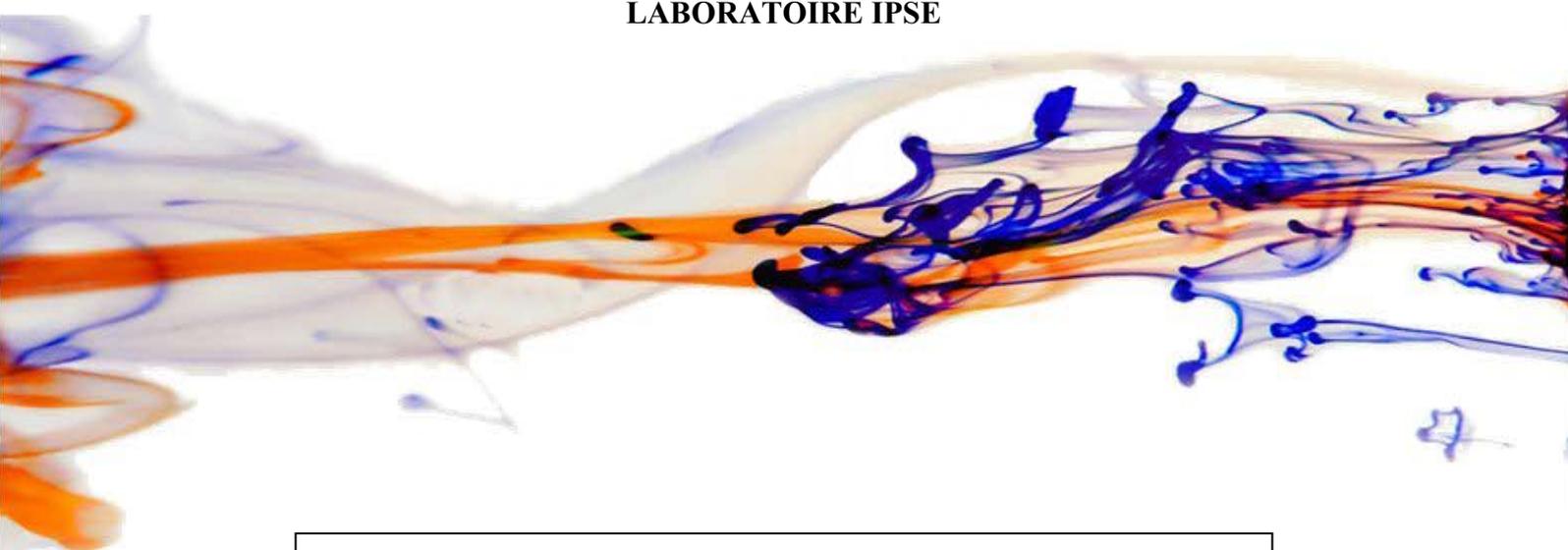


Approche Psychométrique du test de Rorschach

SOUS LA DIRECTION DU PROFESSEUR ANNE ANDRONIKOF

LABORATOIRE IPSE



THESE DE DOCTORAT

Présentée et soutenue publiquement en novembre 2014 par

M. Patrick Fontan

pour l'obtention du grade de

DOCTEUR EN PSYCHOLOGIE

SOMMAIRE

| | |
|-------------|---|
| RESUME..... | 5 |
|-------------|---|

Première Partie

| | |
|--|-----------|
| 1) INTRODUCTION : DE L'INTERPRETATION DES TESTS PSYCHOLOGIQUES..... | 7 |
| 1.1) LIMITES DE L'APPROCHE CLINIQUE | 10 |
| 1.2) LIMITES DE L'APPROCHE PSYCHOMETRIQUE | 13 |
| 1.3) CONCLUSION : APPROCHES CLINIQUE ET PSYCHOMETRIQUE DANS LES SYSTEMES D'INTERPRETATION DU RORSCHACH | 19 |
| 2) PRINCIPAUX SYSTEMES D'INTERPRETATION DU RORSCHACH..... | 22 |
| 2.1) RORSCHACH EN SYSTEME INTEGRE | 22 |
| 2.2) RORSCHACH PERFORMANCE ASSESSMENT SYSTEM..... | 32 |
| 2.2.1) Rorschach et Evidence-Base..... | 32 |
| 2.2.2) Interprétation et valeurs-seuils (cut-off problem)..... | 36 |
| 2.2.3) Problème du Nombre de réponses..... | 37 |
| 2.3) CONCLUSION: LE R-PAS NE RESOUD PAS LES PROBLEMES PSYCHOMETRIQUES DU SYSTEME INTEGRE..... | 39 |
| 3) RORSCHACH ET PSYCHOMETRIE | 41 |
| 3.1) LES ECHELLES DE MESURE DU RORSCHACH | 42 |
| 3.1.1) Théorie des échelles de mesure de Stevens..... | 42 |
| 3.1.2) Les échelles de mesure du Rorschach..... | 45 |
| 3.1.3) Conclusion sur la nature ordinale des scores du Rorschach..... | 55 |
| 3.2) PROBLEME DU NOMBRE DE REPONSES..... | 57 |
| 3.2.1) Existence du Problème du nombre de réponses..... | 57 |
| 3.2.2) Nombre de réponses et causalité..... | 58 |
| 3.2.3) Contrôle du nombre de réponses | 59 |
| 3.3) RORCHACH ET ANALYSE DE LA PUISSANCE STATISTIQUE | 63 |
| 3.3.1) Le problème des designs expérimentaux | 63 |
| 3.3.2) Analyse de la puissance statistique..... | 65 |
| 3.3.3) Exemple d'analyse de la puissance statistique dans une étude avec le Rorschach..... | 66 |
| 3.4) RORSCHACH ET ANALYSE MULTIVARIEE | 71 |
| 3.4.1) Revue de la littérature de Murstein | 71 |
| 3.4.2) Analyses Multivariées du Rorschach suite à la revue de Murstein..... | 74 |
| 3.4.3) Conclusion sur l'analyse multivariée du Rorschach..... | 80 |
| CONCLUSION SUR LA PSYCHOMETRIE DU RORSCHACH ET OBJECTIFS | 84 |

Deuxième Partie

| | |
|---|-----------|
| 1) DIMENSIONALITE, REECHANTILLONNAGE ET ANALYSE PARALLELE: LA TECHNIQUE BAPPA..... | 88 |
| 1.1) DEFINITION DE L'ANALYSE PARALLELE | 88 |
| 1.2) LA QUESTION DE LA DIMENSIONALITE DES DONNEES..... | 88 |
| 1.3) LIMITES DE L'ANALYSE PARALLELE | 92 |

| | |
|---|------------|
| | 3 |
| 1.4) ANALYSE PARALLELE ET REECHANTILLONAGE..... | 94 |
| 1.5) LA TECHNIQUE BAPPA | 97 |
| 2) CHESSSS..... | 101 |
| 2.1) PRESENTATION DE CHESSSS..... | 101 |
| 2.2) FONCTIONS BASIQUES DE CHESSSS | 102 |
| 2.2.1) <i>Encodage des réponses (saisie des cotations)</i> | 102 |
| 2.2.2) <i>Standardisation multi-lingue des tables de qualités formelles</i> | 103 |
| 2.2.3) <i>Résumé Formel et aide à l'interprétation</i> | 106 |
| 2.3) FONCTIONS AVANCEES DE CHESSSS | 111 |
| 2.3.1) <i>Echelles Supplémentaires</i> | 111 |
| 2.3.2) <i>Fiabilité et Accord Interjuge</i> | 112 |
| 2.3.3) <i>Construction de Bases de données</i> | 113 |
| 2.4) RECEPTION: | 114 |
| 3) REVISION DU LOGICIEL SAMUEL..... | 118 |
| 3.1) ETUDE DE SAMUEL | 118 |
| 3.1.1) <i>Présentation</i> | 118 |
| 3.1.1) <i>Définitions des stratégies</i> | 120 |
| 3.1.2) <i>Critiques</i> | 121 |
| 3.2) REVISIONS PROPOSEES | 122 |
| 3.2.1) <i>Temps de latences</i> :..... | 123 |
| 3.2.2) <i>Que mesure Samuel ?</i> | 124 |
| 3.2.3) <i>Méthodes de résolution des items</i> | 127 |
| 3.2.4) <i>Stratégies de résolution de problème</i> | 129 |

Troisième Partie

| | |
|---|------------|
| 1) LES DIMENSIONS DU RORSCHACH : ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES DU SYSTEME INTEGRE..... | 133 |
| 1.1) INTRODUCTION..... | 133 |
| 1.2) METHODES..... | 140 |
| 1.3) RESULTATS | 154 |
| 1.4) DISCUSSION | 178 |
| 2) DIFFERENCES CULTURELLES DANS LES ECHANTILLONS NORMATIFS DU RORSCHACH EN SYSTEME INTEGRE | 182 |
| 2.1) INTRODUCTION..... | 182 |
| 2.2) METHODES..... | 185 |
| 2.3) RESULTATS | 186 |
| 2.4) DISCUSSION | 191 |
| 3) TYPE DE RESONANCE INTIME ET STRATEGIES DE RESOLUTION DE PROBLEME..... | 195 |

| | |
|---|------------|
| 3.1) INTRODUCTION..... | 195 |
| 3.1.1) <i>Le TRI dans les systèmes d'Hermann Rorschach et de John Exner</i> | 195 |
| 3.1.2) <i>Recherches sur le Type de Résonance Intime</i> | 198 |
| 3.1.3) <i>Critiques et Objectifs</i> | 201 |
| 3.2) METHODES..... | 201 |
| 3.3) RESULTATS | 205 |
| 3.4) DISCUSSION | 208 |
| CONCLUSION GENERALE..... | 211 |
| BIBLIOGRAPHIE..... | 214 |
| ANNEXES | 227 |

RESUME

En dépit de ses qualités, le Rorschach en Système Intégré présente des problèmes psychométriques substantiels que le nouveau système Rorschach Performance Assessment System (R-PAS) ne permet pas de résoudre. Aussi, l'objectif principal de la thèse que nous défendons est de développer une approche psychométrique du Rorschach qui soit satisfaisante sur les plans statistique et clinique.

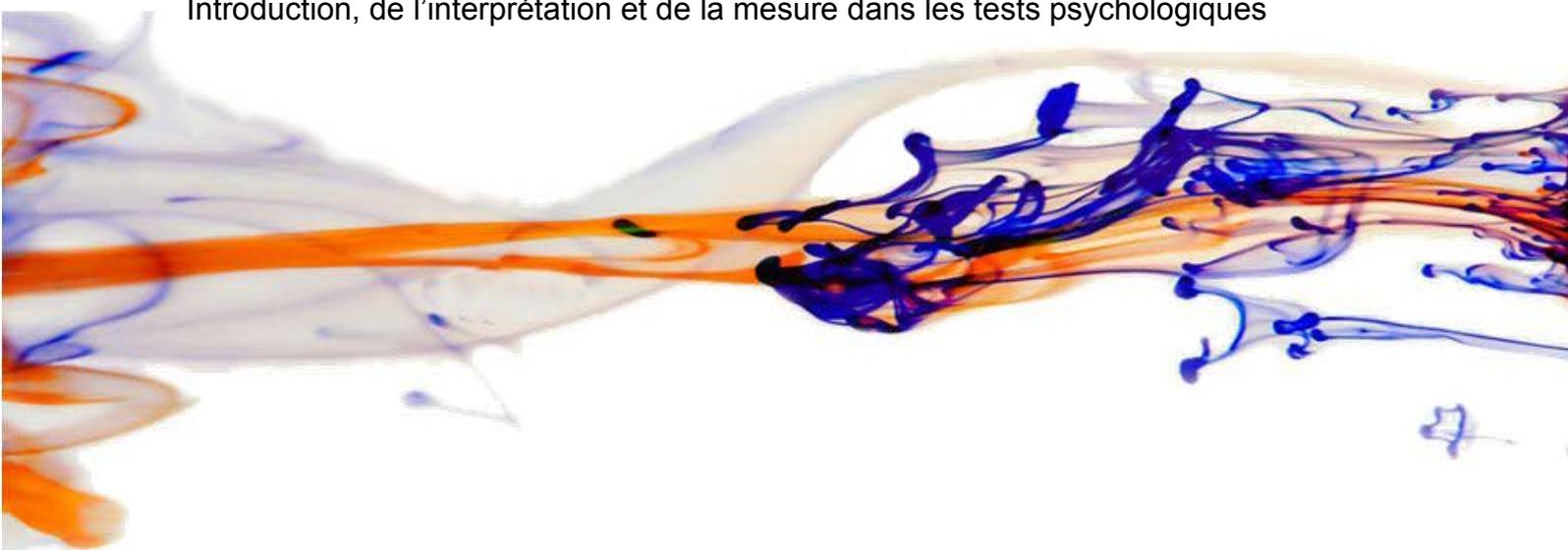
Une Analyse Parallèle et Une Analyse en Composantes Principales réalisée sur un échantillon normatif de 695 participants Belges, Français et Finlandais permet de définir un modèle du Rorschach en 12 Composantes. Si ces dimensions sont cohérentes avec les principes de cotation et les connaissances empiriques sur le Rorschach, elles font également apparaître certaines difficultés de cotation, des aspects du Rorschach qui ont été négligés dans la recherche, de même qu'elles remettent en question certains indices du Système Intégré.

Ce modèle est appliqué à deux problèmes empiriques : l'expression de particularités culturelles au Rorschach et la capacité du test à identifier des stratégies de résolution de problème (qui est un aspect central du Système Intégré). Les normes américaines du Système Intégré ainsi que les normes internationales du R-PAS ne peuvent s'appliquer de manière universelle et il faut donc recourir à des valeurs de références nationales. De plus, le Rorschach ne permet pas d'identifier des stratégies de résolution de problème de manière fiable. Ces études montrent que certains principes fondamentaux du Système Intégré et du R-PAS sont à remettre en question et qu'il est nécessaire de développer un nouveau système d'interprétation du Rorschach selon une approche psychométrique.

Mots-clés : Rorschach en Système Intégré, R-PAS, Analyse en Composantes Principales, Interculturel, Stratégies de résolution de problème, Analyse Parallèle

PREMIERE PARTIE

Introduction, de l'interprétation et de la mesure dans les tests psychologiques



1) INTRODUCTION : DE L'INTERPRETATION DES TESTS PSYCHOLOGIQUES

Pour la personne qui le passe, le test développé par Hermann Rorschach consiste à interpréter des taches d'encre pour donner ses réponses. Pour le psychologue, la démarche d'évaluation psychologique vise à interpréter ces réponses particulières afin de comprendre comment cette personne voit les choses et ainsi de formuler des inférences sur son fonctionnement psychique. Aussi, rendons tout d'abord hommage à la logique d'Aristote ainsi qu'à l'herméneutique de feu le Professeur nanterrois Paul Ricœur pour leur ouvrages portant sur l'interprétation en introduisant notre propos sur ce thème (Aristote, 1969; Ricœur, 1965).

Deux approches différentes de l'évaluation psychologique se sont développées dès le début du XXème siècle. D'une part on trouve des techniques d'évaluation clinique (chez Janet, Claparède et Jung entre autres) et d'autre part des techniques psychométriques suite aux travaux de Binet et de Spearman (Binet & Simon, 1911; Claparède, 1905; Janet & Nicolas, 1889; Carl G. Jung, 1910; Simon & Binet, 1904). Ces deux approches se sont considérablement développées jusqu'à aujourd'hui, mais force est de constater qu'elles ont suivi des évolutions parallèles et, à proprement parler, il n'existe pas d'instrument d'évaluation psychologique qui combine approche clinique et psychométrique. La thèse que nous défendons représente une telle tentative.

Typiquement, les résultats des tests psychologiques, qu'ils relèvent d'une conception psychométrique ou clinique, doivent être *interprétés*. Autrement dit, les psychologues sont chargés de dégager la *signification* des données de test. De ce point de vue, le sens que l'on attribue aux tests de conception clinique est de nature totalement différente de celui des tests psychométriques.

Tests de critères et tests normatifs

On peut présenter ce problème différemment en sortant du champ de la psychologie clinique et en s'intéressant au monde de l'éducation où cette distinction pose également des difficultés aiguës. Par exemple, un établissement d'études supérieures cherche à construire un concours d'entrée qui évalue les capacités mathématiques des candidats. Selon une première démarche on peut retenir 10% des candidats qui présentent les meilleurs résultats au concours. Néanmoins, il peut se faire qu'un certain nombre de ces candidats ne maîtrisent pas le calcul différentiel, ce que les enseignants jugent inacceptable. On peut alors adopter une autre démarche où on ne retient que les candidats qui maîtrisent cette compétence. Dans le monde de l'éducation, cela correspond à la distinction entre test de critères (Criterion Referenced Test, CRT) et test normatif (Norm Referenced Test, NRT) (Mehrens, Ebel, & National Council on Measurement in Education, 1979; Mhlaba, 1972; Noggle, 1979; Shepard, 1979). Or, il se trouve que ces deux approches ne sont pas incompatibles. En effet, on peut à la fois maîtriser le calcul différentiel et faire partie des 10% des meilleurs candidats, de même qu'on peut posséder cette aptitude et ne pas en faire partie. Autrement dit, la signification des tests de critères et des tests normatifs diffère en nature et apporte en réalité des informations complémentaires. Les tests de critères apportent une information empirique et individuelle tandis que les tests normatifs apportent une information relative à un groupe.

Cette distinction peut tout à fait s'appliquer dans le champ de la psychopathologie entre approche clinique et psychométrique. Par exemple, des signes cliniques tels que l'aboulie et la bradypsychie représentent les indices d'une dépression (il s'agit là de signification empirique). Or, la signification de ces signes est totalement indépendante de leur fréquence dans la population, de leur caractère normal ou non (signification normative). En fait, compte tenu de la fréquence de ces signes dans la population, on pourrait considérer que la dépression est une « maladie normale ». Quoi qu'il en soit, il n'y a pas de raison

fondamentale de privilégier une approche ou une autre, tout dépend des questions que l'on se pose et des moyens qu'on se donne pour y répondre. Surtout, ces deux ordres de signification ne sont pas incompatibles et un même test peut être employé selon les deux perspectives (Shepard, 1979).

Au-delà de la pratique de l'interprétation des tests psychologiques, il faut bien voir que les outils de conception psychométrique sont bien plus adaptés aux recherches empiriques que les tests cliniques. Cela peut paraître étonnant dans la mesure où les tests cliniques dégagent une signification empirique, mais pour des raisons évidentes, les tests psychométriques sont beaucoup plus appropriés à l'analyse de données que les tests construits selon une perspective clinique.

En principe, l'interprétation des tests psychologiques doit être tirée des connaissances issues de la recherche empirique (article 24 du code de déontologie). Il ressort donc que *pour la pratique*, il est tout à fait souhaitable de développer une approche psychométrique des tests cliniques dans la mesure où (a) ces approches sont compatibles, (b) la déontologie nous impose d'interpréter les tests en fonction des connaissances dont nous disposons et que (c) ces connaissances peuvent être établies de manière bien plus solide dans le cadre de l'approche psychométrique. Il est clair également que le recours à des outils de conception clinique dans le cadre d'une approche psychométrique ne peut se traduire que par un gain d'information. Nous appliquons ces considérations au Rorschach et fondamentalement nous tâcherons de concilier les approches clinique et psychométrique pour ce test particulier.

1.1) LIMITES DE L'APPROCHE CLINIQUE

Une difficulté importante que posent les tests de conception clinique est qu'ils peuvent parfois sembler assez « subjectifs ». Il y a là deux aspects à distinguer : la cotation et l'interprétation. D'un point de vue opérationnel, on peut réduire le problème de « subjectivité » des tests cliniques à un problème de fiabilité interjuge pour la cotation aussi bien que pour l'interprétation. Concernant le Rorschach, ces aspects ne sont plus problématiques. En effet, ce test a eu une évolution considérable, les critères de cotation se sont stabilisés avec le développement du Rorschach en Système Intégré et ils présentent un degré élevé de fiabilité interjuge. Par ailleurs, le Système Intégré a complètement écarté les traditions d'interprétation impressionnistes (pour ne pas dire sauvages) et l'interprétation repose désormais sur des connaissances empiriques.

Néanmoins, une difficulté fondamentale que pose la construction de test clinique est le passage des caractéristiques des réponses aux caractéristiques des personnes, il s'agit d'un problème d'échelle. On sait qu'un objet ne présente pas les mêmes caractéristiques en fonction de l'échelle à laquelle on l'étudie. Les propriétés de l'eau (niveau macroscopique, propriétés physiques) ne sont pas les mêmes que celles de ses molécules (niveau microscopique, propriétés chimiques) ni de ses constituants (échelle subatomique, propriétés quantiques) (Broad, 1925; Laughlin, 2005).

Lorsque l'on construit un test dans une approche clinique, ce sont d'abord et avant tout les caractéristiques des réponses qui sont analysées. Les caractéristiques des personnes sont ensuite inférées sur la base des caractéristiques des réponses que les personnes ont données. De ce point de vue il n'est pas nécessaire qu'il y ait une correspondance exacte entre les caractéristiques des réponses et celles des personnes.

Concernant le Rorschach, on pourra remarquer par exemple que certaines réponses impliquent la perception d'une activité humaine (coté M, « une femme qui danse » par exemple). D'un autre point de vue on pourra également observer qu'il y a des réponses qui impliquent la perception d'un être humain (coté H). Il s'agit donc bien de jugements de vérité avec des critères qu'on applique de manière logique. Dans la mesure où ces critères sont logiquement indépendants, on tend à interpréter les réponses kinesthésiques M indépendamment des réponses de contenu humain H (tableau 1).

Tableau 1 : Indépendance logique des critères de cotation

| | | M (activité humaine) | | <u>Exemples de réponses</u> : |
|--------------------|------|----------------------|------|--|
| | | VRAI | FAUX | |
| H (contenu humain) | VRAI | 1 | 2 | 1) « un homme qui danse » 2) « une femme là au milieu » |
| | FAUX | 3 | 4 | 3) « un ours qui danse » 4) « un ours là sur le côté » |

Au niveau de la réponse, l'activité humaine M constitue une variable dichotomique. Néanmoins, dès lors qu'on additionne les réponses M dans un protocole, c'est cette somme qui constitue la variable on non plus le critère logique (on passe du code M à la variable SumM). Or, cette variable est numérique et ne présente pas les mêmes propriétés que la variable dichotomique. En effet, dans le champ de la recherche, les données se présentent plutôt sous cette forme :

Tableau 2 : Un exemple de jeu de données

| | SumM | SumH |
|----------|------|------|
| Herman | 4 | 4 |
| Margaret | 8 | 10 |
| Samuel | 4 | 5 |
| John | 2 | 0 |
| Nina | 7 | 5 |

Conceptuellement, ce n'est pas la logique qui permet de traiter ce genre de données, mais les statistiques. On pourra s'intéresser par exemple à la corrélation qui existe entre les variables SumM et SumH. Dans l'exemple présenté ci-dessus (tableau 2), la corrélation est de $r=0,88$; $p<0,05$ (en réalité la corrélation est de 0,73). Bien que les critères qui définissent les codes M et H pour les réponses soient logiquement indépendants, les variables qui en découlent (SumM et SumH) sont fortement liées à un niveau statistique. Etant donné l'ampleur de ce lien, on est en raison de se demander si ces variables mesurent réellement des dimensions indépendantes. Une erreur typique des tests de conception clinique est de considérer que dans la mesure où *les critères de cotation sont logiquement indépendants, les variables qui en découlent sont statistiquement indépendantes*. Or, comme nous venons de le montrer, cela n'est pas nécessaire, et on peut imaginer qu'il n'y a pas forcément une correspondance exacte entre les caractéristiques des réponses et celles des personnes.

Il apparaît donc que quelques soient les qualités cliniques que présentent des critères de cotation concernant l'observation du comportement des personnes (en l'occurrence les réponses données au test de Rorschach), il est nécessaire de recourir à une approche psychométrique afin d'étudier les caractéristiques des personnes. Si on ne procède pas de la sorte, on risque de chercher à interpréter cliniquement des données qui relèvent en fait de la psychométrie.

1.2.) LIMITES DE L'APPROCHE PSYCHOMETRIQUE

L'approche psychométrique permet donc de résoudre certains problèmes que pose l'analyse de données cliniques, notamment par le recours à l'analyse multivariée (c'est-à-dire une approche dimensionnelle). Les principaux avantages de cette approche sont (1) la recherche de simplicité, (2) la possibilité de créer des normes qui permettent de situer une personne par rapport à un groupe et (3) le caractère indépendant des dimensions dégagées par l'analyse. Si cette approche présente un intérêt certain, des dérives sont susceptibles d'advenir sur ces trois points.

1.2.1) LE PRINCIPE DE PARCIMONIE

L'analyse multivariée (Analyse en Composantes Principales, Analyse Factorielle, Analyse des Correspondances Multiples) permet de « trier » l'information contenue dans un jeu de données. Des combinaisons linéaires (c'est-à-dire des sommes pondérées) de certains groupes de variables corrélées entre elles permettent de définir des dimensions indépendantes les unes des autres. Par exemple dans le cadre des échelles de Wechsler, les variables Cubes, Assemblage d'Objet et Matrices sont corrélées entre elles et définissent la dimension de QI Performance et cette dimension est indépendante du QI Verbal qui représente plutôt les variables telles que Vocabulaire et Information. De cette manière l'analyse multivariée permet également de « résumer » les données.

Un autre intérêt principal de l'analyse multivariée est de chercher à distinguer le signal du bruit. Par exemple une Analyse en Composantes Principales (ACP) vise à expliquer l'ensemble de la variance d'un jeu de données. En général, cela résulte en l'extraction d'un grand nombre de dimensions et certaines d'entre elles expliquent une part minimale de variance. De plus dans la mesure où une ACP est basée sur la matrice de corrélations entre les

variables, il peut se faire que certaines corrélations observées soient dues au hasard et on ne souhaite pas en rendre de compte. Aussi, le nombre de dimensions extraites d'une analyse multivariée correspond à une décision en termes de coût/bénéfice concernant la complexité du modèle (c'est-à-dire le nombre de dimensions extraites) et son pouvoir explicatif (c'est-à-dire la part de variance expliquée par le modèle). Il apparaît donc que cette décision n'est pas univoque et qu'elle dépend en partie des objectifs que se fixe l'analyste. Si on reprend l'exemple de l'intelligence, Spearman a considéré qu'un facteur général rendait le mieux compte des résultats de tests d'efficiences intellectuelles tandis que Thurstone a décrit sept Aptitudes Mentales Primaires. Dans le cadre des tests de QI on est passé d'une conception de l'intelligence correspondant à un facteur général, puis à un modèle bi-dimensionnel (QI Verbal, QI Performance) tandis que la dernière révision des échelles de Wechsler permet d'identifier quatre dimensions.

