

J.-P. BENZÉCRI

Notes de lecture : pratique de la validation des échelles en psychopharmacologie

Les cahiers de l'analyse des données, tome 17, n° 1 (1992), p. 87-96

http://www.numdam.org/item?id=CAD_1992__17_1_87_0

© Les cahiers de l'analyse des données, Dunod, 1992, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Les cahiers de l'analyse des données » implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques

<http://www.numdam.org/>

NOTES DE LECTURE: PRATIQUE DE LA VALIDATION DES ÉCHELLES EN PSYCHOPHARMACOLOGIE

[NOTE VALID. PSY.]

J.-P. BENZÉCRI

Dans [VALID. PSY.], nous avons rendu compte de notre expérience de l'analyse des échelles, traitées comme des groupes d'items dont il convient de découvrir la structure globale, en s'aidant de codages appropriés. Ici, d'après une bibliographie aimablement communiquée par le Dr. Marc BOSC, nous critiquons, du point de vue de l'analyse des données, la méthodologie à laquelle les psychiatres ont communément recours.

1 Hypothèses statistiques et méthodes paramétriques

M. HAMILTON est un Maître de la psychiatrie contemporaine qui a donné son nom à une échelle d'anxiété et à une échelle de dépression des plus utilisées (cf. *infra*, §2). Sous le titre "Us et abus des échelles d'évaluation et des statistiques en psychopharmacologie" (1983), le Professeur de Leeds prône les essais contrôlés et affirme que "les échelles d'évaluation - qui ont aussi d'autres applications - sont particulièrement utiles pour apprécier les traitements". Mais il déplore que, souvent, "l'analyse statistique soit incorrecte ou inappropriée".

Selon M. H., (p. 157), on applique communément des échelles non validées; on oublie que "pour qu'il soit légitime d'additionner les notes d'items d'une échelle en une note totale, il faut avoir démontré que les notes d'items sont positivement corrélées entre elles". Et, (p. 159), M. H. signale encore comme une erreur fréquente le fait de "soumettre à l'analyse, sans les avoir transformées, les données provenant d'une distribution biaisée, ce dont témoigne un écart-type proche de la moyenne".

Puis, (p.160), aux "statisticiens orthodoxes" que préoccupe "l'application de tests paramétriques à des notes ordinales, comme celles des échelles d'évaluation", M. H. concède d'abord que: "En toute rigueur, ces notes devraient être analysées exclusivement à l'aide de tests non paramétriques ou être normalisées [avant d'appliquer] une technique non paramétrique." Mais c'est pour affirmer aussitôt qu'entre méthodes paramétriques et non paramétriques "la différence de résultat est très minime. La raison [étant] que la majorité des notes traitées dans les essais...

sont des notes totales obtenues par sommation de nombreuses notes d'item. [Or], plus une échelle possède d'items, plus la distribution des notes totales se rapproche d'une loi normale..." M. H. n'en conclut pas moins "qu'il est toujours souhaitable d'examiner les données avant de les soumettre à une analyse statistique, afin de vérifier si elles sont conformes aux hypothèses statistiques requises."

Quelque respect que nous inspire l'œuvre de Hamilton, nous ne nous abstiendrons pas de critiquer ses conceptions statistiques.

Dans le domaine complexe de la psychiatrie, tout problème est multidimensionnel. Pour qu'on puisse appliquer une méthode paramétrique fondée sur le modèle normal, il ne suffit pas que chacune des variables qu'on a construites ait une distribution normale, il faut encore que soit normale la loi conjointe de l'ensemble des variables considérées. Or, même avec deux variables seulement, il est exceptionnel que cette condition soit vérifiée. Et, tandis qu'on peut toujours transformer une variable unique de telle sorte que la distribution se conforme au modèle normal, pareille normalisation est généralement impossible avec plusieurs variables. Il nous suffira de rappeler qu'étant donnée une loi à 2 dimensions, dont la densité est $f(x_1, x_2)$, il existe un couple de transformations, (bien déterminé à un changement linéaire près), $\{z_1 = Z_1(x_1), z_2 = Z_2(x_2)\}$, tel que les variables z_1 et z_2 soient chacune distribuée normalement; la loi conjointe, qui en résulte pour (z_1, z_2) est ainsi, elle-même, bien déterminée; et de ce que ses lois marginales sont normales, on ne peut aucunement déduire qu'elle le soit.

