 5 ou 6 niveaux d'un item puissent constituer une échelle d'intervalles. D'autre part, il nous semble, que l'on oublie trop souvent que la variable psychologique ne doit pas être confondue avec l'ensemble des scores possibles sur une échelle, cette dernière n'étant qu'un indicateur ordinal de la première (Chang, 1996).

Il est urgent d'aborder ces questions pour éviter ces erreurs méthodologiques et promouvoir une investigation clinique et standardisée des troubles mentaux autrement que par l'utilisation d'échelles. En effet, l'unidimensionnalité n'apparaît que comme un « mythe méthodologique », étant donné la nature même de la réalité que l'on se propose d'analyser.

Références

1. Ben-Porath Y.S., McCully E., Almagor M. et al. (2000), *MMPI-2 content scales*. Minneapolis, MN, University of Minnesota Press.
2. Bergeret J. et coll. (1999), *Psychologie pathologique (théorique et clinique)*. Paris, Masson.
3. Besançon G. (1998), *Manuel de psychopathologie*. Paris, Dunod.

4. Bisson T. (1997), *Pratique et évolutions d'un test de personnalité (le MMPI)*. Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
5. Bouvard M., Cottraux J. (2000), *Protocoles et échelles d'évaluation en psychiatrie et en psychologie*. Paris, Masson.
6. Butcher J.N. (2000), Basic Sources on the MMPI-2. In S.R. Hathaway, J.C. McKinley, P.E. Meehl et al. (eds), *Construction of the original MMPI*. Minneapolis, MN, University of Minnesota Press, 1-100.
7. Chang C.H. (1996), Better methods for defining psychological variables: reconstructing the MMPI-2 clinical scales. *Dissertation Abstracts Inter-national: Section B: The Sciences & Engineering*, 56(12-B), 7088.
8. Coleman A.R., Norstrand J.A., Moberg et al. (1998), MMPI-2 characteristics of adults diagnosed with attention deficit disorder. *International Journal of Neuroscience*, 96(3-4), 161-175.
9. Craig R.J., Bivens A. (2000), Psychological needs associated with MMPI-2 scales in non clinical sample. *Journal of Personality Assessment*. 74(3), 439-446.
10. De Bonis M., Lebeaux M. O., Simon M. (1990), Psychopathologie quantitative des états dépressifs. Faut-il changer de modèle de mesure ? In A. Féline, P. Hardy, P., M. De Bonis (eds), *La dépression : études*, Paris, Masson, 269-284.
11. Ey H., Bernard P., Brisset C. (1978), *Manuel de psychiatrie*. Paris, Masson.
12. Féline A., Hardy P., De Bonis M. (1990), *La dépression : études*. Paris, Masson.
13. Graham J.R. (1987), *The MMPI: A practical guide*. (2nd ed.) New York, Oxford University Press.
14. Grange D., Lebart L. (1994), *Traitements statistiques des enquêtes*. Paris, Dunod.
15. Guelfi J.D., Gaillac V., Dardennes R. (1995), *Psychopathologie quantitative*. Paris, Masson.
16. Guelfi J.D., Simon M., Gillet I. (1995), MMPI et MMPI-2. In J.D. Guelfi, V. Gaillac, R. Dardennes (eds), *Psychopathologie quantitative*, Paris, Masson, 77-91.

17. Guelfi J.D. (1996), *D.S.M. IV. Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux*. Paris, Masson.
18. Gumbiner J., Flowers J. (1997), Sex differences on the MMPI-1 and MMPI-2. *Psychological Reports*, 81(2), 479-482.
19. Harris R.E., Lingo J.C. (1955), *Subscales for the MMPI: An aid to profile interpretation. Mimeographed materials*. Department of Psychiatry, University of California at San Francisco.
20. Hathaway S.R., McKinley J.C. (1996), *Inventaire Multiphasique de Personnalité du Minnesota-2*. Paris, ECPA.
21. Hathaway S.R., McKinley J.C., Meehl P.E. et al. (2000), *Construction of the original MMPI*. Minneapolis, MN, University of Minnesota Press.
22. Hellemans C., Karnas G. (1999), Epreuve de validation du modèle de Karasek auprès de travailleurs du secteur tertiaire. Relations du modèle avec les « tensions mentales ». *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 3^e trimestre, 49(3), 215-225.
23. Israel L. (1999), *L'hystérique, le sexe et le médecin*. Paris, Masson.
24. Kornrich J. M. (1995), An empirical test of Blatt's theoretical distinctions of the anaclitic and introjective psychopathology configurations. *Dissertation Abstracts International: Section B: The sciences & Engineering*, 55(11-B), 5075.
25. Laveault D., Grégoire J. (1997), *Introduction aux théories des tests en sciences humaines*. Paris, Bruxelles, De Boeck Université
26. Lebart L., Morineau A., Piron M. (1995), *Statistique exploratoire multidimensionnelle*. Paris, Dunod.
27. Lempérière T., Féline A., Gutmann A. et al. (1998), *Psychiatrie de l'adulte*. Paris, Masson.
28. Leroux B., Rouanet H. (1979), L'analyse statistique des protocoles unidimensionnels, analyse en composantes principales. *Publ. Inst. Stat*, XXIV, 1-2, 47-74.
29. Leroux B., Rouanet H. (1984), L'analyse multidimensionnelle des données structurées. *Math. Sci. Hum.*, 85, 5-18.
30. Lindsay K.A. (1997), Gender bias in self-report personality disorder inventories: Item analyses of the MCMI-III, MMPI-2 and PDQ-4 in

a clinical population. *Dissertation Abstracts International: Section B: The sciences & Engineering*, 57(11-B), 7230.

31. Martin E.H. (1993), Masculinity-femininity and the Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2. Gender, gender role and drawing skill. *Dissertation Abstracts International*, 54 (4-B), 2262.
32. Mendoza-Newman M.C., Greene R.L., Velasquez R.J. (2000), Acculturation, socioeconomic status, and the MMPI-A performance of Hispanic Adolescents. *Report: Research*, Paper presented at the Annual Conference of the American Psychological Association, Washington, DC, August 4-8.
33. Péliissier J. (1991), *Utilisation des statistiques en psychologie*, (tome 3), UFR de Psychologie, Université de Toulouse II, 1991.
34. Peterson C.D., Dahlstrom W.G. (1992), The derivation of gender-role scales GM and GF for MMPI-2 and their relationship to scale 5 (Mf). *Journal of Personality Assessment*, 59(3), 486-499.
35. Pull C.B., Guelfi J.D. (1995), L'opérationnalisation du diagnostic psychiatrique. Intérêts et limites. In J.D. Guelfi, V. Gaillac, R. Dardennes (eds), *Psychopathologie quantitative*, Paris, Masson, 1-8.
36. Rouanet H., Leroux B. (1993), *Analyse des Données Multidimensionnelles*. Paris, Dunod.
37. Rude N., Retel O. (2000), *Statistique en psychologie*. Paris, In Press Editions.
38. Strassberg D.S., Russel S.W. (2000), MMPI-2 content scale validity within a sample of chronic pain patients. *Journal of Psychopathology & Behavioral Assessment*. 22(1), 47-60.
39. Van Epp J.C. (1997), An estimate of equivalency between MMPI and MMPI-2 and the differential discriminative effectiveness of the clinical and content scales in predicting presenting concerns in ministerial clinical population. *Dissertation Abstracts International: Section B: The sciences & Engineering*, 57(8-B), 5348.

Recherche réalisée sans intérêts partagés.