Deux critères principaux sont utilisés pour déterminer le nombre de dimensions à extraire d'une analyse multivariée. On peut calculer la variance globale d'un jeu de données, de même qu'on peut calculer la variance dont rend compte une dimension issue d'une Analyse Factorielle ou d'une Analyse en Composantes Principales (la valeur propre, ou eigenvalue). Le critère de Cattell consiste à tracer le graph des valeurs propres des différentes dimensions dégagées par l'analyse. L'idée est d'expliquer un maximum de variance par un nombre minimum de dimensions. Concrètement, on cherche un « coude » dans le graph des valeurs propres et on retient le nombre de dimensions correspondant. Ce critère est conçu pour être restrictif (Raymond B Cattell, 1966). A l'inverse, le critère de Kaiser est beaucoup plus lâche. Ce critère consiste à retenir le nombre de facteurs dont la valeur propre est supérieure à 1, c'est-à-dire qui explique une part de variance supérieure à celle expliquée par une variable originale dans le cas de données centrées réduites (Henry F. Kaiser, 1960). Il faut

qu'une dimension ait un pouvoir explicatif au moins supérieur à celui d'une variable originale (sinon, il ne sert à rien de résumer les données).

Autrement dit, les critères de Cattell et de Kaiser concernant le nombre de dimensions à extraire d'un jeu de données représentent en quelque sorte deux bornes : extraire moins de dimensions que ne le stipule le critère de Cattell résulterait en une perte substantielle d'informations alors qu'en retenir plus que ce qu'indique le critère de Kaiser aboutirait à des dimensions qui seraient moins explicatives que les données. Cependant, le critère de Kaiser n'est pas considéré comme fiable car il rend compte d'un nombre trop important de corrélations qui pourraient être dues au hasard (Courtney, 2013; Gaskin & Happell, 2014; Ruscio & Roche, 2012; Stellefson & Hanik, 2008; Zwick & Velicer, 1986) et le critère de Cattell est généralement préféré à celui de Kaiser (par défaut d'alternative finalement). Il est tout de même à noter que Cattell a produit un des modèles les plus complexes en termes de test de personnalité (16PF) (Raymond B. Cattell, 1948).

La question du nombre de dimensions à extraire a fait l'objet d'un certain nombre d'études de simulation d'analyse de données (études Monte-Carlo) : des jeux de données sont générés suivant une certaine structure puis analysés selon différents critères d'analyse. Il a notamment pu être montré qu'une « sous-extraction » (extraire moins de dimensions que la structure des données) est plus dommageable qu'une « sur-extraction ». La sous-extraction combine des dimensions qui sont en réalité indépendantes alors que la sur-extraction permet généralement d'extraire les dimensions principales de la structure des données plus quelques dimensions qui correspondent à du bruit (Joseph L. Fava & Velicer, 1992; Wood, Tataryn, & Gorsuch, 1996). On peut tout à fait faire un parallèle avec la tâche qui consiste à résumer un texte : un résumé trop court risque de faire perdre des informations essentielles alors qu'un résumé trop long n'est pas forcément pertinent, mais il n'implique pas de perte substantielle d'informations. Autrement dit, le critère de Cattell qui consiste à dégager la structure

dimensionnelle la plus simple d'un jeu de données n'est pas forcément l'option d'analyse la plus judicieuse concernant le nombre de dimensions à extraire.

Chercher à expliquer un maximum d'informations par un minimum de dimensions (critère de Cattell) est un choix méthodologique respectable, mais un **choix** tout de même. Selon le principe du rasoir d'Ockham (principe de parcimonie), on tend à favoriser une explication simple à une explication complexe (*entia non sunt multiplicanda praeter necessitatem*). Cependant, il est clair qu'une application trop stricte de ce principe, (c'est-à-dire au-delà du nécessaire) nous écarte de la recherche de simplicité et conduit à la formulation de modèles **inutilement** simplistes. Le rasoir d'Ockham stipule qu'il ne faut pas chercher d'explications complexes **sans nécessité**. Il ne stipule pas que toute explication doit **nécessairement** être simple.

1.2.2) SIGNIFICATION NORMATIVE ET SIGNIFICATION EMPIRIQUE

Il existe un courant de pensée qui considère que les résultats d'un test n'ont pas de signification en eux-mêmes et que c'est uniquement la comparaison d'une personne à un groupe qui permet de dégager la signification des résultats (Cronbach, 1960). Naturellement cette démarche normative s'oppose directement à l'interprétation clinique de tests psychologiques.

Par exemple, un adulte et un enfant présentent tous deux un Quotient Intellectuel de 100 aux échelles de Wechsler. A proprement parler, cela signifie qu'on peut les situer tout deux au 50^{ème} rang percentile de leur population respective. Il va sans dire que leurs performances intellectuelles ne sont pourtant pas équivalentes. En effet, ces échelles sont étalonnées et les résultats des enfants diffèrent substantiellement de ceux des adultes.

Pourtant, dans le cadre de l'approche normative, les performances réelles et effectives n'ont pas de signification en elles-mêmes. Elles n'ont de sens que dans la comparaison avec les résultats du groupe : la note standard contient des informations concernant la personne (la note brute), et des informations relatives à la population (moyenne et écart-type). Dans le cadre des tests de QI, les notes brutes ne sont pas interprétées. ***Rigoureusement, cela signifie qu'on ne sait pas trop ce que ces personnes font mais qu'on sait qu'elles le font normalement.*** Ne nous méprenons pas, cette information est pertinente si on envisage pour l'enfant un redoublement ou si on se demande si l'adulte peut intégrer telle formation professionnelle, sachant qu'il n'a pas obtenu son baccalauréat. Néanmoins, si l'on s'en tient à cette approche, les performances effectives n'ont pas de signification propre, ou autrement dit, on ignore le fait que les performances de l'enfant diffèrent substantiellement de celles de l'adulte et la psychologie du développement est complètement mise de côté. Il semble donc excessif de considérer que les résultats de test n'ont qu'une signification normative et que les tests de critères n'ont pas d'intérêt.

1.2.3) APPROCHES DIMENSIONNELLE ET CATEGORIELLES

La question du rapport entre les tests de critères et les tests normatifs se retrouve finalement dans le débat entre « approche catégorielle » et « approche dimensionnelle ». Les partisans de « l'approche dimensionnelle » rejettent « l'approche catégorielle », car des catégories rendent compte de moins de variance que des échelles. En effet, si on dispose d'une échelle qui évalue l'anxiété, il est assez vain de transformer les résultats en catégories du type « peu anxieux », « normalement anxieux », « très anxieux » (on perd de l'information). Ce point ne pose pas de difficulté. En revanche, le recours excessif à « l'approche dimensionnelle » tend à ***nier*** l'existence de différents profils psychologiques (c'est-à-dire de types, dans une approche typologique) ou l'existence de maladie mentale dans

le cadre d'une approche psychiatrique. Contrairement à une idée très répandue « l'approche dimensionnelle » n'est pas incompatible avec une démarche typologique (pour ne pas dire catégorielle). En effet cette approche vise d'abord et avant tout à **représenter** les données d'une manière simple et efficace en décrivant notamment leur structure en termes de dimensions indépendantes. Les approches typologique ou sémiologique, quant à elles, s'intéressent à la **configuration globale d'un ensemble de signes**. Là encore, nous avons affaire à deux ordres de signification différents.

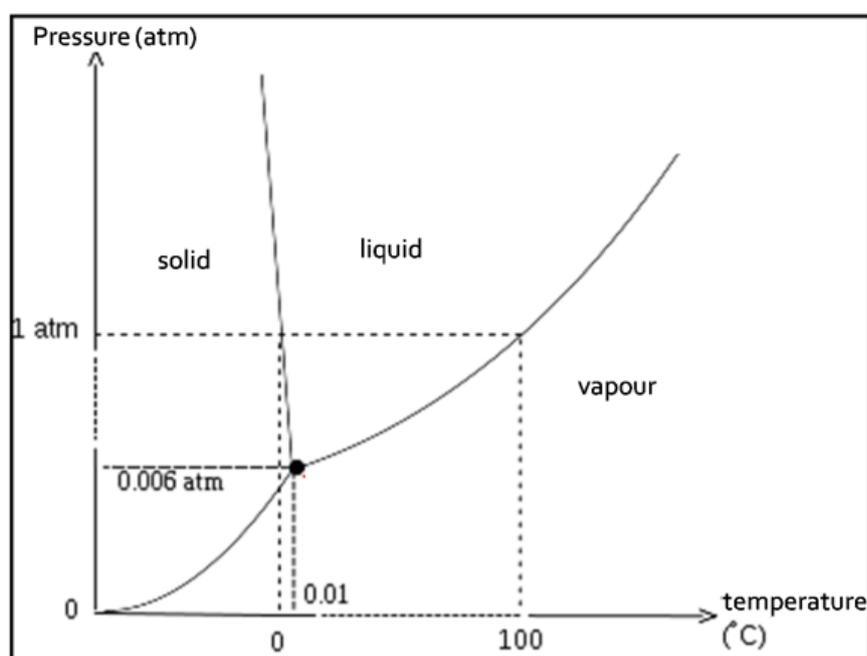


Illustration 1 : Diagramme de phase de l'eau

Pour illustrer notre propos, nous allons prendre l'exemple des états de la matière (en l'occurrence de l'eau). L'eau peut se présenter selon différents états ou « phases » en fonction de deux paramètres continus et indépendants que sont la température et la pression (dimensions). Les états de la matière (solide, liquide, gazeux) constituent **différents types d'organisation** de cette dernière (illustration 1). Le fait que la température et la pression représentent des « dimensions » impliquerait-il qu'il ne saurait exister différents types d'organisation de la matière (ou « catégories »), et qu'il faudrait considérer qu'il existe un continuum qui irait de la solidité à la « gazéité » ?

Ce n'est pas parce qu'on dispose de dimensions indépendantes qu'on ne peut pas identifier différents profils à partir de ces mesures. Par exemple, si on dispose de deux mesures indépendantes de l'intelligence (QI Performance et QI Verbale par exemple), on pourra éventuellement distinguer des profils de personnes présentant des QI homogènes et des QI hétérogènes. Cela constitue des profils ou des types d'intelligence différents qui sont pourtant établis sur la base d'un modèle dimensionnel. Il ne faut pas confondre la nature des mesures avec la configuration qu'elles présentent.

1.3) CONCLUSION : APPROCHES CLINIQUE ET PSYCHOMETRIQUE DANS LES SYSTEMES D'INTERPRETATION DU RORSCHACH

Il est relativement clair que les approches clinique et psychométrique présentent chacune certains intérêts et certaines limites. L'intérêt principal de l'approche clinique est la qualité des données recueillies. Les tests cliniques mettent les personnes face à des situations généralement conflictuelles et les laissent libres dans leurs réactions. On attend donc que les personnes se positionnent par rapport aux conflits qui leur sont proposés (évitement, déni, intellectualisation, fantaisie, etc.). Dans une démarche d'observation, le psychologue tâche de comprendre la logique interne de certains comportements ou de certaines réponses face à ces situations. Autrement dit, la structure de la réponse n'est pas imposée par le psychologue ou l'expérimentateur. La qualité intrinsèque des données cliniques est sévèrement amoindrie du fait de la difficulté à les traiter sur le plan psychométrique. Le plus souvent on obtient des données très riches et peu exploitables.

A l'inverse, l'avantage principal de l'approche psychométrique est la structuration des données. Des matrices complexes de variables intercorrélées sont décrites de manière plus simple en termes de dimensions indépendantes : des variables qui tendent à mesurer un même phénomène sont regroupées entre elles et on cherche à distinguer le signal du bruit.

Néanmoins, le plus souvent les tests psychométriques sont construits pour répondre aux besoins de l'analyse de données. En général, les modalités de réponse sont fixées par le psychologue, les personnes ont peu de latitude pour répondre et on recueille des opinions sur des phénomènes particuliers (on observe ce que les personnes disent qu'elles font plutôt que ce qu'elles font). On obtient le plus souvent des données facilement exploitables mais qui donnent des informations indirectes sur le fonctionnement psychique.

Il est également clair qu'il est a priori assez intéressant de chercher à combiner les approches clinique et psychométrique. Néanmoins il faut tâcher de faire en sorte que les qualités propres de chaque approche compensent les limites de l'autre. Il était donc nécessaire d'identifier les écueils des méthodes cliniques et psychométriques afin de ne pas cumuler leurs défauts. Pour simplifier, on peut dire que le problème principal de la méthode clinique est de chercher à interpréter cliniquement des données qui sont en fait de nature psychométrique lorsqu'on s'intéresse à des groupes de personnes et non plus à des individus (avec une tendance marquée vers la complexification). A l'inverse l'écueil principal de l'approche psychométrique est de considérer que des données cliniques devraient systématiquement être interprétées de manière normative avec une tendance à la sur-simplification.

Concernant le Rorschach, Il existe actuellement deux systèmes principaux d'interprétation: le Système Intégré (Exner, 2003) et le Rorschach Performance Assessment System (R-PAS) (Meyer, Viglione, Mihura, Erard, & Erdberg, 2011). Fondamentalement, le Système Intégré est bâti sur une approche clinique et empirique par un recours très extensif à des tests de critères. Cette approche pose des problèmes psychométriques substantiels que nous présenterons dans la partie sur la psychométrie du Rorschach. Le R-PAS est présenté par ses auteurs comme une révision du Système Intégré qui vise à répondre aux problèmes

psychométriques que pose l'étude du Rorschach. Ce système repose principalement sur une approche basée sur des tests normatifs.

Nous allons présenter rapidement ces deux systèmes et montrer que le R-PAS correspond à une simple juxtaposition des approches clinique et psychométrique, ce qui résulte en un système incohérent où les bénéfices et les limites des approches clinique et psychométrique s'annulent mutuellement.

2) PRINCIPAUX SYSTEMES D'INTERPRETATION DU RORSCHACH

2.1) RORSCHACH EN SYSTEME INTEGRE

Le Rorschach en Système Intégré consiste en une standardisation de l'administration, de la cotation et de l'interprétation du test de Rorschach. Ce système intègre des éléments issus de cinq systèmes de cotation et d'interprétation développés aux Etats-Unis après guerre (S.J. Beck, 1937; Hertz, 1936; Klopfer, Davidson, & Kelley, 1942; Z. A. Piotrowski, 1957; Rapaport, Schaefer, & Gill, 1944). L'objectif clairement affiché de John Exner lors de la création du Système Intégré était de faire passer le Rorschach du statut de méthode ou d'épreuve à celui de test. Cette entreprise a été couronnée de succès et le Système Intégré est rapidement devenu la méthode standard d'exploitation du Rorschach, jouissant d'une reconnaissance internationale. Cela a permis d'entreprendre un grand nombre d'études de validité (Exner, 2003; Mihura, Meyer, Dumitrascu, & Bombel, 2012) et ainsi d'asseoir l'intérêt et l'utilité du test dans la clinique.

Cet objectif était pourtant relativement difficile à atteindre. En effet, les difficultés intrinsèques que pose le Rorschach en termes de méthodologie de recherche sont substantielles et ont été identifiées très tôt (Cronbach, 1949b). Compte tenu des outils statistiques alors disponibles, il était difficilement envisageable de traiter les problèmes psychométriques que présente le Rorschach lors de la création du Système Intégré (dans les années 70). Aussi, John Exner a adopté une démarche résolument empirique et le Système Intégré est bâti sur une généralisation très extensive des tests de critères (CRT). En effet, la cotation du Système Intégré comprend 92 codes que nous présentons ci-après (les critères de cotation se trouvent également à la dernière page des annexes).

Localisations (concerne les parties de la planche prises en compte dans la réponse) :

- W : (Whole) réponse globale, l'ensemble des taches d'encre est interprété
- D : (Détail) réponse dans une découpe, seule une partie des taches est interprétée
- Dd : (Détail rare) réponse dans une découpe rarement utilisée
- S : (Space) la réponse comprend une interprétation de l'espace blanc

Qualité du développement (concerne la qualité des objets mentionnés dans la réponse)

- DQv : (Vague) l'objet mentionné dans la réponse n'a pas de forme spécifique (ex: une île)
- DQo : (Ordinary) L'objet mentionné a une forme spécifique (ex : la Corse)
- DQ+ : (Synthesis) plusieurs objets sont mis en relation (ex : deux personnes qui se battent)
- DQv/+ : mise en relation de réponses vagues (ex : deux nuages qui se rapprochent)

Organisation du percept (Scores Z, vise à quantifier l'effort fourni par le sujet dans une réponse)

- ZW : toute réponse W dont le DQ n'est pas vague
- ZA : réponse de synthèse DQ+ mettant en relation des parties adjacentes de la planche
- ZD : réponse de synthèse DQ+ mettant en relation des parties distantes de la planche
- ZS : intégration de l'espace blanc aux taches d'encre

(la valeur du score Z (de 1 à 5.5) dépend de la planche : il est plus difficile de fournir une réponse globale à la planche X qu'à la planche I)

Déterminants (concerne les propriétés des planches utilisées et les impressions qu'elles évoquent)*Formels :*

- F : (Form) seules les caractéristiques formelles sont utilisées (ex : un papillon)
- FD : (Form Dimension) : les formes évoquent une impression de perspective (ex : planche IV, un monstre en vue en contreplongée)
- (2) : (Pair) la symétrie implique la perception d'une paire d'objets (ex : deux bottes)
- Fr, rF : (Reflets) la symétrie évoque une image en miroir

Couleurs

- FC : (Form-Color) les couleurs sont intégrées dans les formes (ex : un papillon rouge)
- CF : (Color-Form) la couleur suscite une réponse qui implique des caractéristiques formelles (ex : une tache de sang)
- C : (Pure C) la couleur seule est à l'origine de la réponse (ex : du sang)
- FC', C'F, C' : utilisation des couleurs noire, grise ou blanche (« achromatiques »)

Estompages :

- FV, VF, V : (Vistas) les estompages sont interprétés en termes de profondeur, même distinctions concernant l'usage de la forme que les couleurs (ex : planche V : un canyon vu du ciel, c'est plus sombre au fond)
- FT, TF, T : (Texture) les estompages évoquent une impression tactile (ex : planche VI un tapis tout doux).
- FY, YF, Y : (Diffusion) les estompages sont utilisés mais il n'y a pas d'impression tactile ou de profondeur (ex : une radiographie)

Mouvements (Activité):

- M : (Human Movement) : la réponse implique une activité humaine (ex : un ours qui danse)
- FM : (Form Movement) : la réponse implique une activité animale (ex : un chien qui aboie)
- m' : (inanimate movement) : la réponse implique une activité d'un objet (ex : une forêt qui brûle)
- Actif/Passif : pour toute réponse M, FM ou m', on indique si l'activité revêt un caractère actif (ex : quelqu'un qui saute) ou passif (ex : une personne qui pense).
- COP et AG : pour certaines réponses M, FM ou m', on indique si l'activité revêt un caractère coopératif (ex : deux personnes qui préparent un repas) ou agressif (ex : deux personnes qui se battent).

Contenus :*Humains*

- H : la réponse contient un humain entier et réel
- (H) : humain entier imaginaire (ex : Peter pan)
- Hd : (Human Detail) partie de corps humain (ex : tête, visage, bras)
- (Hd) : partie de corps humain imaginaire et toutes les réponses masques

Animaux

- A : animal entier
- (A) : animal entier imaginaire (ex : Loch Ness, Dragon)
- Ad : partie du corps d'un animal (ex : une trompe d'éléphant)
- (Ad) : partie d'un animal imaginaire (la trompe de BaBar)

Naturels

- Ls : (Landscape) la réponse implique la perception d'un paysage (ex : une chaîne de montagne)
- Bt : (Botanic) les réponses contenant des végétaux
- Na : (Nature) objets naturels ne pouvant être cotés Ls ou Bt
- Cl : (Nuages) toutes les réponses nuages
- Ge : (Geography) les réponses de type carte de géographie

Corporels

- An : (Anatomy) la réponse inclut des éléments anatomiques (ex : cœur, poumons)
- Bl : (Blood) les réponses qui mentionnent du sang
- Xy : (X-Ray) toutes les réponses « radiographie »
- Sx : (Sex) la réponse inclut des organes sexuels

Artistiques

- Art : les réponses présentant des contenus artistiques (ex : tableau, statue)
- Ay : (Anthtopology) les réponses présentant des caractères culturels (ex : chapeau de Napoléon)

Objets

- Sc : (Science) objets produit de la technique et des sciences (ex : télescope)
- Hh : (Household) la réponse contient des éléments de mobiliers
- Cg : (Clothing) la réponse inclut des vêtements

Feu

- Fi : (Fire) la réponse implique du feu
- Ex : (Explosion) la réponse inclut une explosion, y compris les feux d'artifice

Phénomènes particuliers :

- Fd : (Food) des aliments sont mentionnés dans la réponse
- Hx : (Human Experience) une tache d'encre est interprétée comme une émotion (ex : ça, c'est la dépression)
- Id : (Idiography) la réponse comporte un contenu qui ne peut être coté dans aucune des catégories ci-dessus.

Qualité Formelle et Banalité :

- P : (Popular) réponse banale que l'on trouve dans un tiers des protocoles
- FQo : (ordinary) réponse fréquente que l'on trouve dans 2% des protocoles au moins
- FQu : (unusual) réponse inhabituelle mais appropriée à la découpe utilisée dans la réponse
- FQ- : (mauvaise forme) l'objet mentionné dans la réponse ne correspond pas à la découpe utilisée.
- FQnone : (sans forme) la réponse ne comprend pas de caractéristiques formelles (ex : la dépression, du sang)
- FQ+ : (hyperdétaillée) : la réponse est ordinaire et le sujet donne beaucoup plus de détails formels qu'il n'est habituel.

Cotations Spéciales :

- DV : (Deviant Verbalization) dérapage linguistique de type lapsus ou néologisme, DV2 si franchement pathologique
- DR : (Deviant Response) commentaire inapproprié, fuite des idées, DR2 si franchement pathologique
- INC : (Incongruous Combination) objets hybrides ou chimériques, INC2 si franchement pathologique
- FAB : (Fabulized Combination) mise en relation fantaisiste de plusieurs objets (ex : des fourmis qui dansent), FAB2 si franchement pathologique
- CONTAM : la réponse fusionne deux percepts (ex : pl. I, « une chauve souris qui sourit », combine la banalité et la réponse visage)
- ALOG : pensée concrète, syncrétique, logique hermétique
- PSV : deux réponses successives sont identiques en termes de cotations (ex : pl. V, une chauve-souris puis un papillon)
- MOR : un objet de la réponse est atteint dans son intégrité (détruit, abîmé, usé, pollué, mort, etc.)
- AB : la réponse revêt un caractère abstrait (ex : une statue représentant la dictature)

L'administration du Rorschach se fait en deux temps : la personne donne d'abord ses réponses et le psychologue n'intervient que pour maintenir le cadre de la passation puis dans un second temps (l'enquête), la personne est priée d'expliquer ses réponses (où a-t-elle vu la réponse mentionnée, et qu'est-ce qui fait que cela ressemble à ce qu'elle a dit ?). Le psychologue est susceptible de demander des précisions en évitant toute forme de suggestion. Nous présentons un exemple de réponse et sa cotation :

Planche I : On dirait un masque. [Enquête] Là, dans l'ensemble on dirait un peu la forme d'un visage et il y a des trous pour les yeux et la bouche. Il a un air bizarre (montre les espaces blancs). [Le psychologue relance « un air bizarre ? »] Oui, on dirait qu'il me regarde de travers.