Nous savons qu'on répondra à notre critique qu'un essai thérapeutique peut prendre en compte des informations variées, apportées par les multiples items, tout en ne traitant directement qu'une seule variable la "note globale": ainsi le modèle normal serait concilié avec la multidimensionnalité du problème psychiatrique. Mais cette réponse ne nous satisfait pas: car, d'une part, ainsi que le rappelle Hamilton (p. 160), on calcule souvent une "différence entre note avant traitement et note après traitement comme mesure de l'amélioration"; et Hamilton ne considère pas cette méthode comme incorrecte (même si il préfère "utiliser la note en fin d'essai, la note initiale étant prise en compte afin de déterminer si les deux groupes thérapeutiques [e.g. traités et témoins] partent d'un même niveau de base"); or, un tel calcul de différence pose le problème de la normalité de la loi conjointe de deux mesures successives de la "note totale". Et, d'autre part, les psychiatres cherchent légitimement à reconnaître, au sein d'une note globale, plusieurs composantes: e.g. l'une psychique, l'autre somatique; ce qui ramène au modèle multidimensionnel.

Sur ce dernier point, nous répéterons que Hamilton a dit "[qu'] il faut avoir démontré que les notes d'items sont positivement corrélées entre elles"; ce qui nous invite à considérer, du point de vue de l'analyse des données, la structure d'un ensemble d'items.

2 Analyse factorielle et groupements d'items

2.1 Études de l'échelle d'anxiété de HAMILTON

S'appuyant sur l'étude attentive d'assez amples données, D.P. BOBON et J. LECOMTE (1981) publient une "Proposition de regroupement des manifestations somatiques de l'anxiété mesurées par l'échelle de Hamilton".

Les auteurs rappellent d'abord que "L'échelle d'anxiété de Max Hamilton, ou Hamilton Anxiety Scale, (HAMA), reste, depuis sa publication en 1959, l'échelle d'évaluation des symptômes psychopathologiques actuels de l'anxiété la plus utilisée." L'échelle compte 14 items généraux, qui sont eux-mêmes calculés chacun en additionnant les notes (de 0 à 4) afférentes à un groupe d'items élémentaires; dont le nombre est de 5 à 7 pour la majorité des items généraux, mais peut n'être que 2 (pour l'item: "Fonctions intellectuelles"), ou dépasser 20 (pour l'item: "Comportement lors de l'entretien"). Voici, par exemple, la composition de l'item général 8.

8 SYMPTÔMES SOMATIQUES GÉNÉRAUX (sensoriels)

| | | |
|-----------------------|---------------------------------|---------------------------|
| Tintements d'oreilles | Bouffées de chaleur ou de froid | Sensations de picotements |
| Vision brouillée | Sensations de faiblesse | |

"Une analyse factorielle suivie de rotation orthogonale met en évidence deux facteurs conformes à la dichotomie clinique classique entre anxiété psychique (items 1 à 6; et 14) et anxiété somatique (items 7 à 13)."

Arrêtons-nous à cette analyse en composantes principales qui remonte à la publication princeps de HAMILTON. Faut-il comprendre que les 14 items généraux sont assimilés à des variables normales? Cela semble improbable, alors que l'un des items généraux ne comporte que deux items élémentaires. Il est, *a fortiori*, exclu que soit normale la distribution conjointe des 14 items. Nous ne refusons pas, quant à nous, qu'on effectue une analyse sans postuler de modèle pour les données: nous jugeons, au contraire, que l'analyse factorielle, comme la classification automatique, servent premièrement à conférer à d'abondantes données numériques, qu'on ne saurait examiner telles quelles, une forme qui révèle une structure claire et suggère des hypothèses; qu'on pourra, en cas de doute, vérifier; d'une part, au moyen de simulations statistiques simples; d'autre part, et surtout, en recueillant des données complémentaires. Tel est notre point de vue... mais non celui des "statisticiens orthodoxes" aux objections desquels HAMILTON estimait devoir répondre!

BOBON et LECOMTE citent ensuite les travaux de R. von FRENCKELL. Dans une première étude (1978), cet auteur analyse séparément (suivant la méthode MDSCAL de KRUSKAL; laquelle ne se réfère pas à un modèle, mais suppose seulement que l'on traite des variables ordinales) les protocoles HAMA de 267 femmes et de 144 hommes (étudiés par P. PICHOT). Il retient de MDSCAL 4 dimensions; fait une analyse en clusters; conclut que le sexe n'a pas d'incidence sur les deux facteurs reconnus par HAMILTON; à ceci près qu'on doit mettre à part

les items généraux {3, 11, 12}: car, (d'après B. et L.): "Ces items n'ont pas seulement une appartenance factorielle différente suivant le sexe; leur distance d'amalgamation est grande dans les deux sexes, ce qui confirme leur instabilité factorielle".

La dissection ne manque pas de finesse: sans doute est-elle juste. Mais le lecteur des *CAD*, s'étonnera avec nous de voir assimiler, plus ou moins systématiquement, 'facteur' avec classe ou 'cluster' d'items; alors que l'analyse des correspondances, tout en montrant, souvent, dans l'espace engendré par les premiers axes factoriels, une structure de classes, suggère, ordinairement, des nuances, quand on assimile un facteur à une classe, ou plutôt, à l'opposition entre deux classes; car l'introduction de plusieurs modalités (e.g. 3) pour chaque item permet d'étiqueter séparément les deux pôles d'un axe. Ici, il nous plairait d'analyser ensemble les 267+144 protocoles; de considérer simultanément le nuage des modalités et celui des individus afin de découvrir un éventuel facteur lié au sexe (autre que celui que peuvent créer les références anatomiques à éliminer); de construire, indépendamment, sans nous restreindre à l'espace engendré par 4 axes, des CAH des modalités et des individus; pour projeter ensuite les centres des classes des deux hiérarchies dans l'espace engendré par les axes premiers factoriels qu'on aurait pu interpréter.

Dans une seconde étude (1979, 1980), R. von FRENCKELL reprend les 267 protocoles des sujets de sexe féminin; il reparamétrise chacun des items d'après sa distribution sur l'échantillon considéré; et effectue une analyse en composantes principales. La conclusion est que, selon le critère de KAISER, il y a trois facteurs significatifs; dont le 3-ème comprend les items {3, 11, 12}; les facteurs 1 et 2 étant à peu près conservés: avec {1, 2, 4, 5, 6, 14} dans F1 et {7, 8, 9, 10, 13} dans F2; mais aussi des saturations notables de 3 sur F1 et 14 sur F2.

À ce propos, BOBON et LECOMTE notent que "l'item 3 (Peurs) relève plus de phobies durables que d'une anxiété réversible sous anxiolytique. [Tandis qu'à propos des] items 11 (Symptômes gastro intestinaux) et 12 (symptômes génito-urinaires) [ils déplorent] l'incohérence de l'HAMA dans le regroupement des symptômes périphériques de l'anxiété ... ; [et proposent] un regroupement des symptômes ... qui ne confonde pas le comportement de l'organe effecteur avec les commandes nerveuses qui en sont responsables".

- 8 SYMPTÔMES SENSORIELS
- 9 SYMPTÔMES D'EXCITATION ORTHOSYMPATHIQUE
- 10 SYMPTÔMES D'INHIBITION ORTHOSYMPATHIQUE
- 11 SYMPTÔMES D'EXCITATION PARASYMPATHIQUE
- 12 SYMPTÔMES D'INHIBITION PARASYMPATHIQUE
- 13 TROUBLES MENSTRUELS

Pour cela, B. et L. remanient les items généraux 7 à 13: ils en redistribuent les items élémentaires en de nouveaux items généraux, d'après le "déterminisme physiologique"; comme l'indiquent les nouveaux intitulés.