Cotation : La réponse concerne toute la planche (Whole) et la personne prend en compte les espaces blancs (Space), la localisation est donc WS. Il n'y a qu'un seul objet mentionné dans la réponse (le masque) et un masque à une forme spécifique. La Qualité du Développement est donc ordinaire DQo. Les espaces blancs sont intégrés à la réponse et il faut appliquer le score ZS (cela vient quantifier l'effort fourni pour donner la réponse ici, ZS = 3,5). La

réponse implique une activité humaine (regarder de travers). Cette activité a un caractère passif (regarder) il faut donc utiliser le déterminant Mp. Cependant cette activité présente également une dimension agressive (regarder de travers) et il faut ajouter la cotation spéciale AG. Les tables de qualités formelles indiquent que la réponse « masque » dans la localisation globale de la planche I est une réponse en bonne forme (la réponse correspond à la tâche d'encre) et qu'elle n'est pas rare, il faut donc coter FQo. Par convention, tous les masques sont cotés comme un contenu de détail humain imaginaire (Hd). La cotation de cette réponse est donc :

PI I WS DQo Mp FQo (Hd) ZS = 3,5 AG

Une fois qu'un protocole est complètement encodé (ou coté), on établit la somme des cotations pour toutes les réponses. On dira par exemple qu'un protocole comprend 8 réponses globales, 2 réponses impliquant les espaces blancs, 5 réponses de mouvements humains dont deux passives et trois actives ainsi qu'une réponse agressive. On obtient donc 92 scores primaires (c'est-à-dire directement issue de la cotation). 68 indices sont dérivés de ces scores primaires selon différentes formules de calcul pour créer les « *rapports, pourcentages et dérivations* » du Résumé Formel (c'est-à-dire les résultats du test). L'interprétation du test est basée sur ces indices. Les formules de calcul des indices ont été conçues empiriquement et sont issues de la recherche clinique (c'est-à-dire en dehors de considérations psychométriques). Ces indices sont organisés afin de représenter 7 grands domaines de l'activité psychologique d'une personne (illustration 2):

- Capacités de contrôle et tolérance au stress
- Traitement de l'information
- Médiation cognitive
- Idéation
- Affects
- Perception de soi
- Perception des relations

| LOCATION FEATURES | | | DETERMINANTS | | CONTENTS | | S-CONSTELLATION | |
|--------------------------------------|------------|-------------|-----------------------|---------------------|----------------------|-----------------|--------------------------|--|
| | | | BLENDS | SINGLE | | | NO..FV + VF + V + FD > 2 | |
| Zf = 10 | | | M.FC' | M = 3 | H = 1 | | NO..Col-Shd Bl > 0 | |
| ZSum = 30.5 | | | | FM = 1 | (H) = 1 | | NO..Ego < .31 > .44 | |
| ZEst = 31.0 | | | | m = 0 | Hd = 3 | | NO..MOR > 3 | |
| | | | | FC = 1 | (Hd) = 2 | | NO..Zd > +.35 | |
| W = 7 | | | | CF = 1 | Hx = 0 | | NO..es > EA | |
| D = 11 | | | | C = 0 | A = 6 | | NO..CF + C > FC | |
| W + D = 18 | | | | Cn = 0 | (A) = 0 | | NO..X +% < .70 | |
| Dd = 0 | | | | Cn' = 0 | Ad = 0 | | NO..S > 3 | |
| S = 3 | | | | FC' = 0 | (Ad) = 0 | | NO..P < 3 or > 8 | |
| | | | | C'F = 1 | An = 2 | | YES..Pure H < 2 | |
| | | | | C' = 0 | Art = 2 | | NO..R < 17 | |
| DQ | | | | FT = 0 | Ay = 1 | | 1.....TOTAL | |
| | | | | TF = 0 | Bl = 0 | | SPECIAL SCORES | |
| + = 5 | | | | T = 0 | Bt = 3 | | Lv1 Lv2 | |
| o = 13 | | | | FV = 1 | Cg = 1 | | DV = 0x1 0x2 | |
| v+ = 0 | | | | VF = 0 | Cl = 0 | | INC = 0x2 0x4 | |
| v = 0 | | | | V = 0 | Ex = 0 | | DR = 0x3 0x6 | |
| | | | | FY = 0 | Fd = 0 | | FAB = 1x4 0x7 | |
| | | | | YF = 0 | Fi = 0 | | ALOG = 0x5 | |
| | | | | Y = 0 | Ge = 0 | | CON = 0x7 | |
| | | | | Fr = 0 | Hh = 1 | | Raw Sum6 = 0 | |
| | | | | rF = 0 | Ls = 0 | | Wgtd Sum6 = 0 | |
| | | | | FD = 0 | Na = 0 | | | |
| | | | | F = 9 | Sc = 0 | | AB = 0 GHR = 4 | |
| | | | | | Sx = 1 | | AG = 1 PHR = 3 | |
| | | | | | Xy = 0 | | COP = 1 MOR = 2 | |
| | | | | | Id = 1 | | CP = 0 PER = 0 | |
| | | | | (2) = 6 | | | PSV = 0 | |
| RATIOS, PERCENTAGES, AND DERIVATIONS | | | | | | | | |
| R = 18 | L = 1.00 | | FC: CF + C = 1: 1 | | | COP = 1 AG = 1 | | |
| | | | Pure C = 0 | | | GHR: PHR = 4: 3 | | |
| EB = 4: 1.5 | EA = 5.5 | EBPer = 2.7 | SumC': WSumC = 2: 1.5 | | | a: p = 2: 3 | | |
| eb = 1: 3 | es = 4 | D = 0 | Afr = 0.50 | | | Food = 0 | | |
| | Adj es = 4 | Adj D = 0 | S = 3 | | | SumT = 0 | | |
| | | | Blends: R = 1: 18 | | | Hum Cont = 7 | | |
| FM = 1: C' = 2 | T = 0 | | CP = 0 | | | Pure H = 1 | | |
| m = 0: V = 1 | Y = 0 | | | | | PER = 0 | | |
| | | | | | | Iso Indx = 0.17 | | |
| a: p = 2: 3 | Sum6 = 0 | | XA% = 0.78 | Zf = 10.0 | 3r + (2)R = 0.33 | | | |
| Ma: Mp = 1: 3 | Lv2 = 0 | | WDA% = 0.78 | W: D: Dd = 7: 11: 0 | Fr + rF = 0 | | | |
| 2AB + Art + Ay = 3 | WSum6 = 0 | | X-% = 0.22 | W: M = 7: 4 | SumV = 1 | | | |
| MOR = 2 | M- = 0 | | S = 1 | Zd = -0.5 | FD = 0 | | | |
| | Mnone = 0 | | P = 6 | PSV = 0 | An + Xy = 2 | | | |
| | | | X +% = 0.72 | DQ + = 5 | MOR = 2 | | | |
| | | | Xu% = 0.06 | DQv = 0 | H: (H)Hd (Hd) = 1: 6 | | | |
| PTI = 0 | DEPI = 5* | CDI = 4* | S-CON = 1 | HVI = No | OBS = No | | | |

Illustration 2: Résumé Formel du Système Intégré, (en partant d'en haut à gauche, les clusters de la partie « ratios, percentages and derivations » sont : Capacité de contrôle, Affects, Relations, Ideation, Mediation cognitive, Traitement de l'information, et Perception de soi)

L'interprétation du Système Intégré est très standardisée et se fait en 72 étapes organisées selon les 7 grands domaines d'activité (tableau 3). Néanmoins, cette standardisation ne conduit pas à une stratégie d'interprétation unique et rigide. En effet, différentes stratégies d'interprétation ont été définies en fonction de « variables clés » qui structurent en quelque sorte un protocole (tableau 4). Chaque étape d'interprétation implique pour le psychologue d'identifier le *cas de figure* (potential finding) présenté pour les indices considérés. L'interprétation du test consiste bien sûr à dégager le sens de chaque indice, mais surtout à tâcher de comprendre l'organisation globale qu'ils présentent, c'est-à-dire comprendre leurs interrelations.

Par exemple, le rapport affectif Afr correspond au rapport entre le nombre de réponses données aux trois dernières planches du test avec des couleurs pastel et le nombre de réponses données aux autres planches. Un rapport affectif élevé indique une appétence pour les stimulations affectives ou émotionnelles. Il existe également dans le Système Intégré un rapport de contrition entre les réponses basées sur les tons gris, noir ou blanc (FC', C'F et C') et les réponses basées sur les couleurs (FC, CF, C). Si une personne donne plus de réponses déterminées par les tons gris que par les couleurs, on considère qu'elle tend à réprimer, voire taire l'expression ou la manifestation de ses émotions. Aussi, si une personne présente à la fois un rapport affectif élevé et un rapport de contrition positif, cela indique un conflit majeur dans la gestion des émotions qui entrainera probablement des perturbations affectives. Il est relativement clair que cette observation n'aura pas la même signification dans un protocole qui présenterait un indice de dépression DEPI positif ou dans un autre protocole pour lequel ce ne serait pas le cas. En effet, l'indice DEPI est une variable clé qui vient déterminer la stratégie d'interprétation.

Tableau 3 : Procédures d'interprétation du Système Intégré

| | |
|--|---|
| <p>CONTROL & STRESS TOLERANCE Step 1 - Adjusted D Score and CDI Step 2 - EA Step 3 - EB and Lambda Step 4 - es and Adj es Step 5 – eb</p> | <p>MEDIATION Prerequisites (R,OBS,L) Step 1 - XA% & WDA% Step 2 – Fqnone Step 3 – X-%, FQ- frequency, S- frequency Step 3a- Homogeneity issues Step 3b- Minus distortion levels Step 4 – Populars Step 5 - FQ+ frequency Step 6 - X+% & Xu%</p> |
| <p>SITUATION RELATED STRESS Step 1 - D Score & es and Adj es Step 2 - Difference between D & Adj D Step 3 - m & Y Step 4 - T, V+3r+(2)/R in relation to History Step 5 - D Score (if appropriate Pure C, M-) Step 6 - Blends Step 7 - Color Shading Blends</p> | <p>IDEATION Step 1 - EB & Lambda Step 2 – EBPer Step 3 - a:p Step 4 - HVI, OBS, MOR Step 5 - Left side eb Step 6 - Ma:Mp Step 7 - Intellectualization Index Step 8 - Sum6 & WSum6 Step 9 - Quality 6 Spec Scores Step 10- M Form Quality Step 11- Quality of M responses</p> <p>SELF PERCEPTION Step 1 - OBS & HVI Step 2 – Reflections Step 3 - Egocentricity Index Step 4 - FD and Vista (in relation to History) Step 5 - An+Xy Step 6 - Sum MOR Step 7 - H:(H)+Hd+(Hd) & Review codings Step 8 - Search for projections in: Step 8a- Minus responses Step 8b- MOR responses Step 8c- M & human content responses Step 8d- FM & m responses Step 8e- Embellishments in other responses</p> |
| <p>AFFECTIVE FEATURES Step 1 - DEPI & CDI Step 2 - EB & Lambda Step 3 - EBPer Step 4 - Right Side eb & related variables Step 5 - SumC':WSumC Step 6 - Affective Ratio Step 7 - Intellectualization Index Step 8 - Color Projection Step 9 - FC:CF+C Step 10- Pure C Step 11- Space responses Step 12- Blends (Lambda & EB) Step 13- m & Y blends Step 14- Blend complexity Step 15- Color shading blends Step 16- Shading blends</p> | <p>INTERPERSONAL PERCEPTION Step 1 – CDI Step 2 – HVI Step 3 - a:p Ratio Step 4 - Food responses Step 5 - Sum T Step 6 - Sum Human Contents & Sum Pure H Step 7 - GHR:PHR Step 8 - COP & AG frequencies & codings Step 9 – PER Step 10- Isolation Index Step 11- Contents of M & FM responses with (2)</p> |
| <p>INFORMATION PROCESSING Prerequisites (L,EB,OBS,HVI) Step 1 - Zf Step 2 - W:D:Dd Step 3 - Location Sequencing Step 4 - W:M Step 5 - Zd Step 6 - PSV Step 7 - DQ Step 8 - DQ Sequencing</p> | |

Tableau 4 : Stratégies d'interprétation du Système Intégré

| | |
|----|--|
| 1 | PTI>3 : Processing -> Mediation -> Ideation -> Controls -> Affect -> Self -> Relations |
| 2 | DEPI & CDI : Relations -> Self -> Controls -> Affect -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 3 | DEPI>5 : Affect -> Controls -> Self -> Relations -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 4 | D<Daj : Controls -> Stress Then, |
| 5 | CDI>3 : Controls -> Relations -> Self -> Affect -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 6 | Daj <0 : Controls Then, |
| 7 | L>0,99 : Processing -> Mediation -> Ideation -> Controls -> Affect -> Self -> Relations |
| 8 | Fr+rF>0 : Self -> Relations -> Controls Then, |
| 9 | EB intro : Ideation -> Processing -> Mediation -> Controls -> Affect -> Self -> Relations |
| 10 | EB extra : Affect -> Self -> Relations -> Controls -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 11 | p>a+1 : Ideation -> Processing -> Mediation -> Controls -> Self -> Relations -> Affect |
| 12 | HVI : Ideation -> Processing -> Mediation -> Controls -> Self -> Relations -> Affect |
| 13 | OBS : Processing -> Mediation -> Ideation -> Controls -> Affect -> Self -> Relations |
| 14 | DEPI=5 : Affect -> Controls -> Self -> Relations -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 15 | EA>12 : Controls -> Ideation -> Processing -> Mediation -> Affect -> Self -> Relations |
| 16 | M- ou Mp>Ma ou Wsum6>5 : Ideation -> Mediation -> Processing -> Controls -> Affect -> Self -> Relations |
| 17 | ΣShd>FM+m ou CF+C>FC+1 ou Afr<0,46: Affect -> Controls -> Self -> Relations -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 18 | X->0,20 ou Zd>3 ou Zd<3 : Processing -> Mediation -> Ideation -> Controls -> Affect -> Self -> Relations |
| 19 | EGO<0,33 : Self -> Relations -> Affect -> Controls -> Processing -> Mediation -> Ideation |
| 20 | MOR>2ouAG>2 : Self -> Relations -> Controls -> Ideation -> Processing -> Mediation -> Affect |
| 21 | T=0 ou T>1 : Self -> Relations -> Affect -> Controls -> Processing -> Mediation -> Ideation |

Pour l'essentiel, le Système Intégré correspond donc bien à un ensemble de tests de critères (chaque cas de figure est repéré par des critères précis). Pour chaque étape d'interprétation on trouve de 2 à 10 cas de figures en fonction des indices considérés, généralement 4. Aussi, le Système Intégré permet d'identifier un très grand nombre de *combinaisons* des différents indices du test. Pour donner un ordre de grandeur, avec 4 cas de figure pour 72 étapes d'interprétation, on obtient 2.10^{43} combinaisons (Il y a environ 10^{14} connexions entre les neurones du cerveau, il y a environ 10^{47} positions possibles dans un jeu d'échec). Il s'agit donc du nombre d'interprétations standard possibles. Il est relativement clair que le système d'interprétation du Rorschach en Système Intégré est à la fois subtil et rigoureux de même qu'il permet de décrire avec beaucoup de finesse et de nuances le fonctionnement psychique d'une personne.

En revanche, on peut légitimement se demander si ce système n'est pas trop complexe, si certaines distinctions ne sont pas superflues et surtout dans quelle mesure l'interprétation des différents indices du test n'est pas redondante. En effet, si on multiplie l'interprétation de différents indices qui tendent en réalité à mesurer un même construit psychologique on risque d'obtenir des conclusions contradictoires et de multiplier les erreurs d'inférence. Par ailleurs certaines études qui ont servi à la construction du Système Intégré commencent à devenir assez anciennes et elles ne répondent plus forcément aux standards actuels de la recherche.

2.2) RORSCHACH PERFORMANCE ASSESSMENT SYSTEM

Un certain nombre de difficultés identifiées dans le Rorschach en Système Intégré ont poussé un groupe de chercheurs américains à proposer une révision majeure de ce test ce qui a aboutit à la création du Rorschach Performance Assessment System (Meyer et al., 2011). Les critiques principales de ces auteurs portent sur les points suivant :

- Base de connaissances sur lesquelles repose l'interprétation du Rorschach en Système Intégré
- Caractère parfois arbitraire des valeurs seuils de certains scores dans le cadre de tests de critères
- Complexité de la cotation et de l'interprétation
- Variabilité du nombre de réponses données au Rorschach

Un autre aspect important du R-PAS concerne la question normative. Le Rorschach en Système Intégré est basé sur les normes de références américaines. Un certain nombre d'auteurs se sont demandé dans quelle mesure ces normes étaient généralisables à d'autres pays. Pour résoudre cette difficulté, les auteurs du R-PAS ont établi des normes internationales qui sont censées pouvoir être appliquées de manière universelle. Nous avons étudié cette question et sommes fortement en désaccord avec cette position. Nous présenterons en détail ce problème, nos arguments et résultats dans la seconde étude de cette thèse.

2.2.1) RORSCHACH ET EVIDENCE-BASE

Un des objectifs principaux du R-PAS est de simplifier le système d'interprétation du Rorschach en Système Intégré. Les auteurs du R-PAS ont mis en avant un point important, à savoir que toutes les variables du Rorschach ne présentent pas le même niveau de preuve: il

est probablement raisonnable de centrer l'interprétation du test sur les variables qui présentent les meilleurs indices de validité empirique. Aussi, ces auteurs ont entrepris une méta-analyse très importante de l'ensemble des scores du Rorschach et des interprétations qui y sont associées. Les résultats sont encourageants dans la plupart des cas mais ils appellent également à mettre en doute l'interprétation de certaines variables. En effet, parmi les 65 scores étudiés, 30 présentent un niveau de preuve bon ou excellent, 10 présentent un niveau de preuve moyen et 3 un faible niveau de preuve. 10 scores ne présentent aucun indice de validité empirique et 12 autres scores n'ont pas été étudiés du tout. Les auteurs de cette méta-analyse ont tâché de réaliser une évaluation « indépendante » du Système Intégré et ils n'ont pas inclus dans leur recherche les études qui ont servi à la construction du Système Intégré. Bien que cet objectif soit honorable, il pose un problème très important dans le domaine du Rorschach. En effet, la grande majorité des études publiées concernant le Système Intégré, sont des études cliniques qui *utilisent* le test pour étudier certaines populations. Il s'agit d'étude **avec** le Rorschach et non d'études **sur** le Rorschach. Il en découle que la conception de ces études répond à des problématiques psychopathologiques et qu'il ne s'agit pas à proprement parler d'études de validité. A l'inverse, la plupart des études qui ont servi à la construction du Système Intégré sont des études de validité menées en laboratoire. Pour être clair, cela signifie que dans la méta-analyse des auteurs du R-PAS les variables dépendantes des études cliniques avec le Rorschach sont considérées comme des variables indépendantes d'études de validité sur le Rorschach, ce qui est évidemment problématique.

Par exemple, il y a un indice d'isolement social dans le Système Intégré. Cet indice a été validé par des études sociométriques, c'est-à-dire que les personnes qui présentent un indice d'isolement social élevé (VI) sont rarement mentionnées dans des procédures de désignation de pairs (ex : « avec quel camarades préféreriez-vous aller en soirée ? »). Cet indice ne présente aucun indice de validité empirique dans la méta-analyse proposée par les auteurs du

R-PAS. Ceux-ci indiquent que quatre études publiées présentent des informations concernant l'indice d'isolement social. Une de ces études porte sur l'efficacité de l'indice de dépression du Système Intégré (DEPI) avec une étude en groupes contrastés entre 30 déprimés selon les critères de la CIM 10 et 30 participants issus d'un échantillon normatif. Les auteurs proposent une révision de l'indice de dépression DEPI (George & Kumar, 2008). Une étude a comparé le fonctionnement psychologique d'enfants et d'adolescents souffrant de brûlures sévères à l'aide du Rorschach et de la Child Behavior Check List (M. Holaday & Blakeney, 1994). Une autre étude a comparé 24 garçons (enfants et adolescents) souffrant du syndrome d'Asperger à 24 garçons souffrant de différents troubles émotionnels et comportementaux mais sans signe d'autisme. Les auteurs n'avaient pas fait l'hypothèse que l'indice d'isolement social (VD) différerait dans les deux groupes (Margot Holaday, Moak, & Shipley, 2001). Enfin une dernière étude a cherché à étudier les indices du Rorschach et du MMPI qui pourraient déterminer la sévérité des mauvais traitements infligés à 157 enfants et adolescents suivis par les services de la protection de l'enfance du Texas (Perfect, Tharinger, Keith, & Lyle-Lahroud, 2011). Il est assez clair que ces quatre études fournissent des informations très indirectes sur la notion d'isolement social telle que définie dans le Système Intégré, c'est-à-dire par rapport à des variables sociométriques. De plus, une confusion dans les plans expérimentaux (entre VI et VD) apparaît clairement dans la méta-analyse des auteurs du R-PAS.

Quoi qu'il en soit, les auteurs du R-PAS se sont fondés sur les résultats de cette méta-analyse pour simplifier la cotation du Rorschach. En effet, ils considèrent que ne devrait être coté que ce qui peut être interprété et ils ont supprimé de la cotation toutes les variables qui ne présentaient pas ou peu d'indice de validité empirique avec des décisions parfois très discutables.

Par exemple l'indice HVI (Hyper Vigilance Index) du Système Intégré indique une attitude de méfiance chronique à l'égard des autres. Il s'agit d'un indice « syndromique » c'est-à-dire qu'il n'est positif que lorsqu'un ensemble de signes sont réunis dans un protocole (le HVI est « catégoriel »). Cet aspect de la personnalité n'est pas nécessairement pathologique mais lorsque c'est le cas, on est en présence soit d'une schizophrénie paranoïde (si des troubles cognitifs sont présents) soit d'un trouble de la personnalité paranoïaque. Il n'y a aucun indicateur de validité externe pour cet indice dans la méta-analyse de Joni Mihura. Pourtant, les auteurs du R-PAS en ont proposé une révision (Vigilance Composite, V-Comp) sans apporter de preuve empirique de la validité de l'indice révisé. En effet, l'échelle V-Comp est en fait une formule de régression qui vise à prédire la valeur de la somme des items qui composent l'indice HVI. Autrement dit, l'indice V-Comp du R-PAS est « dimensionnel » (c'est-à-dire numérique) et sa validité empirique dépend exclusivement de celle du HVI. Bien que l'indice HVI ne présente aucune preuve empirique dans la méta-analyse proposée par les auteurs du R-PAS, ceux-ci considère que l'indice V-Comp est nécessairement plus précis que le HVI *parce qu'il est « dimensionnel »* et l'indice V-Comp fait partie du R-PAS.

Par ailleurs il est particulièrement problématique de considérer que n'est observable que ce qui est interprétable. Tout d'abord, il est évident que cette position empêche de faire des découvertes sur des variables du Rorschach qui ne sont pas exploitées ou interprétées et cela représente une posture particulièrement autoritariste incompatible avec l'exercice scientifique. Plus fondamentalement, cette position implique également qu'il y ait une adéquation parfaite entre la réalité (des réponses fournies par une personne) et la façon dont on la comprend (soit l'interprétation des réponses). Autrement dit, c'est la compréhension du phénomène qui détermine sa réalité ou sa matérialité et on a donc affaire à une forme d'idéalisme assez marqué (le monde est tel que je le pense) et éloigné de la tradition empirique anglo-saxonne. C'est-à-dire, qu'implicitement, la position qui consiste à ne coter que ce que l'on peut

interpréter revient à dire que certaines choses qu'une personne a vu dans les taches d'encre sont *en réalité* insignifiantes ou insensées, et qu'elles doivent donc être ignorées (la personne a parlé pour ne rien dire). Par nature l'observation (c'est-à-dire la cotation) est descriptive tandis que l'interprétation serait plutôt explicative et il est clair que la description doit précéder l'explication.

2.2.2) INTERPRÉTATION ET VALEURS-SEUILS (CUT-OFF PROBLEM)

Une autre façon de simplifier l'interprétation du Rorschach a consisté pour les auteurs du R-PAS à rejeter en bloc le recours à des tests de critères, et à considérer que toutes les variables du Rorschach devraient être interprétées de manière « dimensionnelle », c'est-à-dire de manière normative par le recours à des rangs percentiles. En effet, les tests de critères du Système Intégré impliquent des valeurs seuils qui peuvent parfois sembler arbitraires ou artificielles (cut-off problem).

De fait, cette position implique l'abandon pur et simple du système d'interprétation du Rorschach en Système Intégré (et non pas une simplification). Par exemple, il y a une différence assez nette entre des personnes qui donnent des réponses reflet (ex : une femme en train de se regarder dans un miroir) et celles qui n'en donnent pas. Il est très probable de trouver des caractéristiques narcissiques marquées chez les personnes qui donnent des réponses reflet. Par ailleurs, la présence de réponses vista (l'estompage des taches d'encre suscite une impression de profondeur) constitue également une caractéristique remarquable dans un protocole et cela indiquera probablement des sentiments de culpabilité, de remord ou d'auto-dévalorisation (une douleur morale dans le vocabulaire d'Henry Ey). Aussi, la présence conjointe dans un protocole de réponses reflet et vistas sera révélateur d'un conflit important concernant l'image qu'une personne a d'elle-même (elle aime se regarder dans la glace mais déteste l'image que cela lui renvoie). Ce type de considération est complètement

absent du R-PAS où on se bornera à constater que cette personne est plus centrée sur elle-même que tel pourcentage de la population et qu'elle présente une plus faible estime d'elle-même que tel autre part de la population.

2.2.3) PROBLEME DU NOMBRE DE REPONSES

Les personnes qui passent le Rorschach peuvent donner plusieurs réponses par planches, ce qui implique que le nombre total de réponses est variable. De ce point de vue un certain nombre d'auteurs ont remarqué que le nombre total de réponses R est corrélé à différents degrés avec les autres variables du Rorschach et il est généralement considéré que cela constitue un facteur de confusion important du test. Nous développerons ce point en détail dans la partie sur la psychométrie du Rorschach.

Gregory Meyer, qui est l'auteur principal du R-PAS, a accordé beaucoup d'importance à ce problème. Notamment, cet auteur considère que le nombre de réponses données au Rorschach constitue la principale source de variabilité et qu'une dimension de « Productivité » permet d'expliquer la majorité de la variance dans les données du test (Meyer, 1992b). Autrement dit, les variables du Rorschach sont corrélées de telle façon qu'elles définissent une dimension unique que les auteurs du R-PAS nomment « Complexité ». Rappelons que dans le R-PAS chaque variable du Rorschach est considérée comme une dimension.

La « Complexité » est un indice original du R-PAS. Il correspond à la somme de tous les contenus, sauf les animaux percus sur l'axe de symétrie, de tous les déterminants, sauf les réponses en pure forme, des réponses qui présentent une Qualité de Développement ordinaire, deux fois les réponses de synthèses entre des détails de la planche et trois fois les réponses de synthèses qui prennent en compte la globalité de la planche ou une localisation dans l'espace blanc (p. 295, Meyer et al, 2011). Cet indice a été développé afin de fournir une estimation

précise du facteur de Productivité du Rorschach (c'est-à-dire le facteur lié au nombre de réponses), la corrélation entre la Complexité et la Productivité étant de $r = 0,95$ (p. 443, Meyer et al, 2011). Pour chercher à résoudre le problème du nombre de réponses, les auteurs du R-PAS ont développé une méthode assez élaborée qui consiste à corriger les scores du Rorschach en fonction de la « Complexité » d'un protocole.

“Because many Rorschach variables are highly correlated with the Rorschach 1st factor, which we call Complexity, we developed a method for adjusting all scores to this factor. [...] quantile regression is an ideal procedure as it can predict any quantile on a distribution regardless of its underlying shape.[...] For our purposes, we predicted the 50th percentile (i.e. the median) for each score from a regression formula using Complexity as the predictor. Then we computed the difference between each respondent's actual score and the predicted value based on his or her level of Complexity. Adding this difference to the median for that score, we then re-profiled the sum of the initial distribution. This allowed us to determine what the score would be if this individual's level of Complexity was at the median.” (p.303, Meyer et al., 2011).