Il ne nous appartient pas d'apprécier le "cadre physiopathologique" adopté par B. et L.; mais, nous rappellerons que l'analyse des données est à même de traiter l'ensemble des modalités des items élémentaires (une centaine d'items, dans HAMA); et d'en proposer, d'après les réponses des sujets, une classification; dont on verra, *a posteriori*, si elle s'interprète plutôt en terme d'organes effecteurs (selon la conception originale de HAMILTON: e.g. 8: Syptômes cardio-vasculaires, 11: Symptômes gastro-intestinaux...) ou en terme de déterminisme physiologique (selon B. et L.).

Mais, quels que soient les items généraux soumis au psychiatre qui remplit le questionnaire, il ne fait pas de doute pour nous qu'une présentation ordonnée des items élémentaires influencera nécessairement la quotation en créant des corrélations fictives suggérées par le système – anatomique ou physiologique – qui aura présidé à la création des items généraux. De ce point de vue, on souhaiterait que le questionnaire se présentât comme une simple liste d'items élémentaires disposés au hasard.

2.2 Structure factorielle de l'échelle de dépression de HAMILTON

Tel est le titre d'un travail que les *Annales Médico-Psychologiques* publient sous la signature de quatre auteurs, dont le dernier nommé jouit d'une autorité particulière: J.-F. DREYFUS, J. D. GUEIFI, S. RUSCHEL et P. PICHOT. Nous ne croyons pouvoir mieux faire que de reproduire, avant tout commentaire, le résumé de l'article:

"Une analyse factorielle (composantes principales suivies de rotation Varimax) a été conduite sur un échantillon de 85 cotations de l'échelle de dépression de Hamilton de patients hospitalisés pour un état dépressif majeur en 1978 et 1980.

En utilisant des techniques d'analyse statistique qui ne laissent pas place à l'appréciation, on obtient 4 facteurs. Ces 4 facteurs ne recoupent ni ceux trouvés sur un échantillon similaire en utilisant les mêmes techniques d'analyse ni ceux trouvés par d'autres auteurs.

Il ne semble donc pas qu'on ait le droit de parler d'une structure factorielle de cette échelle."

Il apparaît que, comme R. von FRENCKELL, cité au §2.1, les auteurs du présent travail visent à obtenir des *facteurs* dont chacun s'identifie avec une *classe* d'items. Or, l'analyse factorielle en composantes principales, (i.e. la diagonalisation des corrélations entre variables), ne fournit pas de facteurs susceptibles d'une telle interprétation: les auteurs effectuent donc une rotation des facteurs (autrement dit: un changement d'axes dans l'espace engendré par les 4 axes retenus comme étant significatifs), le critère "Varimax" visant, en bref, à ce que chacune des variables ne soit fortement corrélée qu'avec un seul des nouveaux axes; ce qui, réciproquement, sert à identifier chaque facteur avec la classe des variables qui ont avec lui leur corrélation maxima; d'où, (sous

réserve de cas douteux, dont on voit un exemple ci-après), une partition de l'ensemble des variables en autant de classes qu'il y a de facteurs.

Dans la mesure où leur démarche est jalonnée de décisions fondées sur des critères numériques, les auteurs ont quelque raison de parler de "techniques d'analyse statistique qui ne laissent pas place à l'appréciation". Mais, d'une part, l'idéal que vise le critère "Varimax" n'est atteint qu'approximativement: les auteurs notent eux-mêmes qu'au 1-er facteur, qu'ils interprètent comme "dépression générale ... se surajoute l'anxiété psychique (mais avec une saturation faible)...". En effet, la variable "Anxiété somatique" a, avec le 1-er facteur, une corrélation de .34; tandis que la corrélation de cette même variable avec le 3-ème facteur (étiqueté "anxiété"), est de .43: ce qui pose la question de l'affectation des variables à un ou plusieurs facteurs, selon le seuil choisi... [Il faut ici rappeler qu'une corrélation de .34, ou même de .43, est peu de chose; car c'est en terme de \cos^2 qu'il convient de mesurer la liaison entre un vecteur et un axe; comme le permet la colonne 'COR' d'un listage d'analyse des correspondances; or $(.34)^2=.116$; $(.43)^2=.185$].

D'autre part, le but de la méthode statistique n'est pas de conduire l'utilisateur des données au résultat, sans retour possible, mais au contraire de l'aider à acquérir une vue d'ensemble qui "laisse place à l'appréciation"; alors qu'un tableau de nombres, pris tel quel, n'offre matière à aucun discours motivé. Nous savons que, si les variables forment un continuum, aucune méthode statistique ne peut imposer valablement une partition des variables en classes; mais, d'une part, la classification ascendante hiérarchique, propose un système emboîté de classes, et non une partition unique; et, d'autre part, sur les cartes planes issues de l'analyse des correspondances, on peut apprécier ce qu'a d'arbitraire le partage entre des classes contiguës.

Reste la conclusion des auteurs. Pour eux, compte tenu de ce que, même dans trois analyses françaises qui "portent sur des populations de définition très proches et utilisent une technique très similaire", on constate, entre les structures factorielles proposées, "de très importantes différences", il faut dire que:

"Si l'échelle de Hamilton conserve un intérêt pour l'évaluation de la dépression, ce ne peut être que pour en mesurer l'intensité globale, [à condition que] l'on démontre que la fidélité interjuge de ce score global est suffisante."

Et d'appeler de leurs vœux "une échelle de dépression qui permettrait de mieux cerner les différents profils de ce trouble et l'impact des diverses thérapeutiques".

Nous prenons acte de ce que les auteurs n'estiment pas avoir ce qu'ils désirent: une mesure de la dépression qui soit stable et se décompose suivant plusieurs axes stables. Pour nous, (cf. [VALID. PSY.], §5.3), notes globales ou coordonnées sur les axes factoriels ne peuvent être acceptées au même titre

que des mesures de grandeur physique: il convient de garder en main l'ensemble du dossier des analyses effectuées sur des populations particulières. Mais, à cette condition, nous croyons que l'analyse de cotations, recueillies sur une base telle que celle offerte par HAMILTON, devrait déjà permettre "de mieux cerner les différents profils de [la dépression] et l'impact des diverses thérapeutiques". Donc contribuer, à la fois, au progrès de la nosologie et de la thérapeutique.

3 Genèse d'une échelle: l'échelle ECA d'Évaluation des Comportements Autistiques

Un livre de parution toute récente (C. BARTHÉLÉMY, G. LELORD, 1991) a le mérite d'offrir, après une intéressante revue des principaux instruments disponibles, particulièrement en langue française, pour l'évaluation clinique de divers syndromes en psychiatrie de l'enfant, le compte rendu détaillé de la construction d'une échelle que les auteurs eux-mêmes ont mise au point.

De l'exposé d'introduction, nous avons retenu que l'autisme est un trouble psychique profond, apparaissant au cours de la première enfance (avant 30 mois), dont le trait de base est l'isolement, avec perte souvent totale du langage, sans que le potentiel cognitif soit nécessairement des plus mauvais.

De 1975 à 1985, sont mentionnées six versions de l'échelle ECA: "Au terme d'étapes successives, incluant éclaircissements, simplifications, vérifications, les 20 items qui constituent la version la plus récente ... ont été dégagés". Sans se déclarer pleinement satisfaits, les auteurs disent seulement, avec modestie, qu'"il a bien fallu ... au bout de dix ans, se décider à clore [la] période de construction"

Sur la feuille de cotation, les 20 items se succèdent sans interruption, chacun d'eux occupant une ligne; avec, à droite, cinq colonnes, numérotées de 0 à 4, prévues pour marquer, d'une croix, une note qui s'interprète en terme de fréquence: de 'jamais' à 'toujours'. Sur le glossaire, dont disposent les infirmiers et infirmières entraînés pour la cotation hebdomadaire des enfants, les 20 items sont rangés sous 7 titres, puis expliqués. Nous reproduisons le premier alinéa, qui, en 4 items, propose comme une première définition de l'autisme:

1 – RETRAIT AUTISTIQUE

- 1) Recherche l'isolement
- 2) Ignore les autres
- 3) Intégration sociale insuffisante
- 4) Regard inadéquat

Pour expliquer l'item 4, le glossaire donne 3 groupes d'attitudes typiques:

Ne regarde pas dans les yeux, se bouche les yeux, fuit le regard.
 Détourne le regard ou le visage à l'appel et au regard de l'autre.
 Regard vide ou sans vie, fuyatif, transparent. Poursuite oculaire intermittente. Regard périphérique.