Bien que cette procédure soit assez complexe, l'idée est relativement simple. Il s'agit de chercher à estimer ce à quoi les scores du Rorschach d'une personne ressembleraient si son protocole présentait un niveau médian de Complexité, c'est-à-dire de Productivité soit à peu près un nombre de réponses moyen. La Complexité apparaît donc comme un facteur de confusion, ou du bruit, qu'il convient de supprimer ou de réduire afin d'interpréter des résultats du Rorschach avec plus de justesse. Or, dans le R-PAS la Complexité est quasiment équivalente à la Productivité ($r=0,95$). La Productivité, quant à elle, est un facteur ou une dimension principalement déterminée par le nombre de réponses au Rorschach et qui permet d'expliquer la majorité de la variance dans les données du test. Autrement dit, le facteur le plus informatif du R-PAS est également le plus confus, et l'essentiel du signal qu'on peut tirer du Rorschach est en fait du bruit. Il y a deux possibilités: soit le Rorschach ne sert à rien et il faut cesser de l'utiliser, soit le système d'interprétation du R-PAS est absurde.

Pour ne pas se risquer à utiliser des valeurs seuils (cut-off problem) et avec le postulat que tout phénomène psychique est nécessairement dimensionnel, les auteurs du R-PAS

considèrent chaque score du Rorschach comme une dimension. Par ailleurs pour chercher à résoudre le problème du nombre de réponses, ces auteurs réduisent l'ensemble des variables à une dimension unique de Complexité ou Productivité. La juxtaposition pure et simple de ces deux principes rend le R-PAS fondamentalement incohérent: on ne peut pas dire que chaque variable est une dimension alors qu'une seule dimension permet d'expliquer toutes les variables.

Par ailleurs, la Complexité est fortement corrélée aux variables suivantes du R-PAS: *MC* qui est un indicateur de vitalité psychique, de capacités reflexives et émotionnelles ($r=0,78$), *m* qui mesure une forme d'idéation anxieuse et incontrôlable ($r=0,54$), *SC-Comp* qui évalue le risque suicidaire et les comportements auto-destructeurs ($r=0,50$), *V-Comp* qui indique une attitude de méfiance chronique envers les autres ($r=0,66$) et *H* qui représente la capacité à concevoir les autres de manière complète et à entretenir des relations interpersonnelles saines et de bonne qualité ($r=0,53$).

2.3) CONCLUSION: LE R-PAS NE RESOUD PAS LES PROBLEMES PSYCHOMETRIQUES DU SYSTEME INTEGRE

Le R-PAS se veut être une réponse aux difficultés psychométriques que pose le Rorschach en Système Intégré. Pourtant, Il est relativement clair que le système d'interprétation du R-PAS est incohérent aussi bien d'un point de vue empirique que psychométrique. L'interprétation un par un des scores du Rorschach découle de l'approche clinique du Système Intégré et du recours à des tests de critères. Les aspects du R-PAS portant sur la Productivité ou la Complexité sont issus d'une approche psychométrique et normative du Rorschach. Le développement du R-PAS montre qu'il n'est pas évident de faire fonctionner ensemble approches clinique et psychométrique et que lorsque l'on se contente de les juxtaposer on obtient un système d'interprétation incohérent, voire absurde.

L'aspect le plus intéressant de ces considérations est de constater que finalement les approches clinique et psychométrique ne fonctionnent pas au même niveau. L'intérêt principal de l'approche clinique se situe au niveau de l'analyse des réponses tandis que l'apport principal de l'approche psychométrique concerne les résultats de test au niveau du protocole. Si on respecte les différents niveaux d'analyse et qu'on emploie des méthodes appropriées (méthode clinique au niveau des réponses et méthode psychométrique au niveau du protocole), il devrait être possible de combiner les deux approches de manière très effective. Le Rorschach est historiquement et par nature un test éminemment clinique et il est notoirement difficile d'analyser les données du Rorschach d'un point de vue psychométrique. Aussi, nous allons tâcher d'identifier et de décrire les principaux problèmes que pose la psychométrie du Rorschach avec l'objectif de pouvoir proposer un modèle dimensionnel pour ce test.

3) RORSCHACH ET PSYCHOMETRIE

Bien que le Rorschach soit l'un des tests psychologiques les plus utilisés (Archer, Maruish, Imhof, & Piotrowski, 1991; Hilsenroth & Handler, 1995; Hojnoski, Morrison, Brown, & Matthews, 2006; Musewicz, Marczyk, Knauss, & York, 2009; C. Piotrowski, Sherry, & Keller, 1985; B. Ritzler & Alter, 1986; B. A. Ritzler & Del Gaudio, 1976; Rogers & Cavanaugh, 1983), sa fiabilité, sa validité et son utilité clinique sont souvent controversées (Bornstein, 2001; Gacono, Loving, & Bodholdt, 2001; Ganellen, 2001, 2002; Garb & Florio, 1999; Garb, Wood, Lilienfeld, & Nezworski, 2005; Garb, Wood, Nezworski, Grove, & Stejskal, 2001; Meloy, 2005; Park, 2009; B. Ritzler, Erard, & Pettigrew, 2002; SPA, 2005; Weiner, 2001; Wood, Lilienfeld, Nezworski, & Garb, 2001; Wood, Nezworski, Stejskal, & Garven, 2001). En dépit des efforts considérables qui ont été entrepris pour standardiser les procédures d'administration et de cotation ainsi que pour établir la validité empirique du Rorschach, ce test continue de souffrir d'un certain nombre de difficultés psychométriques inhérentes à sa conception et cela limite de manière très substantielle la portée des efforts scientifiques dans ce domaine.

Il est effectivement assez ardu de traiter de la psychométrie du Rorschach et nous allons tâcher de présenter les difficultés qui se présentent dans ce domaine. Il nous semble que ces difficultés peuvent se réduire à quatre aspects distincts, bien qu'ils s'entrecroisent de manière très importante dans les travaux empiriques ou les articles qui traitent de la psychométrie du Rorschach. Ces aspects sont :

- 1) Les échelles de mesure des variables et leur distribution
- 2) Le problème du nombre de réponses
- 3) Le nombre important de variables, le design expérimental et la puissance statistique
- 4) Les relations des variables entre elles.

3.1) LES ECHELLES DE MESURE DU RORSCHACH

Les variables du Rorschach sont généralement considérées comme des échelles ordinales, c'est-à-dire qu'elles ne mesurent pas des intervalles réguliers. Revenons sur la définition des échelles de mesure.

3.1.1) THEORIE DES ECHELLES DE MESURE DE STEVENS

La typologie des échelles de mesure a été proposée par Stevens en 1946 dans le cadre des travaux sur l'isomorphisme psychophysique postulé par l'école de la Gestalt (Köhler, 1929; Stevens, 1946). Rappelons que cet auteur distingue quatre niveaux d'échelles de mesure et surtout les opérations statistiques que ces niveaux autorisent ou proscrivent.

Les échelles nominales concernent des phénomènes distincts en nature. D'un point de vue mathématique, ces échelles présentent la structure du groupe des permutations :

$$x' = f(x)$$

avec f une fonction de permutation. En effet, si deux observations présentent la même modalité d'une variable nominale, la mesure est invariante pour la permutation de ces deux observations. Ces échelles sont donc créées à partir des opérateurs d'égalité et d'inégalité ($=$, \neq). Les statistiques qui correspondent à ce niveau de mesure sont les fréquences, et les tables de contingence (test exact de Fisher par exemple), le mode étant l'indicateur de tendance centrale.

Les échelles ordinales concernent des phénomènes qui diffèrent en degré mais qui ne présentent pas d'unité de mesure. Les échelles ordinales ont une structure de groupe « isotonique » selon Stevens:

$$x' = f(x)$$

avec f une fonction monotone (x' augmente à chaque fois que x augmente) : on est en mesure de déterminer si une observation présente un niveau plus élevé qu'une autre. Elles sont créées à partir des opérateurs de comparaison ($>$, $<$) et c'est donc la relation d'ordre qui est invariante dans ces échelles. L'indicateur de tendance centrale est la médiane, les statistiques descriptives sont les rangs percentiles et la dispersion est représentée par l'écart interquartile.

Les échelles d'intervalles sont ordonnées et présentent une unité de mesure de sorte qu'elles présentent une structure de groupe linéaire :

$$x' = ax + b$$

avec a et b deux nombres réels. Dans la mesure où les observations ont été réalisées avec une unité de mesure, on peut redimensionner cette unité (passer du mètre au centimètre en divisant par 100 par exemple). De plus ces échelles ne présentent pas de valeur déterminée qui représente un zéro, donc une constante peut être ajoutée. On peut par exemple convertir des degrés Celsius en degrés Fahrenheit, ces deux échelles fournissant la même information (bien qu'elles utilisent des conventions différentes) :

$$T(^{\circ}F) = 1.8 \times T(^{\circ}C) + 32$$

L'égalité des intervalles, c'est-à-dire l'unité de mesure, fait que ces échelles sont construites à partir des opérateurs $+$ et $-$. L'indicateur de tendance centrale est la moyenne et l'indicateur de dispersion est l'écart-type. Les mesures d'association autorisées sont les corrélations par rang de Spearman (Spearman, 1904) et le coefficient de corrélation de Pearson (Pearson, 1896). On pourrait penser que les corrélations de Spearman s'appliquent aux échelles ordinales, mais ce n'est pas le cas. En effet, le calcul du coefficient rho implique des intervalles égaux entre les rangs ce qui correspond donc à une échelle d'intervalle (être à la troisième place est équivalent à être à la seconde place et perdre une place).

Les échelles rationnelles présentent une unité de mesure et une valeur qui représente le zéro de manière non-arbitraire. Elles sont définies par des rapports de proportionnalité tels que :

$$x' = a \times x$$

avec a un nombre réel. La taille par exemple est une échelle rationnelle, on peut dire qu'une personne est deux fois plus grande qu'une autre : si Pierre mesure 180 centimètres et son fils 90 centimètres, Pierre est bien deux fois plus grand que son fils. Par opposition 20 degrés Celsius correspondent à 68 degrés Fahrenheit, mais 40 degrés Celsius correspondent à 104 degrés Fahrenheit et non 136. Toutes les statistiques peuvent s'appliquer aux échelles rationnelles.

Il est particulièrement important de remarquer que les dénombrements (le nombre d'œufs dans une boîte, le nombre d'arbres dans un champ, etc.), sont des nombres cardinaux et à ce titre ils sont toujours des échelles rationnelles. J'ai trois arbres dans mon jardin, Jean en a deux fois plus. Je veux un aussi beau jardin que Jean, alors je plante autant d'arbres qu'il y en a déjà dans mon jardin ($3/3=100\%$). Jean a eu vent de mon projet et a réalisé la même opération dans son jardin : il a maintenant 12 arbres et je n'en ai que la moitié. Stevens remarque qu'en général on ne mentionne pas cette échelle basique dans les discussions qui portent sur les échelles de mesure.

« Foremost among the ratio scales is the scale of number itself - cardinal number - the scale we use when we count such things as eggs, pennies, and apples. This scale of the numerosity of aggregates is so basic and so common that it is ordinarily not even mentioned in discussions of measurement. » (p.680, Stevens, 1946)

Il est particulièrement intéressant de remarquer que, selon Stevens, la nature des échelles de mesure ne dépend pas des observations qu'elles engendrent (ce n'est pas une donnée empirique) ni de quelques contingences extérieures (la nature des échelles de mesure

est une propriété en-soi de ces échelles). En effet, les échelles de mesure sont définies par leurs propriétés mathématiques, c'est-à-dire leur structure de groupe et les opérations qui permettent de les construire (Stevens, 1946).

3.1.2) LES ECHELLES DE MESURE DU RORSCHACH

Fondamentalement, les scores du Rorschach sont calculés à partir du dénombrement d'un certain nombre de caractéristiques des réponses. Par exemple certaines réponses impliquent la perception d'une activité humaine (« quelqu'un qui danse », « un ours qui parle », « deux hommes qui se battent »). D'autres réponses font intervenir la perception de la couleur (« un chapeau rouge », « une feuille verte »). Une réponse peut présenter plusieurs caractéristiques simultanément (« quelqu'un qui a un chapeau rouge et qui danse »). Une fois qu'un protocole est côté, on compte le nombre de réponses qui correspondent à telle et telle caractéristique. On dira par exemple qu'un protocole présente trois réponses mouvement et deux réponses couleur. On a donc bien affaire à des dénombrements, et selon Stevens, ces variables constituent par nature des échelles rationnelles.

Les auteurs qui ont étudié cette question (Cronbach, 1949b; Exner, 1992; Exner, Viglione, & Gillespie, 1984; Meyer, 1996; G. G. Perry & Kinder, 1990; Wittenborn, 1949) considèrent **tous** que les variables du Rorschach ne sont pas des échelles d'intervalle et a fortiori pas des échelles rationnelles. Certains auteurs se contentent de l'affirmer, par exemple Perry et Kinder indiquent que « beaucoup » de variables Rorschach sont ordinales ou nominales (G. G. Perry & Kinder, 1990). Cela laisse supposer que certaines variables seraient des échelles d'intervalle et on serait tenté de demander lesquelles, et surtout sur quels critères une telle décision est basée. Les autres auteurs se basent sur des considérations concernant la distribution des données ou sur le fait que les planches du Rorschach ne sont pas des stimuli équivalents.

3.1.2.1) LES SCORES SU RORSCHACH SONT ORDINAUX (ARGUMENT DE LA DISTRIBUTION)

Lee Cronbach a affirmé que les scores bruts du Rorschach ne constituent pas des échelles d'unités égales d'un point de vue psychologique. En effet, il remarque que la moyenne du nombre de réponses globales W est d'environ 6, et que ce score se distribue généralement entre 1 et 10. Il ajoute que ce score ne peut pas être inférieur à zéro alors qu'il peut atteindre 20 ou 30 chez certaines personnes. Autrement dit, un score inférieur de 6 points à la moyenne des réponses W ($W=0$) est tout autant extrême d'un point de vue clinique qu'un score supérieur de 15 points à la moyenne ($W=21$) (Cronbach, 1949b).

Fondamentalement, cela signifie que Cronbach considère que les scores du Rorschach ne sont pas des échelles d'intervalles **parce que** la distribution de ces scores est fortement asymétrique. Il a tort sur ce point et cela constitue une faute de raisonnement. En effet, mettons le Rorschach de côté pour nous intéresser à cette question ; le rapport entre les échelles de mesure et les distributions qu'elles engendrent.

Considérons par exemple le temps. Dans des conditions normales d'expérimentation, le temps constitue indéniablement une échelle de mesure rationnelle (et donc d'intervalle). Je cours le 100 mètres en 19 secondes et 56 centièmes tandis qu'Usain Bolt le cours en 9 secondes et 58 centièmes ; je cours donc deux fois moins vite que le champion du monde. Autant de temps s'est écoulé entre le départ de Bolt et son arrivé sur la ligne qu'entre son arrivée et la mienne. Nous sommes tous deux partis en même temps et le chronomètre s'est déclenché à partir de zéro secondes (la mesure est rationnelle).

La mesure du temps est beaucoup employée en psychologie, notamment en ce qui concerne les temps de réaction. Il se trouve que les temps de réaction présentent souvent une distribution fortement asymétrique, à tel point qu'il est généralement nécessaire d'effectuer

une transformation logarithmique pour analyser ces scores (une transformation logarithmique permet de représenter sur une même échelle des ordres de grandeurs très différents). Pour une tâche donnée, la plupart des gens répondent (par exemple) entre 0 et 5 secondes tandis qu'une faible proportion d'entre eux répond entre 10 et 15 secondes. Devra-t-on conclure qu'il s'est écoulé plus de temps entre 10 et 15 secondes qu'entre 0 et 5 secondes simplement parce que beaucoup moins de personnes ont réagi entre 10 et 15 secondes ? La réponse est évidemment non car les résultats des participants – ou plus précisément les observations réalisées grâce à l'échelle de mesure « temps » – ne modifient pas les propriétés mathématiques de cette échelle. On peut concéder que la question serait tout autre si des proportions astronomiques étaient en jeu (Einstein, 1905), mais ce n'est pas le cas dans les expérimentations de psychologie.

De plus, quand bien même la distribution d'un score serait symétrique et normale, nous savons tous bien sûr qu'une différence d'un écart-type n'est pas univoque. Par exemple, si la taille moyenne d'une population est de 175 cm avec un écart-type de 5 cm; seul 2% de la population mesurent entre 185 et 190 cm (entre deux et trois écarts-types au dessus de la moyenne) alors qu'environ 34% mesure entre 175 et 180 cm (entre zéro et un écart-type au dessus de la moyenne). Devra-t-on considérer que la taille n'est pas une échelle de mesure rationnelle pour autant ?

En fait les considérations de Cronbach seraient valables si on considérait que l'écart-type est une unité de mesure. On peut quantifier la distance d'une personne à la moyenne de sa population en termes de nombre d'écarts-types, quand on parle de note standard, ou de score normalisé (score z , $\mu = 0$, $\sigma = 1$). On dira que le QI d'une personne se situe à deux ou trois écarts-types au dessus de la moyenne. Lorsque Cronbach considère simultanément des questions de distribution et d'échelle de mesure, cela implique que **l'écart-type est une unité de mesure**. De ce point de vue il est très clair que des intervalles correspondant à un écart-

type ne sont pas équivalents. Cela constitue pourtant une erreur fondamentale : l'écart-type n'est pas une unité de mesure, c'est un paramètre de la distribution (la racine carrée du moment centré d'ordre deux). On pourrait appliquer le raisonnement de Cronbach à d'autres paramètres de la distribution : le score d'une personne est-il égale à la moitié de la moyenne (moment d'ordre 1) ou au double du coefficient d'asymétrie (moment centré-réduit d'ordre 3, skewness) ?

L'écart-type d'une distribution qui suit une loi normale a une interprétation mathématique univoque : les deux valeurs $\mu + \sigma$ et $\mu - \sigma$ correspondent aux points d'inflexion de la fonction de densité de la loi normale (la dérivée seconde de cette fonction s'annule pour ces valeurs) (Gauss, 1809; Laplace, 1812). La valeur $\mu + 2\sigma$ par exemple ne représente rien de particulier pour la fonction de densité, elle n'a pas plus d'intérêt mathématique que la valeur $\mu + 1,5\sigma$. Des scores aux échelles de Wechsler tels que QIT=130 ou QIT=145 sont des points de repères conventionnels.

Lee Cronbach confond les propriétés des échelles de mesure, avec les données qu'elles génèrent (plus précisément avec la distribution de ces données). Ces deux aspects sont conceptuellement et méthodologiquement fondamentalement différents. Les propriétés des échelles de mesure sont des données a priori de l'expérience (et c'est bien pour cela qu'on les utilise), et elles ne dépendent pas des observations recueillies à l'aide de ces échelles qui constituent des données a posteriori. Considérer que **les résultats d'une mesure déterminent son unité** est un raisonnement tautologique et cela représente une impasse et une aporie.

3.1.2.2) LES SCORES DU RORSCHACH SONT ORDINAUX (LES REPONSES ET/OU LES PLANCHES NE SONT PAS EQUIVALENTES)

Pour mieux comprendre cette position, il faut considérer qu'il y a deux façons très différentes d'appréhender les réponses au Rorschach. Soit on considère que chaque réponse

prise dans sa globalité est une entité discrète (perspective holistique), soit on considère que chaque réponse présente un certain nombre de caractéristiques qu'il convient d'analyser (perspective analytique). Prenons par exemple deux réponses :

Planche III : deux femmes en train de discuter

Planche X : le visage d'un homme qui sourit

Il est assez clair que dans leur globalité ces deux réponses sont de nature différente, pourtant elles impliquent toutes deux la perception d'une activité humaine (discuter et sourire). Est-il justifié de considérer que la personne a donné 2 réponses de mouvement humain, ou autrement dit, peut-on additionner ces réponses en considérant qu'il s'agit d'échelle d'intervalle ?

Wittenborn a considéré qu'il serait éronné de supposer que le nombre de réponses couleur ou de réponse mouvement sont associés de manière invariable et inaltérable à une évaluation d'un aspect particulier de la personnalité. Il considère que la signification de ces réponses dépend **des autres** caractéristiques des réponses ou **d'autres** aspects du protocole (Wittenborn, 1949).

Exner a discuté les différentes manières de contrôler le nombre total de réponses données au Rorschach. Il considère qu'un mode d'administration qui imposerait un nombre fixe de réponses par planche ne serait pas bénéfique car une telle procédure serait basée sur l'idée que tous les types de réponses présentent une probabilité égale d'apparition pour chaque planche du Rorschach (Exner et al., 1984). Or, ce n'est pas le cas parce que les planches ne sont pas des stimuli équivalents. Par exemple certaines planches sont colorées et d'autres ne le sont pas. La probabilité d'apparition d'une réponse couleur à une planche noire est donc nulle.

En ce qui concerne le contrôle statistique du nombre total de réponses données au Rorschach, Exner critique l'usage des transformations logarithmiques et des transformations par la racine carrée car elles supposent des échelles d'intervalle (Exner, 1992). Implicitement, il admet donc que les variables du Rorschach ne sont pas des échelles d'intervalle.

Gregory Meyer a précisé les positions d'Exner en ce qui concerne les caractéristiques des planches. Il indique qu'un protocole de 20 réponses ne représente pas 20 opportunités équivalentes d'observer des réponses mouvement ou des réponses couleur par exemple (Meyer, 1996). Aussi, il considère que les catégories de cotations du Rorschach fonctionnent plutôt comme des items dichotomiques (« many Rorschach scoring categories function more like single items » p.258, *ibid*) que comme les échelles des tests de personnalité ou d'intelligence. Il conclut en affirmant que quand on additionne les réponses mouvement dans un protocole de 20 réponses on ne crée pas une échelle globale car chaque réponse n'est pas équivalente à la présentation d'un autre « item » censé mesurer la même dimension sous-jacente.

Il est important de remarquer que dans l'ensemble de ces arguments, il est toujours nécessaire de recourir à des critères d'évaluation extérieurs pour affirmer qu'un score comme la somme des réponses de mouvement humain n'est pas une échelle d'intervalle. D'une certaine manière cet argument revient à considérer des questions de fréquence et de probabilité tel que le fait Cronbach. Par exemple, Il est banal (c'est-à-dire fréquent) et assez aisé de percevoir la réponse mouvement „deux femmes en train de discuter“ à la planche III. Il est plus rare et moins évident de percevoir la réponse mouvement „le visage d'un homme qui sourit „ à la planche X. Pourtant ces deux réponses sont considérées comme équivalentes quand on les additionne suivant le critère “nombre total de réponses de mouvement humain”.

La distinction que ces deux réponses présentent dans leur globalité ne fait pas de doute. Toute la question est de savoir s'il est justifié de s'intéresser aux caractéristiques que présentent ces réponses dans une perspective analytique: la réponse implique-t-elle une activité humaine oui ou non? La réponse implique-t-elle la totalité de la planche oui ou non? Implique-t-elle la symétrie? Y a-t-il plusieurs contenus dans la réponse? S'il y a plusieurs contenus, existe-t-il une forme de synthèse qui les regroupe? Est-ce que le contenu des réponses fait référence à des humains entiers?

En dehors du critère portant sur l'activité humaine, les deux réponses que nous considérons diffèrent sur tous les autres critères (et c'est cela qui fait qu'elles ont l'air très différentes). Autrement dit, s'il est exact de considérer que toutes les réponses données au Rorschach ne sont pas équivalentes, cette remarque ne vaut que tant que l'on considère les réponses comme des unités globales dans une perspective holistique.

3.1.2.3) RORSCHACH ET THEORIE DES REPONSES AUX ITEMS

D'un point de vue opérationnel on pourra considérer que la réponse – prise dans sa globalité – „le visage d'un homme qui sourit“ à la planche X est plus „difficile“ à donner que la réponse „deux femmes en train de discuter“ à la planche III en s'intéressant aux fréquences d'apparition de ces réponses. Il n'est pas anodin que Gregory Meyer évoque le terme „item“ qui d'une façon ou d'une autre évoque la théorie des réponses aux items (Item-Response Theory) par opposition à la théorie classique (True Score Theory). Quand on dit que certaines réponses du Rorschach sont plus difficiles à donner que d'autres (et ici la notion de difficulté s'applique mal), on fait référence à l'IRT.

Dans la théorie classique le score réel d'une personne pour une évaluation donnée est égal au score observé plus une erreur de mesure qu'il convient de quantifier (Novick, 1966). Dans la théorie des réponses aux items, la réponse d'une personne à un item donné est

fonction de trois paramètres: l'aptitude de la personne, la difficulté de l'item et la chance (probabilité de donner une bonne réponse au hasard) (Lord, 1980).

Pour appliquer la théorie de la réponse aux items au test de Rorschach, il est nécessaire de commencer par définir les „items“ qui constituent les réponses possibles à ce test. De ce point de vue, on ne peut pas considérer les réponses au Rorschach selon une perspective analytique. En effet, chaque paire de réponse qu'on peut apparier sur une caractéristique donnée (le mouvement par exemple) diffère de manière trop importante sur la plupart des autres caractéristiques (la planche à laquelle la réponse a été donnée, la découpe utilisée, le nombre et le type de contenus, l'activité de synthèse, l'utilisation de la couleur, de l'estompage, de la symétrie et des espaces blancs, l'adéquation entre la réponse donnée et la découpe utilisée).

Autrement dit, les critères de cotation analytique du Rorschach ne sont pas des „items“ et pour appliquer l'IRT au Rorschach il faudrait considérer les réponses selon une perspective holistique: on répertorie les réponses possibles au test et on les considère comme des entités discrètes, **c'est-à-dire comme des variables nominales**. Il existe une version du Rorschach qui correspond à cette conception, il s'agit de l'épreuve des choix multiples de Harrower-Erikson (Harrower-Erickson & Steiner, 1945).

L'épreuve des choix multiples de Harrower-Erikson

Harrower-Erikson a tenté de standardiser le Rorschach à une époque où l'administration, la cotation et l'interprétation de ce test n'étaient pas standardisées (il s'agissait alors plutôt d'une épreuve). Elle a développé une liste de 300 items-réponses (30 par planche) qui constituent donc des variables nominales dichotomiques (la réponse correspond ou ne correspond pas à un item donné). Elle a établi des normes concernant les fréquences d'apparition des items-réponses dans différents groupes psychiatriques (ce qui est

cohérent avec une échelle de mesure nominale selon Stevens). L'objectif était de prédire des difficultés d'ajustement en comparant les items utilisés aux fréquences observées dans différents groupes psychiatriques (Harrower-Erickson & Steiner, 1945). Ce test a été développé dans le cadre des procédures de recrutement militaire impliquant des passations en groupe. Les résultats préliminaires d'Harrower-Erikson étaient encourageant, mais les études subséquentes ont montré que le pouvoir prédictif du test utilisé comme instrument de screening était insuffisant (Due, Wright, & Wright, 1945; Jensen & Rotter, 1945; Malamud & Malamud, 1945, 1946; Smith & George, 1954). L'intérêt de ce test est essentiellement historique, mais il est intéressant de le mentionner ici car il a été utilisé par Wittenborn qui s'est proposé de tester empiriquement l'hypothèse implicite selon laquelle les scores du Rorschach sont des échelles d'intervalle. Nous présentons ci-dessous quelques exemples des items du test d'Harrower-Erikson pour la planche III du Rorschach :

| No. | Réponse |
|-----|---------------------------------------|
| 1 | De la viande chez le boucher |
| 2 | Deux hommes |
| 3 | Une partie de mon corps |
| 4 | Du rouge et du noir |
| 5 | Un papillon coloré |
| 6 | Des taches de sang et de peinture |
| 7 | Des singes suspendus par la queue |
| 8 | Un nœud papillon rouge |
| 9 | Rien du tout |
| 10 | Quelque chose qui n'est pas listé ici |

L'étude des réponses discrètes au Rorschach

Wittenborn a taché de déterminer la nature des échelles de mesure des scores du Rorschach de manière empirique („The present experiment does involve assumptions regarding the meaning and scalability of a response“ p262, Wittenborn, 1949). Rappelons que pour Stevens, les propriétés mathématiques des échelles de mesure ne dépendent pas des observations qu'elles engendrent et plus précisément l'unité de mesure (c'est-à-dire l'égalité des intervalles) d'une échelle ne peut pas être déterminée sur la base des résultats obtenus.

Wittenborn a remarqué que lorsqu'on additionne les réponses qui répondent à un critère donné, on admet implicitement que la mesure effectuée est une échelle d'intervalle. Il a considéré que la nature de ces mesures ne relevait pas de leurs propriétés mathématiques, mais qu'il s'agissait plutôt d'une hypothèse qu'il s'agissait de tester expérimentalement. Pour ce faire il a fait passer l'épreuve des choix multiples d'Harrower-Erikson à 231 étudiants et calculé les fréquences des 300 items. Pour des raisons statistiques, il n'a pu retenir que 13 items sur les 300 (ce qui montre en soi les limites considérables de cette étude). Il a ensuite calculé les corrélations tétrachoriques entre les 13 items retenus et conclu qu'il n'était pas justifié de considérer les scores du Rorschach comme des échelles d'intervalle (Wittenborn, 1949).

En fait la réponse que fournit Wittenborn est contenue dans la question: il n'y a aucune surprise à constater que des „réponses discrètes“ ne peuvent pas être additionnées ou autrement dit que *des variables nominales ne sont pas des échelles d'intervalle*. Wittenborn a confondu la perspective analytique et la perspective holistique du Rorschach; Selon la perspective analytique, les unités de mesure sont les caractéristiques des réponses (approche classique), selon la perspective holistique, l'unité de mesure est la réponse prise dans sa

globalité (approche d'Harrower-Erikson). Il y avait une incompatibilité fondamentale entre la question posée et la méthode utilisée.

Positionnement Multidimensionnel des scores du Rorschach

Dans la mesure où il est communément admis que les scores du Rorschach sont des variables ordinales, un certain nombre d'auteurs ont proposé d'utiliser des procédures statistiques qui visent à transformer des variables ordinales en échelle d'intervalle. Il s'agit de différentes versions de positionnement multidimensionnel (MDS): MDS selon le modèle de Rasch (Doenges & Scheller, 1976), MDS classique (Ewert & Wiggins, 1973; Osterholm, Woods, & Le Unes, 1985) ainsi qu'une combinaison de MDS et d'Analyse en Composantes Principales (Linting & Van Der Kooij, 2012). Bien que ces approches permettraient de résoudre les difficultés liées aux échelles de mesure des scores du Rorschach – s'il apparaissait que cette question est problématique – elles n'ont trouvé que très peu d'écho dans la littérature. Ce point est assez étonnant car la question des échelles de mesure des scores du Rorschach est généralement considérée comme un problème fondamental qui risquerait de remettre en cause les principes de base de construction du test.

3.1.3) CONCLUSION SUR LA NATURE ORDINALE DES SCORES DU RORSCHACH

Dans l'ensemble les développements proposés pour affirmer que les scores du Rorschach sont de nature ordinale sont plus triviaux qu'il n'y paraît. Constaté que les réponses au Rorschach sont extrêmement variables et qu'à ce titre elles se prêtent mal à l'analyse de données revient à enfoncer des portes ouvertes. Cette difficulté a été résolue dès le départ par Hermann Rorschach qui n'a jamais considéré les réponses à son test comme des entités discrètes, des variables nominales, des items ou une unité de mesure (,comme on peut le constater, l'étude du nombre de réponses ne révèle aucune caractéristique des groupes

étudiés“ p.21 Rorschach, 1921). C'est probablement pour cette raison qu'il a adopté une méthode analytique et qu'il s'est intéressé de manière très approfondie aux caractéristiques des réponses (forme, mouvement, couleur, etc.) plutôt qu'aux réponses prises dans leur globalité selon une perspective holistique et force est de constater que cette méthode s'est révélée très féconde dans le domaine de l'évaluation psychologique. Quoi qu'il en soit, les scores du Rorschach sont des dénombrements, et les dénombrements sont, par nature, des échelles de mesure rationnelle (Stevens, 1946).

3.2) PROBLEME DU NOMBRE DE REPONSES

Le nombre de réponses données au test de Rorschach n'est pas fixe. En effet, il est possible de donner entre une et cinq réponses par planche selon les consignes du Système Intégré (Exner, 2001, 2004). Aussi le nombre de réponses total constitue une variable et il se trouve qu'elle est corrélée à des degrés divers avec un nombre important de variables du test (Cronbach, 1949b; Fiske & Baughman, 1953). On est donc en droit de se demander si une élévation du nombre de réponses mouvement par exemple pourrait être liée à la productivité d'une personne ou si cela constitue une mesure fiable de ses tendances kinesthésiques. C'est ce que l'on appelle « le problème de R ».

L'existence de ce problème ne fait pas de doute et tous les auteurs qui ont traité de la psychométrie du Rorschach l'ont évoqué. La question est plutôt de déterminer si le nombre de réponses ou la productivité est plutôt une cause ou une conséquence en ce qui concerne le processus de la réponse au Rorschach. On se demande également si le problème est important ou négligeable. Enfin si le problème apparaît comme important, il convient de déterminer la meilleure manière de le résoudre. Il y a deux façons d'aborder cette dernière question : soit on modifie les procédures d'administration, soit cherche à contrôler le nombre de réponses par des procédures statistiques.

3.2.1) EXISTENCE DU PROBLEME DU NOMBRE DE REPONSES

John Exner a fortement critiqué l'existence même du problème du nombre de réponses, en considérant qu'il s'agissait d'un « fantôme du passé ». En effet, il constate que les articles qui traitent de cette question font tous référence aux articles de Cronbach et Fiske & Bauman. Or, il se trouve qu'à l'époque où ces articles ont été écrits l'administration du test n'était pas standardisée et le nombre de réponses était susceptible de varier de moins de 10

réponses à plus d'une centaine. Les consignes du Système Intégré réduisent considérablement la variabilité du nombre de réponses. De plus, John Exner fait référence à des considérations concernant l'analyse de la puissance statistique : comme il y a beaucoup de variables dans le Rorschach, on ne peut tout simplement pas utiliser le niveau de risque $\alpha=0,05$ pour affirmer qu'un grand nombre de corrélations sont significatives (Exner, 1992). Cela laisserait supposer que le problème de R n'existe tout simplement pas pour cet auteur, mais en fait il a une position ambiguë sur la question et a notamment cherché à contrôler le nombre de réponses dans certaines recherches (Exner et al., 1984; Mason, Cohen, & Exner, 1985).

3.2.2) NOMBRE DE REPONSES ET CAUSALITE

Certains auteurs ont considéré que les relations entre le nombre de réponses et les autres scores du Rorschach étaient plutôt de nature causale : une plus grande productivité impliquerait mécaniquement une augmentation des autres scores. Cette position a été défendue par Cronbach dans son article séminale sur la psychométrie du Rorschach (Cronbach, 1949b), par Fiske et Bauman qui ont étudié cette question empiriquement (Fiske & Baughman, 1953), ainsi que par les auteurs qui ont identifié un facteur de « productivité » dans le cadre d'Analyse Factorielle ou d'Analyse en Composantes Principales (Meyer, 1992b; Murstein, 1960; Schori & Thomas, 1972; Wood, Krishnamurthy, & Archer, 2003). Concernant ces derniers auteurs, l'argumentaire concernant le caractère causal du nombre de réponses est toujours basée sur les articles de Cronbach et Fiske & Bauman.

D'autres auteurs ont considéré que le nombre de réponses résultait plutôt de facteurs cognitifs ou de facteurs de personnalité (Exner, 1992; Wittenborn, 1959). Les personnes qui souffrent de névrose obsessionnelle par exemple sont assez susceptibles de donner un grand nombre de réponses. De même les personnes qui tendent à découper les planches plutôt qu'à les percevoir dans leur globalité fournissent également plus de réponses. Certains auteurs sont

moins affirmatifs sur la notion de causalité mais constatent que le nombre de réponses est susceptible d'être informatif, notamment dans l'interprétation clinique d'un protocole (Lipgar, 1992) et dans un contexte médico-légal où on est confronté à la question de la simulation (Benton, 1945; Easton & Feigenbaum, 1967; Meisner, 1988; G. G. Perry & Kinder, 1990).

Les auteurs qui pensent que le nombre de réponses est un facteur explicatif tendent à considérer que le nombre de réponses doit absolument être contrôlé (soit directement lors de l'administration, soit par des méthodes statistiques), tandis que ceux qui pensent que cette variable est plutôt une résultante des autres facteurs du test estiment que contrôler le nombre de réponses serait plutôt dommageable (altération des données), même s'ils reconnaissent l'existence du problème.

3.2.3) CONTROLE DU NOMBRE DE REPONSES

A) Lors de l'administration

Du point de vue de l'administration, Holtzman a produit une série de 45 planches avec la consigne explicite de ne donner qu'une réponse par planche, mais ce test n'est quasiment plus utilisé (Holtzman, 1958; Holtzman, Thorpe, Swartz, & Herron, 1961). Gregory Meyer a suggéré de modifier les consignes d'administration du Rorschach et de demander deux réponses par planches. Il admet néanmoins qu'il ne sera pas toujours possible pour une personne de donner exactement deux réponses à chaque planche, et donc que cette modification substantielle de l'administration ne produirait pas l'effet escompté (Meyer, 1992a). Enfin, une procédure a été développée afin de limiter la variabilité du nombre de réponses à défaut de pouvoir la contrôler durant l'administration (R optimized administration). Il s'agit alors de demander systématiquement une réponse supplémentaire si une personne ne donne spontanément qu'une seule réponse à une planche et de ne pas la

laisser en donner plus que quatre par planche (« push for two, pull out after four ») (Dean, Viglione, Perry, & Meyer, 2007).

Aucune de ces méthodes n'est pleinement satisfaisante car elles pourraient induire des distorsions dans les données (Exner, 1992). Exner a étudié l'impact des différentes consignes d'administration des anciens systèmes Rorschach. Dans le système de Beck, on demandait systématiquement une seconde réponse pour les cinq premières planches. Exner a constaté que les réponses additionnelles ainsi obtenues correspondaient majoritairement à des réponses purement formelles (F), impliquant un contenu animal (A) et une découpe courante (D) : les réponses additionnelles n'apportent aucun supplément d'information (Exner, 2003). Aussi les procédures qui modifient les consignes d'administration sont insatisfaisantes et surtout elles ne permettent pas de résoudre le problème du nombre de réponses.

B) Contrôles statistiques

Quel que soit le mode d'administration qu'on utilise, il apparaît finalement que la variabilité du nombre de réponses est une caractéristique inhérente au Rorschach. Aussi il est probablement préférable d'opter pour un contrôle statistique du nombre de réponses. Un certain nombre de procédures ont été proposées dans ce sens mais aucune n'est pleinement satisfaisante. Le contrôle le plus simple consiste à diviser tous les scores par le nombre total de réponses (établir les pourcentages). Aucun auteur ne recommande cette méthode car les pourcentages ainsi obtenus présentent encore des corrélations avec le nombre total de réponses (Cronbach, 1949b; Exner, 1992; Exner et al., 1984; Fiske & Baughman, 1953; Kinder, 1992; Meyer, 1992a; Wittenborn, 1959). Des méthodes similaires de normalisation ont pu être proposées, notamment comparer les scores à la moyenne et l'écart-type du nombre de réponses plutôt qu'à la moyenne et l'écart-type du score en question (Morey, 1982), mais il n'y a pas de réelle justification psychométrique pour l'emploi d'une telle procédure. Cronbach

a suggéré d'utiliser des échantillons stratifiés pour le nombre de réponses (Cronbach, 1949a). Là encore la méthode n'est pas satisfaisante, on découpe de manière plus ou moins arbitraire la variable numérique en catégorie, à l'intérieur de chaque strate le nombre de réponses peut quand même être corrélé aux autres scores et on rend encore plus complexes la question des designs expérimentaux (avec les problèmes de puissance statistique que cela pose). Cronbach a également suggéré de coter un nombre fixe de réponses par protocole, c'est-à-dire d'utiliser des protocoles incomplets (Cronbach, 1949a). Gregory Meyer a employé cette méthode pour convertir les normes du Rorschach en Système Intégré dans le nouveau système d'interprétation R-PAS qui utilise la méthode d'administration qui optimise le nombre de réponses (Dean et al., 2007; Meyer et al., 2011). Cette procédure est très discutable dans la mesure où on n'a aucune idée de la validité de protocoles incomplets : le rapport coût/bénéfice est clairement défavorable. Enfin, les méthodes les plus satisfaisantes sont le calcul des résidus de la régression des scores pour le nombre de réponses et l'emploi de corrélations partielles en contrôlant le nombre de réponses. Il s'agit en fait d'une même approche, les corrélations partielles sont établies sur la base des résidus de la régression du nombre de réponses pour les autres scores du Rorschach.

Cette méthode est satisfaisante dans la mesure où, pour chaque score, la variance qui peut être associée au nombre de réponses est complètement supprimée. Aussi les corrélations du nombre de réponses avec ces scores résiduels est exactement nulle, ce qui résout complètement le problème de R (Anderson & Dixon Jr, 1993; Exner et al., 1984; Mason et al., 1985; J.W. Shaffer, K.R. Duszynski, & C.B. Thomas, 1981). Cette approche est néanmoins problématique car la plupart des variables du Rorschach dévie sévèrement de la normale, ce qui est susceptible de biaiser les calculs (Exner, 1992; Kinder, 1992). Autrement dit, pour que cette technique soit pleinement satisfaisante, il serait nécessaire de transformer les scores du Rorschach afin qu'ils ne dévient pas substantiellement de la normale. Or, bien que le

problème de la distribution des scores du Rorschach soit notoire, très peu d'auteurs ont envisagé de recourir à des transformations de variables (Schori & Thomas, 1972; J.W. Shaffer et al., 1981). Il y a deux raisons à cela : d'une part on considère que les scores du Rorschach ne sont pas des échelles d'intervalle (ce qui rendrait l'utilisation de transformation discutable), mais surtout les résultats seraient difficiles à interpréter et comme l'affirmait Wittenborn, on analyserait alors le Rorschach « tel qu'il n'est pas »(Wittenborn, 1959). Quoiqu'il en soit, il apparaît qu'il faut résoudre le problème de la distribution des variables pour résoudre le problème du nombre de réponses.

Dans le cadre de cette thèse, nous ne rentrons pas dans le débat sur la causalité des relations entre le nombre de réponses et les autres scores du Rorschach. En effet, le problème est avant tout corrélationnel et la corrélation n'implique pas de causalité. Si on peut résoudre le problème corrélationnel, la question de savoir si c'est le nombre de réponses qui détermine la fréquence d'apparition des autres scores ou l'inverse ne se pose plus.

3.3) RORCHACH ET ANALYSE DE LA PUISSANCE STATISTIQUE

3.3.1) LE PROBLEME DES DESIGNS EXPERIMENTAUX

L'analyse de la puissance statistique pose un problème très substantiel dans le cadre des recherches empiriques avec le Rorschach et il y a un conflit majeur entre approche expérimentale et psychométrique. Par exemple, Weiner a consacré un chapitre à la sélection des variables dans les recherches Rorschach. Il indique :

« Two decisions need to be made in selecting Rorschach variables for a research study : which ones and how many ? Generally speaking, the likelihood of obtaining reliable and useful findings in Rorschach research is increased by choosing variables that are precisely defined » (p.75, Weiner, 1995)

La nécessité de sélectionner les variables du Rorschach qui semblent appropriées aux hypothèses de recherches a été formulée à de plusieurs occasions et l'essentiel des recherches publiées suivent cette recommandation (Exner, Kinder, & Curtiss, 1995; Exner & Sendin, 1997; Hibbard & Livingston, 1997; McGuire, Kinder, Curtiss, & Viglione, 1995; Meyer, 1996; Serge Sultan & Porcelli, 2006; Viglione, 1995; Viglione & Exner, 1995; Viglione Jr & Tanaka, 1997; Weiner, 1995). Pourtant, cette recommandation est en contradiction directe avec les remarques formulées par Cronbach en ce qui concerne la psychométrie du Rorschach :

« There are several ways in which significance levels may be inflated so that they become falsely encouraging. One is the common procedure of testing differences on a great many Rorschach scores. This is of course sound practice, but one must then take the total number of significance tests into account in evaluating P. The inflation is more subtle when the investigator rejects a large number of hypotheses by inspection without computing significance tests, and reports only a few significance tests ». (p.400, Cronbach, 1949a)

Le problème apparaît clairement : selon Weiner (et la plupart des auteurs qui ont traité du design expérimental des recherches avec le Rorschach), la probabilité (« likelihood ») de

trouver des résultats intéressants augmente avec une sélection précise des variables. Or, selon Cronbach, la signification statistique de ces résultats est artificiellement gonflée dans ce cas.

On voit ici qu'un fossé se creuse entre les approches expérimentale et psychométrique du Rorschach. En effet, la conception de recherches sur des bases théoriques correspond bien au raisonnement hypothético-déductif propre à la méthode expérimentale. Néanmoins, il faut rejoindre Cronbach quand il montre qu'exclure a priori un grand nombre de variables produit une inflation (il utilise une métaphore monétaire) des risques pris et des effets obtenus dans les recherches avec le Rorschach. Autrement dit, on considère qu'un effet obtenu avec un risque $\alpha=0,05$ est valide si le chercheur l'a décidé auparavant, mais qu'un même effet est invalide s'il ne semble pas pertinent au chercheur. En fait, exclure un grand nombre de variables de l'analyse pour des raisons théoriques revient à faire l'hypothèse que les conditions expérimentales n'ont pas d'effet sur ces variables et à ne pas tester ces hypothèses. En procédant de la sorte, on induit une « inflation des probabilités » (métaphore monétaire) : « l'inflation » du nombre de tests statistiques fait diminuer la « valeur » associée de la signification associée au risque α . Exclure un nombre important de variables de l'analyse pour des raisons théoriques revient à « économiser » des tests statistiques sans intérêt ou sans « valeur » sur le plan conceptuel pour « dépenser » plus judicieusement le risque α sur des tests « pertinents ». Autrement dit, on « spéculer » sur la signification théorique des tests statistiques. Cronbach recommande donc d'ajuster le risque alpha en fonction du nombre de variables impliquées par l'étude (qu'elles aient été incluses ou non dans l'analyse, il ne s'agit pas simplement de la correction de Bonferroni). Il ne fait aucun doute que c'est la position de Cronbach qu'il faut privilégier ici.

3.3.2) ANALYSE DE LA PUISSANCE STATISTIQUE

Nous rentrons alors dans la question de l'analyse de la puissance statistique qui comprend quatre paramètres:

- a) Le risque α d'erreur de Type I (trouver de faux effets)
- b) la magnitude de l'effet (effect size)
- c) la taille de l'échantillon
- d) la puissance du test, c'est-à-dire la probabilité de répliquer le résultat.

Ces quatre paramètres sont interdépendants et présentent 3 degrés de liberté : quand 3 paramètres sont donnés, le quatrième est déterminé automatiquement (Cohen, 1992). En général, le risque α et la taille de l'effet sont connus et on se demande soit quelle est la puissance du test employé compte tenu de la taille de l'échantillon soit quelle serait la taille de l'échantillon nécessaire pour obtenir la puissance recommandée de 0,80 (on devrait pouvoir répliquer les résultats 4 fois sur 5). Compte tenu de ces recommandations et de la réalité de la recherche Rorschach, il apparaît que :

- 1) Toute recherche avec le Rorschach implique toujours un nombre très important de variables et donc de tests statistiques, que ceux-ci soient effectués ou non.
- 2) Il est donc nécessaire d'abaisser le niveau de risque alpha au moins par un facteur 100. Tout résultat qui n'est pas significatif au risque $\alpha=0.0005$ ne devrait pas être considéré comme un résultat fiable.
- 3) Etant donné qu'il est difficile de recueillir des données Rorschach et donc que la taille des échantillons est généralement limitée, des risques alpha aussi faibles impliquent que la puissance statistique (la probabilité de répliquer les résultats) diminue considérablement.

3.3.3) EXEMPLE D'ANALYSE DE LA PUISSANCE STATISTIQUE DANS UNE ETUDE AVEC LE RORSCHACH

Nous allons prendre un exemple concret pour illustrer ce propos. Imaginons qu'un chercheur planifie une étude qui compare un groupe de 30 participants tirés d'un échantillon normatif à 30 patients déprimés (tableau 5). Admettons que ce chercheur ait de la chance et que ses données soient parfaitement représentatives des normes disponibles pour ces deux groupes (Exner, 2004). Il conçoit son étude de manière théorique et sélectionne 14 variables qui semblent liées à la dépression (celles qui composent l'indice de dépression DEPI du Système Intégré). En dépit du fait que ces variables ne soient pas normales, il les compare avec une Analyse de Variance à un facteur (en l'occurrence un test de Student).

Ce chercheur trouve un effet pour 11 des 14 variables sélectionnées. L'effet est important pour 4 variables (SumShd, Afr, SumV et COP), modéré pour 4 variables (CS Blend, MOR, SumC' et intellectualization) et un petit pour 3 variables (S, EGO, FM+m). L'analyse de la puissance statistique montre que 6 des 8 variables qui ont un effet modéré ou important présentent une puissance d'au moins .80, les deux variables restantes étant SumC' (puissance = 0.74) et intellectualization (puissance = 0.64). Il peut être satisfait de son étude et penser apporter des précisions concernant le poids relatif des différentes variables qui composent l'indice de dépression au Rorschach. Ces résultats sont concordants avec ceux de la méta-analyse réalisée par Marvin Acklin concernant la puissance statistique des recherches Rorschach (Acklin & McDowell, 1995; Acklin, McDowell, & Orndoff, 1992).