Parmi les autres items, nous nous bornerons à citer le n° 12 "Agitation, turbulence"; avec, de ce dernier terme, l'interprétation délicate que donne le glossaire:

Turbulence: enfant porté à faire du bruit, du trouble. On peut considérer la turbulence comme normale, mais pathologique lorsqu'elle est exagérée. Elle est alors cotée [i.e. notée au dessus de 0]. Exemple: grimpe partout. Saute d'une chaise à l'autre. Touche à tout. Change beaucoup d'activité. Étalage des objets ou des jouets. Peut aussi être bruyant et rechercher le bruit. Enfant «tornado».

On conçoit que les items ne prennent un sens parfaitement défini qu'au sein d'une équipe bien intégrée, telle que celle du service du Professeur LELORD, au CHU de Tours; les enregistrements magnétoscopiques étant d'un grand secours pour harmoniser les cotations.

Afin d'apprécier par la statistique la validité de l'échelle ECA, les auteurs ont rassemblé de très nombreuses cotations effectuées sur 163 enfants, dont 90 sont autistiques et 73 ont un retard mental sans autisme. Ils donnent (p. 75), sur des histogrammes, la distribution de plusieurs variables cliniques: Quotient Intellectuel; niveau du langage {absent, perturbé, normal}; intensité du syndrome autistique, notée, par un expert de 0 à 5 ...

Les résultats d'une analyse en composantes principales sont présentés (p. 77), avec le nuage des 20 items dans le plan des axes (1, 2). D'après cette présentation nuancée, les auteurs se gardent d'imposer une 'structure factorielle' tranchée; i.e. (cf. *supra*, §2) une partition des items. Ils notent, sur le 1-er axe, 9 items "très caractéristiques de l'autisme"; et, sur le 2-ème axe, (i.e. fortement corrélés avec cet axe; et sans corrélation notable avec le 1-er), 5 items où domine l'agressivité; interprétation, selon nous, confirmée par le fait que l'item 5, "Ne s'efforce pas de communiquer par la voix et la parole", est corrélé négativement au 2-ème axe.

Au premier rang des utilisations en pratique clinique, est citée l'étude du profil comportemental individuel et de son évolution. Ici, la présentation statistique est difficile à saisir: une suite de courbes (p. 79) donnant, pour un seul enfant, la variation temporelle des variables, prises une à une, ne suffit pas. L'analyse des correspondances serait autrement suggestive, avec la représentation simultanée des modalités des items et de la suite des profils de cotation instantanés de plusieurs enfants; voire de moyennes calculées sur diverses classes de cotations.

Les auteurs eux-mêmes écrivent (p. 108):

"Les résultats de l'évaluation statistique exprimés en chiffres sous forme de courbes risqueraient, s'ils n'étaient replacés dans le contexte pluridimensionnel de l'observation clinique et psychologique, de ne restituer qu'une image grossière et partielle de l'enfant."

Mais sans doute est-ce faute d'avoir disposé d'une méthode multi-dimensionnelle adéquate qu'ils font, sur les potentialités de leur remarquable outil, des réserves auxquelles nous ne souscrivions pas pleinement. Selon eux,

“Ce matériel codifié, quantifié, est aisément communicable et se prête à l'exploitation systématique et au traitement informatique. Mais on peut lui reprocher d'interposer la mesure entre l'enfant et l'observateur”.

Assurément, la meilleure synthèse statistique ne vaut que par référence à la vision du clinicien. Mais les nombres, une fois mis en ordre, bien loin de lui faire écran, donnent à cette vision une acuité inappréciable.