Tableau 5 : Un exemple d'Analyse de puissance statistique. Les effets importants sont figurés en rouge, les effets modérés en orange et les petits effets en vert. Les variables « conceptuelles » sont repérées en bleu.

| Variable | Normes | | Depressifs | | Taille d'effet | Puissance | Puissance | Echantillon nécessaire pour une puissance de 0,80 |
|----------|--------|------|------------|-------|----------------|-----------------|-------------------|---|
| | mean | sd | mean | sd | Cohen's d | $\alpha = 0,05$ | $\alpha = 0,0005$ | |
| FQxo | 16,44 | 3,34 | 11,65 | 3,79 | 1,34 | 0,999 | 0,96 | 21 |
| FQx- | 1,56 | 1,2 | 4,35 | 2,82 | -1,29 | 0,999 | 0,93 | 23 |
| SumY | 0,61 | 0,96 | 2,03 | 1,22 | -1,29 | 0,999 | 0,94 | 23 |
| SumShd | 3,32 | 2,09 | 6,64 | 3,76 | -1,09 | 0,999 | 0,77 | 32 |
| Afr | 0,67 | 0,16 | 0,46 | 0,16 | 1,31 | 0,999 | 0,95 | 22 |
| XA% | 0,92 | 0,06 | 0,76 | 0,1 | 1,94 | 0,999 | 0,999 | 10 |
| WDA% | 0,94 | 0,06 | 0,8 | 0,1 | 1,7 | 0,999 | 0,999 | 13 |
| X+% | 0,77 | 0,09 | 0,53 | 0,12 | 2,26 | 0,999 | 0,999 | 8 |
| X-% | 0,07 | 0,05 | 0,19 | 0,1 | -1,52 | 0,999 | 0,99 | 17 |
| Sum6 | 1,91 | 1,47 | 6,4 | 2,73 | -2,05 | 0,999 | 0,999 | 9 |
| Lvl2 | 0,06 | 0,25 | 2,44 | 2,4 | -1,39 | 0,999 | 0,97 | 20 |
| WSum6 | 4,48 | 4,08 | 22,62 | 13,65 | -1,8 | 0,999 | 0,999 | 12 |
| GHR | 4,93 | 1,78 | 2,56 | 1,38 | 1,49 | 0,999 | 0,99 | 17 |
| FQx+ | 0,71 | 0,88 | 0,04 | 0,27 | 1,03 | 0,99 | 0,7 | 36 |
| Es | 8,34 | 2,99 | 12,51 | 5,08 | -1 | 0,99 | 0,66 | 38 |
| D | -0,03 | 0,97 | -1,54 | 1,87 | 1,01 | 0,99 | 0,67 | 37 |
| DQv | 0,98 | 1,26 | 2,6 | 2,1 | -0,94 | 0,98 | 0,56 | 43 |
| FQxNone | 0,11 | 0,37 | 1,03 | 1,31 | -0,96 | 0,98 | 0,59 | 41 |
| FC | 3,56 | 1,88 | 1,75 | 1,98 | 0,94 | 0,98 | 0,56 | 43 |
| SumV | 0,28 | 0,61 | 1,27 | 1,29 | -0,98 | 0,98 | 0,64 | 39 |
| Xu% | 0,15 | 0,07 | 0,24 | 0,11 | -0,98 | 0,98 | 0,65 | 38 |
| Bt | 2,37 | 1,32 | 1,13 | 1,25 | 0,96 | 0,98 | 0,61 | 40 |
| INC2 | 0,02 | 0,13 | 0,74 | 1,08 | -0,94 | 0,98 | 0,56 | 43 |
| COP | 2 | 1,38 | 0,86 | 0,92 | 0,97 | 0,98 | 0,62 | 40 |
| PHR | 1,53 | 1,46 | 3,35 | 2,2 | -0,97 | 0,98 | 0,61 | 40 |
| FAB2 | 0,03 | 0,16 | 0,58 | 0,9 | -0,85 | 0,95 | 0,42 | 53 |
| MQ+ | 0,44 | 0,68 | 0,03 | 0,19 | 0,82 | 0,94 | 0,38 | 56 |
| H | 3,21 | 1,71 | 1,96 | 1,34 | 0,81 | 0,94 | 0,37 | 57 |
| C | 0,12 | 0,37 | 0,73 | 1,01 | -0,8 | 0,93 | 0,35 | 59 |
| Dd | 1,16 | 1,67 | 3,49 | 3,88 | -0,78 | 0,91 | 0,32 | 62 |
| DR2 | 0,01 | 0,11 | 0,84 | 1,53 | -0,77 | 0,91 | 0,31 | 64 |
| FQxu | 3,49 | 2,03 | 5,49 | 3,2 | -0,75 | 0,9 | 0,28 | 68 |
| CS Bld | 0,45 | 0,68 | 1,19 | 1,23 | -0,74 | 0,9 | 0,28 | 67 |
| Sx | 0,11 | 0,47 | 0,91 | 1,41 | -0,76 | 0,9 | 0,3 | 65 |
| MQ- | 0,07 | 0,27 | 0,52 | 0,83 | -0,73 | 0,88 | 0,25 | 71 |
| SumColor | 6,09 | 2,44 | 4,29 | 2,53 | 0,72 | 0,88 | 0,25 | 71 |
| S- | 0,25 | 0,56 | 0,84 | 1,05 | -0,7 | 0,85 | 0,22 | 76 |
| AdjD | 0,15 | 0,82 | -0,81 | 1,74 | 0,71 | 0,85 | 0,23 | 75 |
| (Hd) | 0,21 | 0,5 | 0,71 | 0,9 | -0,69 | 0,85 | 0,21 | 80 |
| INC | 0,56 | 0,78 | 1,25 | 1,18 | -0,69 | 0,85 | 0,21 | 79 |

| | | | | | | | | |
|-----------|------|------|------|------|-------|----------|----------|-----|
| Pop | 6,58 | 1,39 | 5,42 | 2 | 0,67 | 0,83 | 0,19 | 83 |
| MQu | 0,21 | 0,51 | 0,73 | 1,04 | -0,63 | 0,8 | 0,15 | 93 |
| Hh | 0,99 | 0,9 | 0,48 | 0,64 | 0,65 | 0,8 | 0,17 | 88 |
| MOR | 0,79 | 0,89 | 1,8 | 2 | -0,65 | 0,8 | 0,17 | 89 |
| PER | 0,92 | 0,91 | 1,98 | 2,09 | -0,66 | 0,8 | 0,18 | 87 |
| SumC' | 1,49 | 1,16 | 2,44 | 1,92 | -0,6 | 0,74 | 0,12 | 105 |
| intell | 1,57 | 1,48 | 2,47 | 2,01 | -0,51 | 0,64 | 0,07 | 145 |
| S | 1,57 | 1,28 | 2,24 | 2,07 | -0,39 | 0,44 | 0,02 | 247 |
| EGO | 0,4 | 0,09 | 0,36 | 0,14 | 0,34 | 0,37 | 0,01 | 337 |
| FM+m | 5,01 | 1,7 | 5,86 | 3,76 | -0,29 | 0,29 | 0,01 | 441 |
| FD | 1,18 | 0,94 | 1,04 | 1,14 | 0,13 | no power | no power | NA |
| Blend | 5,15 | 2,08 | 5,46 | 3,09 | -0,12 | no power | no power | NA |
| Blend/R | 0,24 | 0,1 | 0,25 | 0,14 | -0,08 | no power | no power | NA |
| isolate/R | 0,19 | 0,09 | 0,19 | 0,11 | 0 | no power | no power | NA |

En réalité, les données impliquaient 113 variables. Dans ce cas, la correction de Bonferroni indique que le risque alpha à considérer est plutôt de l'ordre de $\alpha=0.0005$. Avec ce niveau de risque et la taille des échantillons, la puissance statistique chute considérablement et il n'y a plus que 2 variables sur les 14 sélectionnées a priori qui conservent une puissance statistique suffisante (SumShd et Afr). Cependant, le chercheur a rejeté a priori 99 tests de comparaisons et il se trouve que 38 de ces tests correspondent à des différences significatives (25 différences importantes et 13 différences modérées). Compte tenu de la taille de l'échantillon, seuls 13 variables présentent une puissance statistique suffisante et il n'y a que 2 variables qui semblent liées à la dépression sur le plan conceptuel. Fort heureusement, il se trouve que toutes les variables ne sont pas indépendantes mais qu'elles présentent une certaine redondance. En l'occurrence les 13 variables qui présenteraient une puissance statistique suffisante peuvent se réduire à cinq aspects :

- du stress (SumY, SumShd),
- des difficultés émotionnelles (Afr),
- un problème dans l'épreuve de la réalité (FQxo, FQx-, XA%, WDA%, X+%, X-%)
- des troubles cognitifs (Sum6, Lvl2, WSum6)
- et des difficultés relationnelles (GHR).

Pour simplifier, tout ce que cette étude pourrait démontrer c'est que les patients déprimés sont effectivement des patients. Le chercheur obtiendrait des résultats beaucoup plus intéressants avec deux fois plus de participants, ce qui est difficile mais réalisable. Dans ce cas tous les effets importants présenteraient une puissance statistique satisfaisante, mais il est à remarquer que la plupart des variables sélectionnées a priori ne font pas partie de cette liste. Là encore les variables sont redondantes et, en plus des aspects mentionnés plus haut, on trouve :

- du stress et des difficultés de contrôle (SumY, SumShd, es, D),
- un coping basé sur l'évitement des émotions ET des décharges émotionnelles (Afr, FC, DQv, FQxnone, C),
- des problèmes dans l'épreuve de la réalité (FQxo, FQx-, XA%, WDA%, X+%, X-%),
- des troubles cognitifs marqués par des atteintes pathologiques des processus de conceptualisation et de synthèse (Sum6, Lv12, WSum6, INC2, FAB2),
- des difficultés relationnelles (GHR, PHR, COP, H)
- et des processus d'autodépréciation (SumV).

Cet ensemble de signes correspond au tableau de la mélancolie, ce qui est un résultat beaucoup plus satisfaisant. L'aspect principal à retenir concernant l'analyse de la puissance statistique dans les recherches Rorschach est que la complexité du test engendre des pratiques discutables sur le plan du traitement des données. Pour ne pas avoir à abaisser le risque d'erreur de type I, les chercheurs rejettent a priori un grand nombre d'hypothèses (ce qui augmente considérablement le risque d'erreur de type II). Ce faisant, ils sont susceptibles de gonfler artificiellement la signification et le poids de certains effets et de passer à côté d'un nombre important d'effets significatifs.

Toutes ces difficultés se réduisent à un seul aspect : le nombre de variables que comporte le Rorschach. Néanmoins et comme Cronbach le mentionnait, cette remarque ne vaut que tant que les tests sont indépendants. Il se trouve que les variables du Rorschach sont inter-corrélées et donc qu'elles présentent une certaine redondance (on teste plusieurs fois les mêmes effets et on « dépense » du risque alpha en vain). Autrement dit, l'analyse des données du Rorschach semble complexe compte tenu du nombre de variables et de leurs interrelations. En fait, la corrélation des variables est une solution au problème du nombre de variables (et de la puissance statistique). A partir du moment où les variables sont inter-corrélées, il est possible de créer un modèle dimensionnel qui permettra d'identifier les dimensions indépendantes du test (de ne tester qu'une seule fois les effets et « d'économiser » du risque alpha). De plus le caractère redondant des variables permettra d'augmenter la précision de la mesure tout en réduisant le nombre de variables. Il faut donc parvenir à dégager un modèle dimensionnel des données du Rorschach afin de rendre les recherches empiriques plus fiables, plus simples et plus puissantes.

3.4) RORSCHACH ET ANALYSE MULTIVARIEE

3.4.1) REVUE DE LA LITTERATURE DE MURSTEIN

Murstein a fait une revue des analyses multivariées (Analyse en Composante Principales, Analyse Factorielle) du Rorschach réalisées dans les années 40 et 50. La revue comprend les analyses multivariées du Rorschach à proprement parler (7 études) ainsi que des analyses multivariées de plusieurs tests (Rorschach, MMPI et Wechsler notamment). Nous ne nous intéressons pas à ces dernières études.

Hsü a recruté 76 enfants présentant des troubles émotionnels. Seule la verbalisation des réponses à la première planche a été analysée (les cotations du Rorschach n'ont pas été utilisées). Les corrélations tétrachoriques entre 15 variables ont fait l'objet d'une Analyse en Composantes Principales et d'une rotation orthogonale. Cinq Composantes indépendantes ont été extraites: Fluence verbale (mots), Fluence verbale (noms), Fluence verbale (verbes et adjectifs), Réponses visage et Réponses humaines (Hsü, 1947).

Wittenborn a utilisé les données de 247 étudiants de Yale qui avaient passé la checklist de Harrower-Erikson. Les corrélations tétrachoriques entre 13 variables ont été soumises à une Analyse en Composantes Principales suivie d'une rotation orthogonale et 6 facteurs ont été extraits. L'auteur cherchait à tester l'hypothèse selon laquelle les scores du Rorschach sont des échelles d'intervalle. Aussi, il n'a pas vraiment interprété les facteurs, mais il conclut que les scores du Rorschach ne sont pas des échelles d'intervalle (Wittenborn, 1949).

Ce même auteur a produit deux autres analyses multivariées mais qui sont basées cette fois sur le test de Rorschach à proprement parler. Dans une première étude, 92 étudiants de Yale ont été recrutés, les corrélations de Pearson entre 21 variables du système de Klopfer ont

fait l'objet d'une Analyse en Composantes Principales et d'une rotation orthogonale. Quatre facteurs ont été extraits : Productivité, Précision de la perception, Empathie et Dominance de la couleur (Wittenborn, 1950a). Dans une seconde étude, 160 patients ont été recrutés (hospitalisés ou non), les corrélations de Pearson entre 21 variables du système de Klopfer ont fait l'objet d'une Analyse en Composantes Principales et d'une rotation orthogonale. Quatre facteurs ont été extraits : Originalité, Productivité, Précision de la perception et Empathie (Wittenborn, 1950b). Glickstein a critiqué ces analyses car elles ne prennent pas en considération le problème du nombre de réponses. Glickstein a été le premier à suggéré l'utilisation de corrélations partielles contrôlées pour le nombre de réponses. Il a montré que la distribution des corrélations de Pearson et des corrélations partielles étaient très différentes concernant les variables du Rorschach (le nombre de réponses induit du bruit dans la matrice de corrélation) (Glickstein, 1959).

Adcock a recruté 88 enfants de l'île de Cook ainsi que 30 enfants néo-zélandais et conduit une analyse factorielle sur chaque échantillon. Il a retenu 15 variables, calculé des corrélations tétrachoriques et utilisé une rotation oblique pour l'échantillon de l'île de Cook et une rotation orthogonale pour les néo-zélandais. Trois facteurs identiques ont été retrouvés dans les deux échantillons: Fluence, Introversion et Intelligence (Adcock, 1951). Néanmoins l'utilisation de différentes rotations rend ces résultats suspects.

Coan a réanalysé les données de Wittenborn sur les étudiants de Yale. Une Analyse en Composantes Principales (corrélations de Pearson) a été réalisée sur 12 variables (les déterminants), suivie d'une rotation orthogonale. L'auteur a considéré que le facteur de Productivité (lié au nombre de réponses) était un artefact et a omis le nombre de réponses des analyses. Il a extrait 7 facteurs et aucun ne correspond à un facteur de productivité (Coan,

1956). Comme Murstein le fait remarquer, cette procédure ne supprime pas la part de variance qui peut être attribuée au nombre de réponses dans la corrélation entre les variables retenues pour l'analyse (Murstein, 1960).

Stotsky a analysé les données de 148 patients schizophrènes qui avaient passé le Rorschach selon les consignes de Beck. Il a retenu 7 variables (W, D, M, FC, FSH, CF et P) et calculé des corrélations tétrachoriques. Des analyses séparées ont été menées sur les localisations et les déterminants. Deux facteurs ont été extraits des localisations (Réponses Globales, Réponses Détails) et deux facteurs ont été extraits des déterminants (Forme et Mouvement, Dominance Formelle). De même que pour l'étude de Coan, l'omission du nombre de réponses est problématique et il est discutable de mener des analyses séparées sur les variables d'un même test, d'autant plus quand on extrait autant de facteurs que de variables (en ce qui concerne les localisations).

Dans l'ensemble, Murstein a remarqué qu'il y avait des variations considérables dans les méthodes employées dans ces études et que cela expliquait en grande partie la divergence entre les résultats (à commencer par l'utilisation de différents systèmes d'administration et de cotation). Nous le suivons bien évidemment sur ce point. Cet auteur met également l'accent sur des problèmes de colinéarité : les mêmes variables sont utilisées dans le calcul de différents indices qui ne sont donc pas indépendants (par exemple le rapport entre les réponses mouvement et les réponses globales $M:W$ et le rapport entre les réponses mouvement et les réponses couleur $M:C$). Il évoque ensuite des difficultés liées à la fiabilité des corrélations observées par rapport à la taille des échantillons considérés (c'est-à-dire des questions de fluctuation d'échantillonnage). Il ajoute que le problème du nombre de réponses obscurcit les efforts entrepris en termes d'analyse multivariée et qu'il faudrait que le nombre

de réponses soit indépendant des autres variables. De plus, Murstein constate que le coefficient de corrélation de Pearson n'est pas approprié aux scores du Rorschach en raison de leur asymétrie. Il ajoute que des corrélations tétrachoriques ne sont pas appropriées non plus car elles supposent que les variables correspondent à des phénomènes qui se distribuent normalement même si ce n'est pas le cas des mesures, et cette hypothèse n'est pas raisonnable concernant les scores du Rorschach. Il conclut en affirmant que ces études présentent au mieux des solutions factorielles approximatives.

Comme nous allons le voir, la plupart de ces difficultés demeurent en ce qui concerne l'analyse multivariée du Rorschach. Les seuls points qui se sont nettement améliorés sont la standardisation de l'administration et de la cotation qu'a permis le Rorschach en Système Intégré ainsi que l'augmentation de la taille des échantillons.

3.4.2) ANALYSES MULTIVARIEES DU RORSCHACH SUITE A LA REVUE DE MURSTEIN

Wishner a utilisé un échantillon normatif de 157 personnes collecté par Beck (Samuel J. Beck, Rabin, Thiesen, Molish, & Thetford, 1950). Les corrélations entre les pourcentages de 20 variables ont fait l'objet d'une ACP (corrélations de Pearson) suivie d'une rotation orthogonale. Un grand nombre de variables ne sont pas formellement indépendantes (ex : FC+ CF+C% ; CF+C% ; FC%). Quatre facteurs ont été extraits : Synthèse, Complexité, Kinesthésie, Couleur (Wishner, 1959). Néanmoins la rotation orthogonale n'a pas permis d'obtenir une structure simple selon les critères de Kaiser (Henry F Kaiser, 1958). Geertsma a réanalysé les mêmes données et considéré que Wishner n'a pas pu obtenir une structure simple en raison d'une sous-extraction. Il a donc extrait 7 Composantes Principales (corrélations de Pearson) avec une valeur propre supérieure à 1 (critère de Kaiser) et utilisé une rotation oblique : Couleur, Précision de la perception, Kinesthésie, Estompage, Synthèse,

Vista et Animal (Geertsma, 1962). Bien que la méthode de Geertsma soit discutable, il s'agit de la première étude qui présente un modèle dimensionnel qui ressemble aux données du Rorschach. Il semble donc que Geertsma ait raison et qu'une sous-extraction ne permet pas de rendre compte efficacement des données du Rorschach.

Schori a produit une étude intéressante. Il a utilisé les données de 586 étudiants en médecine qui avaient passé le Rorschach selon les consignes de Beck. Schori a éliminé toutes les variables qui étaient des combinaisons des scores bruts du Rorschach, c'est-à-dire que c'est le premier auteur à prendre en compte l'hypothèse d'indépendance formelle des analyses multivariées. Il a retenu 35 variables, qu'il a transformé selon la méthode de Freeman-Tuckey ($Z = \sqrt{X} + \sqrt{X+1}$), calculé les corrélations de Pearson, réalisé une Analyse Factorielle en Axes Principaux et utilisé une rotation varimax. Quatre facteurs ont été extraits des données : Productivité, Dominance Formelle, Kinesthésie et Synthèse (Schori & Thomas, 1972).

Shaffer et ses collègues ont repris les données de Schori en prenant en compte le problème de R. Ils ont retenu 24 variables qui correspondent à des scores primaires du Rorschach, ont calculé des corrélations partielles en contrôlant le nombre de réponses, déterminé le nombre de dimensions à extraire selon le critère de Cattell, extrait 6 Composantes Principales et appliqué une rotation varimax. Les Composantes Principales étaient : Réponses Globales, Mouvement humain, Dominance Formelle, Réponses Animales, Réponses Détails et Dominance de la couleur. Les auteurs fournissent les formules qui permettent de calculer les scores des Composantes Principales (Shaffer et al., 1981). Cette étude est celle qui se rapproche le plus de la nôtre dans son objectif et sa méthode. Il est à noter que ces auteurs ont essayé d'utiliser des transformations logarithmiques pour résoudre

les problèmes de distribution des variables. Ils ont conclu que cette transformation n'avait pas d'effet pratique sur les résultats et ils ne l'ont donc pas utilisée.

Mason et ses collègues ont analysé séparément 3 groupes: 155 schizophrènes, 102 dépressifs et 186 non-patients. Il s'agit de la première analyse multivariée du Rorschach en Système Intégré. Ils ont sélectionné 27 variables qui sont presque toutes des scores primaires (ils ont utilisé 5 scores qui combinent des variables primaires). Les corrélations de Pearson ont été soumises à une ACP suivie d'une rotation varimax. Trois Composantes Principales pour chaque groupe ont été extraites. Les auteurs présentent également des matrices de corrélations partielles contrôlées pour le nombre de réponses, mais ces matrices n'ont pas été utilisées dans les ACP. Pour les schizophrènes les Composantes sont : Complexité, Productivité et Egocentrisme. Concernant les dépressifs les auteurs ont obtenu les dimensions suivantes : Complexité, Productivité et Dominance de la couleur. Enfin pour les non-patients les auteurs ont trouvé des Composantes d'Originalité, Synthèse et une composante qui oppose les Mouvements aux Couleurs. Fondamentalement, les auteurs de cette étude ont cherché à décrire différents profils psychologiques (Mason et al., 1985). L'inconvénient majeur de cette approche est de considérer que le Rorschach ne mesure pas la même chose dans différents groupes psychiatriques, ce qui revient à refaire passer le Rorschach du statut de test à celui d'épreuve projective. Ce problème a été noté par Anderson et Dixon (Anderson & Dixon Jr, 1993). De plus, on ne comprend pas pourquoi des matrices de corrélations partielles sont présentées alors qu'elles n'ont pas été utilisées dans les analyses.

Anderson et Dixon ont trouvé les résultats de Mason et ses collègues problématiques : mener des analyses séparées sur différents groupes psychiatriques ne permet pas de révéler la structure du test à proprement parler et surtout cette approche est sensible aux fluctuations

d'échantillonnage. Ces auteurs se sont donc demandé si on pouvait retrouver une même structure dimensionnelle dans deux échantillons psychiatriques distincts. Deux échantillons de 105 patients adolescents ont pris part à l'étude (troubles des conduites vs. dépression). 23 variables ont été sélectionnées sur des critères semblables à ceux de l'étude de Mason. Il est à noter que 4 variables sont des pourcentages. Les auteurs ont calculé les corrélations partielles entre les variables pour chaque groupe séparément. Ce point est problématique concernant les 4 pourcentages : le nombre de réponses a été contrôlé de deux manières différentes. Les deux matrices ont été soumises à une Analyse Factorielle en Axes Principaux suivie d'une rotation Promax (oblique). Le critère utilisé pour déterminer le nombre de dimensions à extraire n'est pas clair, mais il semble que les auteurs se soient basés sur la proportion de variance expliquée ; c'est-à-dire sur une décision ad-hoc. Quatre facteurs ont été retenus dans les deux groupes. Les auteurs ont testé la différence entre les deux structures factorielle à l'aide d'une analyse LISREL qui s'est révélée non significative. Les auteurs ont ensuite regroupé les deux échantillons et ont également inclus des adolescents qui présentaient des troubles psychiatriques divers pour un total de N=268. Trois facteurs ont été extraits de ces données : Difficulté d'expression affective, Organisation perceptive et Indicateur de santé psychologique (Anderson & Dixon Jr, 1993). Bien que certains choix méthodologiques soient contestables, les auteurs prennent en compte le problème du nombre de réponses, l'hypothèse d'indépendance des analyses multivariées, et la question de l'impact des fluctuations d'échantillonnage sur les structures factorielles.

Meyer a réalisé une étude qui se distingue clairement de toutes les analyses multivariées précédentes, dans le sens où cet auteur a adopté une démarche confirmatoire. En effet, dans une étude préliminaire Gregory Meyer a tâché de rassembler deux domaines distincts de l'évaluation psychologique : l'humeur et la personnalité au sein d'un même

modèle dimensionnel. Ce modèle comprend deux dimensions qui représentent Extratension-Affects Positif et Névrosisme-Affects Négatifs et il a cherché à retrouver ces dimensions dans le Rorschach (Meyer, 1992b; Meyer & Shack, 1989). Cet auteur a conclu de la revue de littérature qu'un ou deux facteurs du Rorschach rendaient essentiellement compte de la productivité et du nombre de réponses, aussi il a extrait quatre Composantes de ses données en estimant que les deux dernières correspondraient au modèle bidimensionnel Personnalité-Humeur. 268 étudiants ont pris part à l'étude et ont passé le Rorschach selon les consignes du Système Intégré. Les corrélations de Pearson entre 26 variables ont fait l'objet d'une ACP et d'une rotation orthogonale. L'inclusion des variables est sensiblement similaire à celle de Mason et ses collègues (majoritairement des variables primaires et 5 scores dérivés). Les quatre Composantes extraites sont : Productivité, Engagement dans la tâche, Dominance de la couleur, Dominance de la forme sur les estompages. L'auteur conclut que ces deux dernières dimensions ne correspondent que partiellement à ses hypothèses. Le problème principal de cette étude est d'interpréter une Analyse en Composante Principale comme une Analyse Factorielle Confirmatoire alors même qu'on ne peut pas évaluer la qualité de l'ajustement. L'inclusion des variables a rendu impossible le recours à une AFC en raison de problèmes de colinéarité (en l'occurrence, le nombre total de réponses est égal à la somme des localisations $R = W + D + Dd$).

Costello a également produit une étude originale. Cet auteur s'est demandé quelle était la validité psychométrique des certains scores dérivés du Rorschach communément utilisés dans la pratique clinique. Par exemple, on considère généralement que les réponses couleur constituent une dimension relativement indépendante du Rorschach et cela correspond à la somme pondérée des couleurs : $WSumC = 1.5 * C + 1 * CF + 0.5 * FC$. Y-a-t-il une justification psychométrique à ce calcul ? Costello a recruté 300 femmes hospitalisées pour

idéation suicidaire ou tentative de suicide. Les protocoles ont été recueillis sur une période de 27 ans et un certain nombre d'entre eux ont été administrés avec le système de Beck. Tous les protocoles ont été recotés selon les critères du Rorschach en Système Intégré. Costello a établi les corrélations de Pearson entre 13 variables qui composent l'ensemble de base du Système Intégré (M, FM, m, FC, FC', FT, FY, FV, TF+T, YF+Y, VF+V, C'F+C' et CF+C.) réalisé une Analyse en Composantes Principales suivie d'une rotation Oblimin (oblique). Il a extrait trois composantes qu'il a appelées « Modified Experience Actual » (M, FC, FC'), « Modified Experience Potential » (FM, FT, FY, FV) et « Modified Experienced Stimulation » (m, CF+C, C'F+C', TF+T, VF+V, YF+Y). Le résultat principal présenté par cet auteur est que les indices couramment utilisés pour interpréter le Rorschach ne correspondent que partiellement à des dimensions telles qu'on peut les définir dans le cadre de l'analyse multivariée (Costello, 1998). Néanmoins, l'utilisation d'une rotation oblique obscurcit ce résultat. Par exemple il y a une corrélation de 0.85 entre « Modified Experience Actual » et « Modified Experience Potential ». Si nous ne partageons pas les choix méthodologiques de cet auteur, et bien que l'échantillon utilisé soit assez problématique pour une étude qui a une visée générale, nous nous posons les mêmes questions que Costello quant à la validité psychométrique des indices Rorschach communément utilisés dans la pratique.

James Wood (qui est très critique envers l'utilisation du Rorschach en général) et ses collègues ont investigué les relations entre Rorschach et échelles de Wechsler. 152 patients adolescents (hospitalisés ou non) ont pris part à l'étude et ont passé le Rorschach selon la méthode du Système Intégré. Les auteurs ont suivi une méthode en deux temps : ils ont d'abord produit un modèle sur un nombre limité de variables puis ils ont ajouté des variables à ce modèle. Les auteurs précisent que la seconde étape est « exploratoire » mais cette affirmation est suspecte. 14 variables ont été sélectionnées sur la base de la littérature sur

l'analyse multivariée du Rorschach. Cette liste comprend le nombre total de réponses ainsi que 5 pourcentages (des scores divisés par le nombre de réponses). Trois facteurs ont été extraits d'une Analyse Factorielle en Axes Principaux (corrélations de Pearson) suivie d'une rotation Varimax : Synthèse, Productivité et Précision de la perception. Les auteurs ont ajouté 5 variables à ce modèle car elles présentaient des corrélations substantielles avec les facteurs identifiés. Ces variables sont : la somme des mouvements ($M + FM + m$), les mouvements actifs (Ma), la somme des contenus humains ($H+Hd+(Hd)+(H)$), les réponses Paires et les estompages de diffusion SumY. Les Mouvements Humains M faisait partie des variables retenues initialement. Les auteurs ont donc ajouté deux variables qui ne sont pas formellement indépendantes par rapport aux variables déjà analysées et les contenus humains sont fortement corrélés aux Mouvements humains. Enfin, les auteurs **ne présentent pas** les corrélations entre les scores factoriels et les échelles de Wechsler, mais simplement les corrélations entre les variables qui composent les facteurs et les scores de QI Verbal, Performance et Total. Ils concluent que seuls les variables liées au facteur de synthèse sont significativement corrélées aux échelles de Wechsler. Néanmoins, il y a 8 corrélations qui présentent une taille d'effet modérée et 5 d'entre elles sont dues aux variables ajoutées de manière ad hoc (Wood et al., 2003).

3.4.3) CONCLUSION SUR L'ANALYSE MULTIVARIEE DU RORSCHACH

Le premier constat à effectuer est que finalement la question de l'analyse multivariée du Rorschach n'a pas beaucoup évolué depuis la revue de la littérature de Murstein (Murstein, 1960) et les problèmes principaux demeurent : les variables présentent des distributions fortement asymétriques, ce qui rend l'utilisation de corrélations de Pearson très discutable. Assez peu de chercheurs ont pris en compte l'hypothèse d'indépendance formelle des analyses multivariées et cette hypothèse est violée dans la plupart des études. De plus le problème du nombre de réponses n'est pas traité ou est mal traité dans la plupart des études.

Certains auteurs continuent d'utiliser des pourcentages alors que cette solution n'est pas satisfaisante. Quand des corrélations partielles contrôlées pour le nombre de réponses sont utilisées, les problèmes de distribution ne sont pas traités, ce qui biaise les résultats. La question de la sous-extraction ou de la dimensionnalité n'est quasiment jamais abordée. Les aspects qui ont significativement progressé sont la taille des échantillons et l'utilisation d'un système standardisé d'administration et de cotation (Le Système Intégré).

Il est assez frappant de remarquer que les auteurs se situent généralement en réaction par rapport à une autre étude. Souvent une nouvelle étude cherche à corriger un problème psychométrique mais en néglige un autre qui avait déjà été traité. Geertsma pense que l'incapacité de Wishner à obtenir une structure factorielle simple est due à un problème de sous-extraction mais il utilise une rotation oblique pour parvenir à ses fins (Geertsma, 1962) (il réintroduit les problèmes de dépendance que Wishner avait tâché de régler). Schori est le seul auteur à avoir proposé une transformation pour traiter les problèmes de distribution des variables et il est le premier à prendre en compte l'hypothèse d'indépendance de l'analyse multivariée mais il retombe dans les problèmes de sous-extraction et du nombre de réponses. Shaffer se propose de réanalyser les données de Schori en utilisant des corrélations partielles pour traiter le problème du nombre de réponses, mais il ne s'autorise pas à transformer les variables et retombe dans des problèmes de distribution. Mason et ses collègues évoquent le problème du nombre de réponses, calculent des corrélations partielles mais utilisent finalement des corrélations de Pearson. Ils produisent trois analyses séparées sur trois groupes de taille limitée, ce qui fait réapparaître les difficultés liées aux fluctuations d'échantillonnage observées par Murstein dans les années 40 et 50. Anderson et Dixon remarquent ce problème et se proposent de l'étudier, mais ils utilisent deux méthodes différentes pour contrôler le nombre de réponses et prennent un certain nombre de décisions ad hoc. Costello se pose des

questions similaires à Schori, mais il ne prend en compte ni les problèmes de distribution ni le problème du nombre de réponses. De plus son analyse est celle qui est la plus limitée en ce qui concerne l'inclusion des variables. Meyer ignore dans ses analyses les problèmes de distribution et le problème du nombre de réponses, bien qu'il les mentionne dans son étude. Il adopte une démarche confirmatoire avec une technique d'analyse descriptive, ce qui rend la démarche discutable. Wood et ses collègues ont également adopté une démarche confirmatoire en ce qui concerne les rapports entre QI et Rorschach mais cela les a amenés à prendre certaines décisions ad hoc assez contestables.

Au-delà des difficultés psychométriques inhérentes à ces analyses, elles partagent toutes un même problème principal : **l'ensemble des scores primaires du Rorschach n'a jamais été soumis à une analyse multivariée**. Ce point est particulièrement délicat, car il est évident que les choix des variables à inclure dans l'analyse vont déterminer assez directement les solutions factorielles. Il en va de même en ce qui concerne les questions de dimensionnalité. Dans la mesure où les critères de Cattell et de Kaiser donnent des indications très différentes concernant le nombre de dimensions à retenir, un certain nombre d'auteurs indiquent clairement qu'ils ont tâtonné et pris leurs décisions sur des critères ad hoc comme l'obtention d'une structure factorielle simple ou le pourcentage de variance expliquée.

Alors même qu'ils sont négligés ou survolés dans la plupart des études, ces deux aspects (choix des variables, nombre de dimensions) ont probablement un impact bien plus important sur les résultats que les problèmes communément évoqués de distribution, de choix de corrélations ou du nombre de réponses. Fondamentalement, les problèmes de distribution et du nombre de réponses sont susceptibles de *biais* le calcul des corrélations entre les variables, ou autrement dit de donner des informations imprécises. En revanche on n'a aucun moyen de

déterminer quelle serait l'impact sur une matrice de corrélation de variables qui ont été exclues de l'analyse. Autrement dit, certaines corrélations faibles ou modérées peuvent entraîner le regroupement de certaines variables sur une dimension mais il est possible que ces variables soient corrélées de manière plus importante avec des variables qui n'ont pas été prises en compte. Dans ce cas, ce sont des dimensions complètes qui disparaissent des résultats. Il en va de même avec le nombre de dimensions à retenir s'il se trouve qu'une sous-extraction a été effectuée.

Notre position sur ces questions est simple : si on se propose d'étudier la structure des scores du Rorschach, il faut commencer – dans la mesure du possible – par analyser **tous** les scores primaires (c'est-à-dire ceux issus directement de la cotation). On constate en effet qu'il n'y a pas de consensus parmi les chercheurs sur une liste de variables à inclure dans les analyses. Par ailleurs on constate également que le nombre de dimensions à retenir est également problématique et il nous semble qu'il faille le déterminer d'une manière qui soit satisfaisante sur le plan statistique. Nous évoquerons la question de l'Analyse Parallèle dans la partie sur les outils. Enfin, on voit que la question de la distribution des scores du Rorschach est centrale mais qu'elle n'est que très peu abordée. Il faut pourtant commencer à chercher à résoudre ce problème si l'on veut résoudre les autres problèmes psychométriques que pose l'analyse multivariée du Rorschach (notamment le calcul des corrélations et le problème du nombre de réponses).

CONCLUSION SUR LA PSYCHOMETRIE DU RORSCHACH ET OBJECTIFS

L'étude de la littérature qui traite de la psychométrie du Rorschach montre que des problèmes substantiels existent dans ce domaine et qu'ils ont été identifiés très tôt. Cette revue montre également que la plupart de ces difficultés demeurent en dépit des efforts entrepris. Les problèmes principaux sont la distribution des variables, la variabilité du nombre de réponses, le nombre important de variables et leurs inter-corrélations. Le problème le plus important est celui du nombre de variables. D'une part les plans expérimentaux utilisés dans les recherches avec le Rorschach impliquent l'exclusion a priori d'un grand nombre de variables, ce qui a un effet délétère sur la puissance statistique de ces études. D'autres part, un certain nombre de variables du test sont des combinaisons de variables primaires conçues empiriquement, ce qui implique qu'on teste plusieurs fois les mêmes effets. De plus, on ne connaît pas les qualités psychométriques de telles combinaisons : un groupe de variables tendent-elles réellement à mesurer un même phénomène ou autrement dit, mesurent-elles une dimension indépendante ? Enfin, on pourrait recombinaison les scores primaires du Rorschach à loisir et engendrer ainsi une inflation considérable de la complexité du test. Autrement dit, il est très clair qu'il est nécessaire de trier et de résumer l'information contenue dans les données du Rorschach, c'est-à-dire de proposer un modèle dimensionnel pour ce test. On rentre donc dans l'analyse des corrélations. Deux problèmes principaux se posent ici : la variabilité du nombre de réponses et la distribution des variables. Dans la mesure où le nombre de réponses est corrélé à un nombre important de variables, il s'agit probablement d'un facteur de confusion : les corrélations entre plusieurs paires de variables peuvent s'expliquer en partie par le nombre de réponses. Il faut donc contrôler cette variable statistiquement et le recours à des corrélations partielles est l'option la plus judicieuse de ce

point de vue. Néanmoins, la distribution des variables du Rorschach est fortement susceptible de biaiser de tels calculs et par conséquent il semble nécessaire de recourir à des transformations en amont de l'analyse. Enfin, la question de la dimensionnalité des données du Rorschach n'a été que très peu abordée et il est nécessaire de recourir à des méthodes d'analyse moderne en ce domaine. Notre travail vise à réaliser ces différents objectifs.

Nous présentons trois études. La première consiste à présenter un modèle dimensionnel pour le Rorschach en Système Intégré selon une approche psychométrique. Nous avons ensuite pu appliquer ce modèle dans le cadre de deux recherches empiriques. La seconde étude cherche à déterminer si des différences culturelles s'expriment au Rorschach ou, autrement dit, si on peut interpréter ce test en utilisant des normes internationales ou s'il vaut mieux recourir à des normes nationales. Enfin la troisième étude est une étude de validité portant sur le Type de Résonance Intime (TRI). Dans le Système Intégré, on considère que le TRI permet d'évaluer les stratégies de résolution de problème. John Exner – le créateur du Rorschach en Système Intégré – accorde une très grande importance à cette variable et le Professeur Anne Andronikof considère qu'elle constitue la pierre angulaire de l'édifice du Rorschach (Andronikof, 2002). Pourtant cette variable a été très peu étudiée malgré son caractère central pour le Rorschach en Système Intégré. Il semble donc tout à fait pertinent de proposer une étude de validité du TRI.

Nous avons dû développer certains outils afin de réaliser ces différentes études. Nous avons tout d'abord besoin d'une méthode statistique qui permette de déterminer avec précision le nombre de dimensions à extraire d'une analyse multivariée. L'Analyse Parallèle est la méthode la plus recommandable actuellement disponible. Néanmoins, nous avons pu identifier certaines limites de cette technique et nous en proposons une révision (BAPPA :

Bootstrap And Permutation Parallel Analysis). Nous avons également besoin d'un logiciel simple, accessible et modulable pour traiter les données du Rorschach. Une telle solution n'était pas disponible et nous avons donc créé notre propre application de gestion des données du Rorschach (CHESSSS). Enfin, nous devons disposer d'un test psychologique qui permette d'évaluer les stratégies de résolution de problème de manière fiable dans le cadre de la dernière étude sur le Type de Résonance Intime. Le logiciel Samuel, qui est une version informatisée des cubes de Kohs, répond à cet objectif. Néanmoins, nous avons identifié certaines difficultés concernant la définition des stratégies de résolution de problème dans Samuel et nous proposons une révision de ce test. Nous présentons d'abord le développement de ces outils, puis les études que nous avons réalisées dans le cadre de cette thèse.

DEUXIEME PARTIE

Développement des outils : BAPPA, CHESSSS et révision de Samuel



1) DIMENSIONALITE, REECHANTILLONNAGE ET ANALYSE PARALLELE: LA TECHNIQUE BAPPA

1.1) DEFINITION DE L'ANALYSE PARALLELE

L'Analyse Parallèle est une technique qui vise à estimer la dimensionnalité d'un jeu de données. Elle consiste à générer un grand nombre de jeux de données aléatoires (en général 1000). Ces jeux de données ont autant de variables et d'observations que les données à analyser et bien que les variables soient générées de manière aléatoire, elles suivent une loi normale. Une décomposition en valeurs propres est opérée sur chaque jeu de données aléatoire et on obtient donc pour chaque dimension 1000 valeurs propres qui rendent compte du hasard. Intuitivement, l'Analyse Parallèle cherche à identifier des dimensions qui diffèrent significativement du hasard. Les valeurs propres du jeu de données analysé (c'est-à-dire la part de variance expliquée par le modèle dimensionnel) sont ensuite comparées à celles de l'Analyse Parallèle. On utilise alors différentes valeurs seuils de la distribution des valeurs propres de l'Analyse Parallèle: la moyenne, le 95ème percentile ou le 99ème (Green, Levy, Thompson, Lu, & Lo, 2012).

1.2) LA QUESTION DE LA DIMENSIONALITE DES DONNEES

Une analyse multivariée nécessite qu'un certain nombre de décisions soient prises en termes d'options méthodologiques: type de corrélation (Pearson, Spearman, Polychorique), méthode d'analyse (Analyse Factorielle vs. Analyse en Composantes Principales), méthodes d'extraction pour les Analyses Factorielles (principalement Axes Principaux et Maximum de Vraisemblance), nombre de dimensions à retenir et méthode de rotation (aucune, orthogonale ou oblique). Par ailleurs, un certain nombre de paramètres sont susceptibles de biaiser les résultats de l'analyse multivariée ou peuvent produire des dimensions qui ne soient pas fiables

ou replicables. Il s'agit principalement de la taille de l'échantillon, du ratio entre le nombre de variables et le nombre de participants, du nombre de variables significativement saturées par les dimensions et de l'existence ou non de "marqueur", c'est-à-dire de variables qui sont très fortement saturées par une dimension et qui la définissent en quelque sorte. Certains auteurs considèrent que la décision la plus sensible à prendre (c'est-à-dire celle qui est susceptible d'avoir le plus gros impact sur les résultats) est la question du nombre de dimensions à retenir ou dimensionnalité (Courtney, 2013; Hayton, Allen, & Scarpello, 2004; Jelaska, Mandić-Jelaska, & Lovrić, 2012; Zwick & Velicer, 1986).

Deux critères principaux sont très généralement utilisés pour évaluer la dimensionnalité d'un jeu de données. Le critère de Cattell est conçu pour être restrictif et cherche à expliquer un maximum de variance par un minimum de dimensions. Les problèmes principaux que posent ce critère est qu'il est subjectif (basé sur une inspection visuelle du graph des valeurs propres) et qu'il tend à sous-estimer la dimensionnalité des jeux de données. A l'inverse, le critère de Kaiser est extensif et stipule qu'il faut retenir toute dimension qui explique plus de variance que n'importe quelle variable du jeu de données. Les inconvénients principaux de ce critère est qu'il est quelque peu arbitraire: une dimension dont la valeur propre est de 1,01 est retenue alors qu'une dimension dont la valeur propre est de 0,99 est rejetée. Pourtant ces deux dimensions expliquent quasiment la même part de variance. De plus, le critère de Kaiser surestime très généralement la dimensionnalité des données. Il vaut mieux considérer ces deux critères comme les bornes à l'intérieur desquelles il convient de chercher le nombre de dimensions à retenir d'une analyse multivariée.

Plusieurs techniques ont été développées pour pallier les limites des critères de Cattell et de Kaiser. Ces techniques se répartissent dans deux grandes catégories: celles basées sur l'analyse du graph des valeurs propres (eigenvalues) et celles qui prennent plutôt en considération des indices d'adéquation du modèle (goodness of fit). Les critères de Cattell et

de Kaiser, ainsi que l'Analyse Parallèle dont il est question ici rentre dans la première catégorie. Pour présenter les intérêts propres que présentent les techniques basées sur les valeurs propres et celles basées sur des indices d'adéquation, il faut d'abord faire un point sur les différences entre Analyse Factorielle et Analyse en Composantes Principales.

Tout d'abord on peut dire que les objectifs de l'Analyse Factorielle sont sensiblement différents de ceux de l'ACP. L'Analyse Factorielle stipule qu'il existe des dimensions "latentes" (inobservables) qui expliquent les patrons de covariations observées dans les données. L'objectif de l'Analyse Factorielle est de tester l'adéquation d'un modèle dimensionnel aux données observées (le modèle doit être en mesure de reproduire la matrice de covariation). Par opposition, l'ACP est une approche descriptive et son objectif est simplement de représenter les données de manière simple et efficace (réduction de données, regrouper des variables corrélées entre elles, isoler le signal du bruit). D'un point de vue méthodologique, la différence essentielle entre une Analyse Factorielle et une ACP concerne la diagonale de la matrice de corrélations. Dans une ACP, les corrélations sur la diagonale de la matrice ont toutes pour valeur 1 car la corrélation d'une variable avec elle-même est parfaite. Une Analyse Factorielle fait la distinction entre la part de variance qu'une variable partage avec les autres variables analysées et la part de variance propre ou "unique" de cette même variable (comme dans le modèle du facteur g de Spearman). La part de variance qu'une variable partage avec les autres s'appelle "communauté". Dans une Analyse Factorielle, les corrélations parfaites sur la diagonale de la matrice de corrélations sont remplacées par les communautés (on dit que la matrice de corrélations est réduite).

Dans la mesure où une Analyse Factorielle est basée sur la matrice de corrélations réduite, certains auteurs ont estimé qu'il n'était pas justifié d'utiliser le graph des valeurs propres pour déterminer le nombre de facteurs à retenir. (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999; Gorsuch, 1980; Horn, 1969). En ce qui nous concerne, cela signifie qu'il ne

serait pas judicieux d'utiliser une Analyse Parallèle (qui est basée sur le calcul des valeurs propres) dans le cadre de l'Analyse Factorielle. Il semble effectivement plus cohérent d'utiliser les indices d'adéquation du modèle (goodness of fit) dans ce cas (ex: Maximum de Vraisemblance, Minimum Average Partial, Root-Mean-Square Residual) (Fabrigar et al., 1999; Ruscio & Roche, 2012; Wayne F Velicer, 1976). Les méthodes basées sur le Maximum de Vraisemblance et MAP ont obtenu de bons résultats dans les recherches empiriques (Fabrigar et al., 1999; Wayne F. Velicer, Eaton, & Fava, 2000; Zwick & Velicer, 1986), mais une méthode plus récente produit de meilleurs résultats: la technique de Comparaison de Données (Ruscio & Roche, 2012). La méthode de Comparaison de Données fonctionne un peu sur le même principe que l'Analyse Parallèle, à ceci près que la décision sur la dimensionnalité est basée sur un indice d'adéquation du modèle plutôt que sur le graph des valeurs propres. En effet, il s'agit d'une méthode itérative où des données sont générées selon une structure factorielle de complexité croissante. A chaque étape un indice d'adéquation du modèle est calculé (Root Mean Square Residual) et le processus s'arrête lorsque un nombre plus élevé de facteurs ne permet pas d'améliorer significativement l'adéquation du modèle. Cette technique produit de très bons résultats dans le cadre de l'Analyse Factorielle: le nombre de facteurs estimé est correct dans 86% des cas (Ruscio & Roche, 2012). Cette approche est cohérente avec le principe de l'Analyse Factorielle qui requiert un modèle a priori des données qu'il convient de tester (Zwick & Velicer, 1986).

Nous tendons à favoriser l'Analyse en Composante Principale par rapport à l'Analyse Factorielle, principalement parce qu'il y a une indétermination fondamentale dans les équations de l'Analyse Factorielle (Guttman, 1954; Schonemann & Wang, 1972; James H. Steiger, 1996; James H Steiger & Schönemann, 1978; Wayne F. Velicer & Jackson, 1990) : L'Analyse Factorielle ne permet pas de calculer les scores des participants sur les dimensions du modèle (Fabrigar et al., 1999). Pour être plus précis, des scores factoriels peuvent être

calculés de manière exacte mais pas de manière unique (les équations de l'analyse factorielle admettent une infinité de solutions pour les scores factoriels, il ne s'agit pas d'un problème d'estimation), c'est ce qu'on appelle l'indétermination des scores factoriels (Camp, 1932, 1934; Thomson, 1934, 1935; Wilson, 1928a, 1928b, 1929; Wilson & Worcester, 1939). En particulier, on peut calculer des scores factoriels opposés pour une personne tout en satisfaisant un même modèle factoriel. Aussi certains auteurs considèrent que les observations (soit en général les scores des participants) n'ont pas d'autre intérêt que le calcul de la matrice de corrélations. Par exemple, Heermann a affirmé "*the description of the individual subject is not necessarily a major objective of factor analysis*" (Heermann, 1964, p. 379). Autrement dit, nous ne préférons pas recourir à l'Analyse Factorielle car elle implique une rupture entre les variables et les personnes sur lesquels elles ont été mesurées, comme si les variables avaient une existence propre et détachée des contingences matérielles: l'Analyse Factorielle relève de l'idéalisme (les dimensions d'une Analyse Factorielle sont "latentes" et inobservables). Nous sommes en accord avec la position du Guttman lorsqu'il conclut "*the Spearman-Thurstone approach may have to be discarded for lack of determinacy of its factor scores*" (Guttman, 1955, p. 79). Dans la mesure où notre travail relève de la psychologie clinique et que nous sommes donc particulièrement intéressés par la description de l'individu ; le recours à l'Analyse en Composantes Principales est préférable en termes d'analyse multivariée.

1.3) LIMITES DE L'ANALYSE PARALLELE

Dans la mesure où l'Analyse Parallèle est basée sur l'analyse de valeurs propres, elle semble plus appropriée à l'ACP qu'à l'Analyse Factorielle. Bien que les auteurs qui ont développé la Comparaison de Données situent leurs travaux dans le cadre de l'Analyse Factorielle, ils ont identifié deux limites principales de l'Analyse Parallèle. La première (et la moins grave) concerne le niveau de chance que l'on fixe dans une Analyse Parallèle. Vaut-il

mieux utiliser la moyenne, le 95ème percentile ou le 99ème des valeurs propres de l'Analyse Parallèle comme valeurs seuils? Il n'est plus recommandé d'utiliser la moyenne car pour une dimension particulière cela pourrait impliquer un risque d'environ $\alpha=0,5$ concernant la dimensionnalité des données. En revanche, on peut se demander s'il est préférable d'utiliser le 95ème percentile ou le 99ème (on utilise en général le 95ème). La seconde limite – qui est beaucoup plus substantielle – concerne les valeurs propres de l'échantillon observé et non celles de l'Analyse Parallèle. En effet, tout jeu de données est soumis à des fluctuations d'échantillonnage. Aussi, les valeurs propres observées ne constituent pas forcément une bonne estimation des paramètres de la population que l'on cherche à décrire. Par conséquent, si on manque de chance dans le recueil de données, il peut se faire que la valeur propre d'une dimension particulière (la part de variance qu'elle explique) soit anormalement élevée et alors l'Analyse Parallèle aboutira à une sur-extraction. A l'inverse si cette valeur propre est anormalement basse, on se trouvera alors dans le cas de la sous-extraction.

Etude Monte-Carlo sur les critères de décisions de dimensionnalité

L'essentiel des arguments en faveur de l'Analyse Parallèle (ainsi que le MAP) proviennent d'une étude assez ancienne de Zwick et Velicer (Zwick & Velicer, 1986). Une étude plus récente de simulation d'analyse de données (Monte Carlo) a étudié les performances de 5 critères modernes pour déterminer la dimensionnalité des données : Facteur d'Accélération, Coordonnées Optimales, Analyse Parallèle, Comparaison des Données et critère de Kaiser. Nous avons mentionné plus haut les résultats concernant la Comparaison des Données. Le Facteur d'Accélération correspond au critère de Cattell à ceci près qu'il est défini de manière mathématique plutôt que par une inspection visuelle. Les Coordonnées Optimales cherchent à prédire la valeur propre d'une dimension à l'aide de formule de régression sur les valeurs propres des dimensions précédentes. Les Coordonnées Optimales indiquent une chute imprévisible dans le graph des valeurs propres. Nous avons

défini plus haut l'Analyse Parallèle et le critère de Kaiser. Ces quatre critères (Facteur d'Accélération, Coordonnées Optimale, Analyse Parallèle et Kaiser) appartiennent tous au groupe des techniques basées sur l'analyse des valeurs propres.

Les auteurs de cette étude ont utilisé 10 000 jeux de données artificielles en faisant varier de nombreux paramètres (taille de l'échantillon (entre 200 et 1000), nombre de « vraies » dimensions (entre 1 et 5), nombre de variables (entre 15 et 60), échelles des variables (entre 2 et 20 catégories de réponses) et structure factorielle (orthogonale ou oblique). Cette étude a montré que le Facteur d'Accélération identifiait correctement le nombre de dimensions à retenir dans 45,91% des cas. Les Coordonnées Optimales et l'Analyse Parallèle identifiaient correctement la dimensionnalité des données dans 74% et 76% des cas. En revanche, le critère de Kaiser ne s'est révélé correct que dans 9% des cas. Si les Coordonnées Optimales et l'Analyse Parallèle sont des techniques très recommandables pour estimer la dimensionnalité des données, il est à noter qu'elles sont erronées dans environ 25% des cas (Ruscio & Roche, 2012).