4 Conclusions et perspectives

Le modèle de la distribution normale multidimensionnelle ne convient pas aux données recueillies en psychiatrie; et il n'y a pas lieu de fonder sur un tel modèle des épreuves de validité.

La note totale calculée sur une cotation ne peut être acceptée telle quelle comme mesure de la variable latente dont l'échelle porte le nom. On doit prêter attention à la structure de l'ensemble des items. Pour plus cohérente que soit l'échelle, cette structure est complexe; il ne suffit pas de répartir les items en un petit nombre de classes, identifiées avec des facteurs, ou composantes de la variable de base étudiée; mais il faut, pour plus de justesse et plus de nuances, conjuguer représentations géométriques continues et hiérarchies de classes.

Ainsi que le rappelle le Pr. DUCHÉ dans sa préface au livre de C. BARTHÉLÉMY et G. LELORD, “la première de toutes les échelles d'évaluation a été créée en France par BINET et SIMON ... en 1905”, donc bien avant l'avènement des ordinateurs; quand, au milieu du XX-ème siècle, Marc HAMILTON entreprend ses recherches, les moyens de calcul sont peu répandus, et la statistique appliquée reste dominée par des techniques créées avant le calcul électronique. De tout autres méthodes sont aujourd'hui bien au point.

Bien que l'objectif ultime soit d'atteindre une nosologie universelle, il ne convient pas de se faire illusion: BARTHÉLÉMY et LELORD, soulignent à juste titre que l'élaboration d'une échelle ne se peut faire “que grâce à la disponibilité et à la cohésion d'une équipe pendant plusieurs années”; les patients eux-mêmes sont pris dans ce chantier... On ne peut parler valablement d'une échelle, indépendamment d'un corpus. C'est pourquoi il faut représenter simultanément les modalités et les sujets: ce que fait parfaitement l'analyse des correspondances dont les principes servent aussi à interpréter des classifications.

Ainsi, on saura intégrer les descriptions synchroniques dans une trajectoire clinique; d'une juxtaposition de photographies (cf. B. et L., p. 106) faire une cinématographie; et donner aux techniques descriptives une rigueur apte à suggérer, puis à confirmer, une explication.

Références bibliographiques

- C. BARTHÉLÉMY, G. LELORD: *Les échelles d'évaluation clinique en psychiatrie de l'enfant*; Expansion Scientifique Française, Paris; (1991).
- D.P. BOBON, J. LECOMTE: "Proposition de regroupement des manifestations somatiques de l'anxiété mesurées par l'échelle de Hamilton"; *Les feuillets psychiatriques de Liège*; Vol. 14, n°4, pp. 469-476; (1981).
- J.-F. DREYFUS, J. D. GUELFY, S. RUSCHEL et P. PICHOT: "Structure factorielle de l'échelle de dépression de Hamilton"; *Annales Médico-Psychologiques*; Vol. 139, n°4, pp. 446-453; (1981).
- D. J. DUCHÉ: *Préface* au livre cité de C. BARTHÉLÉMY, G. LELORD; (1991).
- R. von FRENCKELL: *Applications originales de méthodes statistiques récentes à la psychologie quantitative*; Liège, clinique psychiatrique universitaire; (1978).
- R. von FRENCKELL: *Première application de la méthode de reparamétrisation "Prinqual" en psychopathologie quantitative*; Thèse; Liège, clinique psychiatrique universitaire; (1979).
- R. von FRENCKELL: "Reparamétrisation et analyse de l'échelle d'anxiété de M. Hamilton"; *Psychologie médicale*; Vol. 12, pp. 2769-2772; (1980).
- M. HAMILTON: "The assessment of anxiety states by rating"; *British Journal of medical Psychology*; Vol. 32, pp. 50-55; (1959).
- M. HAMILTON: "Development of a rating scale for primary depressive illness"; *British Journal of the Society of Clinical Psychology*; Vol 6, pp. 278-296; (1976).
- M. HAMILTON: "Us et abus des échelles d'évaluation et des statistiques en psychopharmacologie"; *Acta psychiatrica belgica*; Vol. 83, pp. 155-162; (1983).