1.4) ANALYSE PARALLELE ET REECHANTILLONAGE

Les Tests de Permutations

Les Tests de Permutations sont une famille de méthodes statistiques qui offre une alternative aux tests non-paramétriques classiques tels que le Mann-Whitney ou le Wilcoxon. En effet, dans la pratique quotidienne de l'analyse de données, les variables sont rarement normales mais simultanément, les tests non-paramétriques impliquent une perte d'informations et de puissance statistique (Edgington, 1995; Good, 1994; Hesterberg, Moore, Monaghan, Clipson, & Epstein, 2005; Manly, 1997; Mielke & Berry, 2001). Aussi, les Tests de Permutations présentent un intérêt certain et sont de plus en plus étudiés, développés et utilisés (Huo, Heyvaert, Van den Noortgate, & Onghena, 2014). Le principe des Tests de

Permutations est de randomiser (tirage aléatoire sans remise) les valeurs à l'intérieur de chaque colonne (c'est-à-dire variables) d'un jeu de données. L'avantage principal de ces méthodes est que les variables conservent leurs propriétés (distribution, moyenne, écart-type etc.) quelles que soient les permutations opérées.

Prenons l'exemple des corrélations. Calculer des corrélations entre des variables revient à chercher des liens entre les colonnes d'un jeu de données. En permutant les valeurs à l'intérieur de chaque colonne d'un jeu de données, on supprime les liens qui existent entre les variables tout en conservant leurs propriétés (puisque les valeurs sont les mêmes à l'intérieur de chaque colonne, seul l'ordre change). Considérons les données présentées dans le tableau 6. Les données permutoées pour les variables SumM (réponses de mouvements humains) et SumH (réponses à contenu humain) sont les mêmes que les données originales (2, 4, 4, 7, 8 et 0, 4, 5, 5, 10 respectivement) mais on a changé leur ordre de manière aléatoire (tableau 5). On peut constater que les variables conservent leurs propriétés dans le jeu de données permutoées (mêmes moyenne, écart type, minimum et maximum). En revanche le lien qui existe dans le jeu de données originales (corrélation $r=0.88$) est perdu dans le jeu de données permutoées ($r=0.08$).

Tableau 6 : Principe des Tests de Permutations

| | Données originales | | Données permutoées | |
|---|--------------------|------|--------------------|------|
| | SumM | SumH | SumM | SumH |
| Herman | 4 | 4 | 4 | 0 |
| Margaret | 8 | 10 | 8 | 5 |
| Samuel | 4 | 5 | 2 | 4 |
| John | 2 | 0 | 7 | 5 |
| Nina | 7 | 5 | 4 | 10 |
| Propriétés des variables | | | | |
| Moyenne | 5 | 4,8 | 5 | 4,8 |
| Ecart Type | 2.45 | 3.56 | 2.45 | 3.56 |
| Minimum | 2 | 0 | 2 | 0 |
| Maximum | 8 | 10 | 8 | 10 |
| Lien entre les variables (corrélation) | | | | |
| $r(\text{SumM ;SumH})$ | 0,88 | | 0,08 | |

L'opération de permutations peut être répétée un grand nombre de fois (par exemple 1000) afin d'obtenir la distribution de la statistique dans différents échantillons randomisés. Une fois que cette distribution est connue, il est possible de déterminer dans quelle mesure la statistique étudiée (ici la corrélation entre les mouvements humains SumM et les contenus humains SumH) dévie d'une répartition aléatoire des données compte tenu des propriétés des variables. Cela permet donc de tester l'hypothèse nulle que les deux variables étudiées ne sont pas corrélées.

Buja a suggéré d'utiliser des permutations dans le cadre de l'Analyse Parallèle à la place des valeurs pseudo-aléatoire qui suivent une loi normale (Buja & Eyuboglu, 1992). Cette approche est très intéressante car on base la décision sur la dimensionnalité sur les propriétés effectives des variables plutôt que sur la loi normale. Cette suggestion présente également un intérêt théorique dans la mesure où elle montre que l'Analyse Parallèle classique n'est en fait qu'un cas particulier de l'Analyse Parallèle par Permutation.

En effet, si les variables d'un jeu de données sont effectivement toutes distribuées normalement, alors permuter les valeurs de ces variables ou générer de nouvelles variables aléatoires normalement distribuées sont deux procédures très similaires (bien qu'elles ne soient pas exactement identiques). Autrement dit, on peut rapprocher l'Analyse Parallèle classique d'une technique de rééchantillonnage. Il est clair également que l'Analyse Parallèle par Permutations produira toujours des résultats au moins aussi satisfaisant que l'Analyse Parallèle classique. En effet, si les variables sont effectivement normalement distribuées, les résultats seront équivalents et si elles ne le sont pas, l'Analyse Parallèle par Permutations est préférable: elle constitue une généralisation de l'Analyse Parallèle classique.

De ce point de vue, la limite principale de l'Analyse Parallèle classique notée par Ruscio apparaît clairement: pourquoi rééchantillonner des variables aléatoires et ne pas

rééchantillonner les valeurs observées? En effet, les valeurs propres observées sont tirées d'un échantillon particulier censé représenter une population. Si nous ne sommes pas trop malchanceux et que ces valeurs observées sont de bonnes estimations des caractéristiques de la population, on peut supposer qu'elles appartiennent à l'écart interquartile de la distribution des valeurs propres dans différents échantillons tirés de la population. Cela signifie que comparer une valeur propre observée à celle de l'Analyse Parallèle peut aboutir à un risque $\alpha = 0,25$ concernant le nombre de dimensions à retenir dans une analyse multivariée. Ce constat est en accord avec les résultats de l'étude de Ruscio. Il apparaît qu'il n'est pas juste, cohérent ou équilibré de comparer une valeur observée unique qui est censée représenter une caractéristique de la population à la distribution de 1000 valeurs aléatoires. On peut dire que dans ce cas, les valeurs observées ne font pas jeu à armes égales avec les valeurs aléatoires.

1.5) LA TECHNIQUE BAPPA

BAPPA signifie Bootstrap And Permutation Parallel Analysis. Le principe de cette technique est simple, il s'agit d'équilibrer le rapport de force entre les valeurs propres (eigenvalues) observées et celles issues d'une répartition aléatoire des données. Concrètement, un rééchantillonnage Bootstrap (tirage aléatoire des observations avec remise) permet de simuler les fluctuations d'échantillonnage des valeurs propres. On obtient donc ainsi la distribution des valeurs propres dans par exemple 1000 répliques Bootstrap de l'échantillon observé et on a une estimation bien plus précise des valeurs propres. Autrement dit, on a résolu le problème le plus substantiel de l'Analyse Parallèle, à savoir les fluctuations d'échantillonnage auxquelles les valeurs propres observées sont soumises.

Cette technique offre une approche simple et unifiée de l'estimation de la dimensionnalité des données. Un tirage aléatoire sans remise (permutation) des valeurs des variables (en colonne) permet d'estimer les valeurs propres issues d'une répartition aléatoire

des données tandis qu'un tirage aléatoire avec remise (bootstrap) des observations (en ligne) fournit une estimation des valeurs propres de la population. Il ne reste plus qu'à décider du niveau de signification qu'on souhaite utiliser.

Nous suggérons de déterminer le 99ème percentile de la distribution des valeurs propres issues des permutations ("randomisées") ainsi que le 1er percentile de la distribution des valeurs propres observées dans les échantillons Bootstrap. Ainsi, les intervalles de confiance des valeurs propres observés et celles de l'Analyse Parallèle sont presque exclusifs et on détermine la dimensionnalité d'un jeu de données au risque $\alpha=0,0001$. Pour une Composante donnée, un échantillon Bootstrap sur 100 présentera une valeur propre inférieure au premier percentile et un échantillon permuté sur 100 présentera une valeur propre supérieure au 99ème percentile. Le risque relatif de rejeter à tort une Composante est donc de 1 pour 10 000. Nous fournissons le script R qui permet de mettre en œuvre cette technique. Ce script est basée sur le package nFactors développé par Raïche (Raïche, Walls, Magis, Riopel, & Blais, 2013).

Pour être parfaitement cohérente, cette approche nécessite également que la matrice de corrélations qui va être soumise à l'ACP fasse également l'objet d'un rééchantillonnage Bootstrap. En effet, le même raisonnement s'applique pour les corrélations observées que pour les valeurs propres et celles-là ne constituent pas forcément une bonne estimation pour le calcul de celles-ci au niveau de la population. Il est clair qu'il faut qu'il y ait une adéquation entre les propriétés de la matrice de corrélations soumise à l'ACP et la dimensionnalité estimée par le biais de techniques de rééchantillonnage et de l'Analyse Parallèle. Nous ne savons pas réaliser cette tâche dans le logiciel R (il faut pouvoir transformer des matrices en vecteurs et inversement) et nous utilisons SPSS pour le moment. A terme, BAPPA inclura le rééchantillonnage Bootstrap de la matrice de corrélations et les résultats de l'ACP

subséquente. Nous présentons ci-dessous le script qui permet de mettre en œuvre la technique BAPPA avec le logiciel R.

```
#####
#   BAPPA: Bootstrap And Permutation Parallel Analysis, PCA
#
#   Select the section you want to run and type Ctrl+R
#   If you want to run the whole procedure, type Ctrl+A and then Ctrl+R
#####

library(boot)
library(psych)
library(GPARotation)
library(nFactors)

#####
#   OPEN FILE: use a CSV file which contains           #
#   only the variables to analyze                       #
#####

SEP      <- ";"           # Define field separator
DEC      <- "."           # Define decimal symbol
INPUT    <- file.choose() #
data     <- read.csv(INPUT, #open the data file
header=T, sep=SEP, dec=DEC) #

#####
#   SET PARAMETERS                                     #
#####

TITLE    <- "Parallel Analysis (Scree Plot)"
CUT.OFF  <- 0.3          # cut off for the loadings
R        <- 1000         # number of replicates
cent     <- 0.99        # centile for PA eigenvalues

#####
#   COMPUTE BOOTSTRAP EIGENVALUES                       #
#####

eigenvalues <- eigenBootParallel(x=data,
quantile=1-cent, nboot=R, option="bootstrap", cor=TRUE, model="components")

#####
#   PERFORM PARALLEL ANALYSIS                           #
#####

aparellel <- eigenBootParallel(x=data,
quantile=cent, nboot=R, option="permutation", cor=TRUE, model="components")
```

```
#####  
#      SCREE PLOT                                     #  
#####
```

```
results <- nScree(x=eigenvalues$quantile, aparallel=aparellel$quantile)  
plotnScree(results, main=TITLE)  
NPA <- results$Components$npar
```

```
#####  
#      PRINCIPAL COMPONENT ANALYSIS                   #  
#####
```

```
PCA<-principal(data, nfactors = NPA, rotate = "varimax")  
print.psych(PCA, cut = CUT.OFF, sort = TRUE)
```

2) CHESSSS

En l'absence de logiciel, l'utilisation du Rorschach en Système Intégré se relève assez ardu, chronophage et source d'erreurs de calculs. Un certain nombre de programmes permettent d'automatiser les calculs nécessaires à l'interprétation et parfois même l'interprétation elle-même. Si nous reconnaissons l'utilité et la nécessité de dispositif d'aide à l'interprétation, nous sommes en revanche totalement opposés à l'utilisation de rapport d'interprétation généré automatiquement (Andronikof, 2005; Exner, 2005).

En dehors du fait que ces logiciels soient relativement onéreux, ils ne permettent pas de résoudre certaines difficultés techniques qui se posent dans la pratique comme la gestion de bases de données, le calcul des coefficients Kappa de fiabilité interjuge, la recherche de qualités formelles, ou l'utilisation d'échelles supplémentaires. De plus, la procédure standard d'interprétation du Système Intégré est relativement longue et le format de présentation du Résumé Formel n'est pas ergonomique. En effet, certaines informations nécessaires à l'interprétation ne sont pas directement accessibles dans le format standard du Résumé Formel. Bien que ces difficultés ne soient que techniques, elles ont un impact substantiel sur les activités cliniques et scientifiques. Le développement d'une solution logicielle qui réponde à ces besoins et ces attentes apparaît donc nécessaire.

2.1) PRESENTATION DE CHESSSS

CHESSSS est une application libre (Open Source) développée dans l'environnement Microsoft Excel et programmée en Visual Basic. A ce titre, elle peut être librement distribuée, de même que l'application peut être modifiée afin de satisfaire des besoins spécifiques. Microsoft Excel est un logiciel très répandu et les plupart des gens sont habitués à l'utiliser. Ainsi, les utilisateurs de CHESSSS ont la possibilité légale et technique de gérer leurs

données de manière libre, autonome et créative. Le caractère accessible de cette application est particulièrement important à nos yeux. CHESSSS permet de répondre à un certain nombre d'attentes en ce qui concerne:

- L'utilisation d'échelles supplémentaires: Rorschach Oral Dependency (Masling, Rabie, & Blondheim, 1967), Mutuality Of Autonomy (Urist, 1977), Aggressive Contents (Gacano & Meloy, 1994), Ego Impairment Index (W. Perry & Viglione Jr, 1991).
- Les questions de double cotation aussi bien d'un point de vue clinique (interrater agreement) que d'un point de vue de la recherche (interrater reliability).
- La standardisation des tables de qualités formelles dans différents pays.
- La recherche de qualités formelles dans les tables de qualités formelles.
- L'assistance à l'interprétation (stratégies d'interprétation et indications des aspects clés d'un protocole).
- La création de base de données comprenant l'ensemble des informations disponibles pour chaque protocole (verbatim, séquence des cotations, résumé formel).

2.2) FONCTIONS BASIQUES DE CHESSSS

2.2.1) ENCODAGE DES REPONSES (SAISIE DES COTATIONS)

L'encodage des réponses est réalisé directement dans l'application et de la même manière qu'il est réalisé à la main. En effet, le format de présentation est similaire au format traditionnel utilisé pour le Système Intégré. La valeur des scores Z (correspondant à l'effort entrepris pour organiser le percept) ainsi que les codes Good Human Representation et Poor Human Representation sont attribués automatiquement sur la base des algorithmes du

Système Intégré. Un système de vérification des erreurs de saisie a également été mis en place (illustration 3)

| Card | N° | Loc & DQ | Loc N° | Determinants | FQ (2) | Contents | P | Z | Special Scores | GHR | Z= | DET | CONT | Z | SpSc |
|------|----|----------|--------|--------------|--------|----------|---|----|----------------|-----|-----|-----|------|---|------|
| I | 1 | WSo | | Ma | o | (Hd) | | ZA | | GHR | 4 | ✓ | ✓ | ✗ | ✓ |
| | 2 | WSo | | F | o | Ad | | ZS | | | 3,5 | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| II | 3 | W+ | | Ma | o | 2 H | | ZW | | GHR | 4,5 | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| | 4 | Do | 2 | F | o | 2 AD | | | | | | ✓ | ✗ | ✓ | ✓ |
| III | 5 | D+ | 9 | Mp | o | 2 H | P | ZD | | GHR | 4 | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| | 6 | WSo | | FX | - | (Hd) | | ZW | | PHR | 5,5 | ✗ | ✓ | ✓ | ✓ |

Illustration 3: les réponses 1, 4 et 6 contiennent des erreurs de saisie

2.2.2) STANDARDISATION MULTI-LINGUE DES TABLES DE QUALITES FORMELLES

Les qualités formelles désignent l'adéquation entre le percept évoqué par une personne (sa représentation) et la découpe concrètement utilisée pour donner la réponse (la réalité matérielle). Dans le Système Intégré il y a 5 codes pour les qualités formelles, 3 définis sur la base de critères statistiques (ordinaire FQo, inhabituelle FQu et mauvaise forme FQ-) et 2 désignant des phénomènes particuliers (hyperdétaillé FQ+, sans forme FQnone).

Les tables de qualités formelles du Système Intégré ont été établies par John Exner à partir de 9500 protocoles cumulant 205 701 réponses. Elles contiennent environ 5000 items classés par planche, localisation et ordre alphabétique. Dans la mesure où ces tables ont été établies sur la population américaine, la question de leur utilisation dans d'autres pays fait régulièrement débat. Malheureusement il n'existe pas de moyen technique simple qui permette d'établir et de comparer des tables de qualités formelles. Ces difficultés ont conduit au développement d'une approche spécifique des tables de qualités formelles dans CHESSES avec trois objectifs : (a) créer un système de références pour les qualités formelles, (b)

standardiser ce système de référence dans différentes langues et (c) faciliter la recherche des qualités formelles dans les tables de qualités formelles.

A - LE SYSTEME DE REFERENCES MULTI-LINGUE

Le système de référence est très simple, nous avons repris la table de qualité formelle américaine originale du système intégré (Exner, 2001), et donné à chaque élément de la table un numéro d'identification (FQI) en suivant l'ordre de présentation. Nous avons également traduit la table dans différentes langues *en conservant l'ordre de présentation de la table originale*. Par conséquent, chaque numéro d'identification FQI correspond à un élément spécifique d'une localisation déterminée d'une planche particulière quelle que soit la langue.

Par exemple, le numéro d'identification dans la table américaine de l'élément "Angel" en réponse Globale à la planche I est FQI=10. Aussi, le numéro d'identification de l'élément « Ange » de la table de qualité formelle française est le même que dans la table américaine (FQI=10, illustration 4). Dans CHESSSS, les tables de qualités formelles sont disponibles en Arabe (traduction par Lamy Al Nyssani), Danois (Kim Gabriel Hansen), Français (Pr. Anne Andronikof, Patrick Fontan, Juliana Guilheri), Italien (Daniela Nicodemo, Manuela De Blasi, Rosanna d'Arrezzo), Portugais (Juliana Guilheri) et Japonais (Sachiyo Kumasaka, Noriko Nakamura). L'utilisation du système de références permet de créer facilement des tables de qualités formelles avec CHESSSS. Cette fonction permet donc d'entreprendre des études interculturelles de manière simple et efficace.

The image shows two screenshots of the CHESSSS 1.21 software interface. Both windows are titled 'CHESSSS 1.21 (User - multilingual)'. The interface features a table with columns: FQI, Card, Loc, <V, Item, Cont, and FQ. A filter is applied to the 'Langage' field, with 'English' selected in the left screenshot and 'Français' selected in the right screenshot. The table lists various items such as 'Abacus', 'Abalone', 'Abdomen', 'Abstract', 'Airplane (Top view)', 'Airplane (Front view)', 'Albacore', 'Amoeba', 'Anchor', and 'Ange'.

Illustration 4 : Tables de Qualités Formelles multilingue

B - FACILITER LA RECHERCHE DE QUALITES FORMELLES

L'utilisation manuelle des tables de qualités formelles du Système Intégré est parfois fastidieuse. En effet, si une réponse particulière ne se trouve pas dans la table, il convient de chercher des synonymes, des contenus de la même catégorie ou de consulter les listes de différentes localisations pour trouver un élément approchant qui permette de coter la qualité formelle de la réponse (rappelons que la table contient plus de 5000 éléments). En règle générale, la cotation d'un protocole nécessitera 4 ou 5 investigations minutieuses de la table de qualités formelles (ce qui n'est pas sans porter atteinte à la fiabilité interjuge). Par exemple, la cotation d'une réponse humaine H pure dans une découpe non-répertoriée (Dd99) de la planche I peut impliquer de chercher les qualités formelles des réponses humaine H pure dans *toutes* les localisations de la planche I afin de déterminer l'élément le plus approchant.

Pour faciliter cette procédure, nous avons implémenté dans CHESSSS un système de filtres qui permet à l'utilisateur d'extraire un petit nombre d'éléments pertinents. La table de qualités formelles peut être filtrée pour toute combinaison de numéro d'identification FQI, planche, localisation, position de la planche, item, contenu, et qualité formelle. L'illustration 5

présente le résultat du filtre de CHESSSS pour les critères suivants : les réponses humaines entières et imaginaires (H) dans la localisation D4 de la planche I.

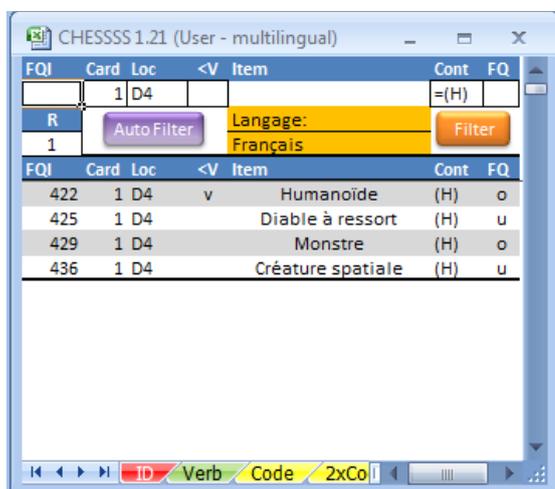


Illustration 5 : Fonction de filtre des Qualités Formelles de CHESSSS

2.2.3) RESUME FORMEL ET AIDE A L'INTERPRETATION

Le Résumé Formel du Système Intégré ne se limite pas à une série de scores et de pourcentages. Le Système Intégré est un système. A ce titre, la signification de chaque signe dépend des relations qu'il entretient avec les autres signes. Si certains scores du Système Intégré présentent bien une part de signification propre, il est nécessaire de les référer à la configuration globale du protocole afin de décrire le fonctionnement psychologique singulier d'une personne. Cet aspect du Rorschach correspond à la théorisation des systèmes de signification par Ferdinand de Saussure (Saussure, Bally, Sechehaye, & Riedlinger, 1968). L'image du jeu d'échec qu'il utilisait pour expliquer l'importance des relations entre les éléments d'un système peut tout à fait s'appliquer au Rorschach en Système Intégré.

Le Résumé Formel offre une représentation visuelle et dynamique du psychisme d'une personne. C'est le même genre d'expérience que fait un ingénieur quand il regarde un schéma mécanique et qu'il « voit » les pièces s'articuler les unes aux autres ou que l'architecte qui regarde la plan d'un bâtiment et « voit » des personnes vivre et travailler à

l'intérieur ou encore que le chef d'orchestre qui regarde les différentes partitions des musiciens et qui « entend et ressent » les mouvements d'un morceau de musique. Un des objectifs majeurs de CHESSSS est de promouvoir cet aspect du Résumé Formel.

Néanmoins, lors du développement de CHESSSS, nous étions bien conscients de la complexité de l'interprétation du Système Intégré. A un niveau opérationnel nous avons considéré que cette difficulté pouvait en partie s'expliquer par le format du Résumé Formel : celui-ci ne présente pas suffisamment d'informations. Nous avons donc cherché à augmenter significativement le volume d'informations présenté dans le Résumé Formel de CHESSSS.

Le Résumé Formel de CHESSSS affiche des informations qui n'étaient pas accessibles directement dans le format de présentation standard du Système Intégré; notamment les variables clés et les stratégies d'interprétations, des mots clés visant à faciliter l'interprétation ainsi qu'un certain nombre de nouveaux scores.

A – NOUVEAUX SCORES:

Une présentation exhaustive des nouveaux scores se trouve en annexe A, nous présentons quelques exemples à titre d'illustration.

La proportion de réponses en mauvaise forme dans un protocole (inadéquation entre le percept et la découpe utilisé) donne une indication sur les difficultés que rencontre une personne dans son épreuve de la réalité. Ces difficultés peuvent être liées à différentes causes sous-jacentes de nature cognitive, affective, relationnelle ou narcissique par exemple. Il convient donc de rechercher dans le protocole Rorschach les éléments le plus fréquemment associés aux réponses en mauvaise forme pour tâcher de comprendre les processus psychiques qui y sont associés. Cette tâche est particulièrement difficile à réaliser. Nous avons donc créé un système de scores qui permet d'identifier les aspects les plus fréquemment associés aux

réponses en mauvaise forme et ainsi d'en déterminer leur homogénéité. Par exemple si les réponses en mauvaise forme sont majoritairement liées aux aspects affectifs du protocole (les réponses couleur) on tendra à penser que la personne en question présente des difficultés à gérer ses affects et on recherchera des signes congruents dans le reste du protocole.

Pour poursuivre sur les aspects affectifs, une part importante de l'analyse consiste à interpréter les réponses « Blends », c'est-à-dire les réponses qui impliquent la présence de plusieurs déterminants et par conséquent la combinaison de différents processus psychiques. Leur nombre ou leur proportion dans un protocole indique donc une certaine complexité psychologique, tandis que leur qualité donne des renseignements plus précis sur la nature de cette complexité. On distingue notamment les réponses Blends liées au stress, les réponses très complexes (qui impliquent trois déterminants), les réponses particulièrement complexes (qui impliquent plus de trois déterminants), les réponses qui mêlent des affects positifs et négatifs (Blends couleur-estompage) et les réponses qui combinent des affects négatifs de différentes natures (Blends d'estompage). Ces éléments ne sont pas présentés dans le Résumé Formel du Système Intégré, et le psychologue doit les rechercher manuellement. A l'inverse, CHESSSS réalise cette tâche automatiquement et intègre les résultats au Résumé Formel.

B – MOTS CLES :

L'interprétation du Système Intégré consiste à traduire l'information contenue dans les données numériques du Résumé Formel en un texte qui décrit le fonctionnement psychologique de la personne examinée. Dans la mesure où cette procédure est très précise et standardisée, certains logiciels génèrent automatiquement le rapport d'interprétation écrit. Il ne s'agit donc plus d'aider ou d'assister le psychologue dans son interprétation ; mais bien de le priver de cette responsabilité qui lui incombe fondamentalement. Il nous semble donc que cette approche constitue un non-sens déontologique et nous y sommes totalement opposés. En

revanche, dans la mesure où l'interprétation du Système Intégré est complexe, minutieuse et parfois fastidieuse ; nous reconnaissons l'utilité et la nécessité d'un dispositif d'aide à l'interprétation.

La difficulté vient principalement de la quantité de règles d'interprétations, de combinaisons de scores et des valeurs seuils dont il faut se souvenir. Il est donc souvent délicat d'identifier les différents cas de figure que présente un protocole et il faut consulter très régulièrement le manuel au cours de l'interprétation. En revanche, lorsqu'un cas de figure est identifié, un psychologue expérimenté n'a pas besoin qu'on lui explique à nouveau la signification de ce dernier. Le problème pratique consiste donc plus en l'identification des différents patterns présentés par le protocole que dans la recherche de leur signification. Autrement dit, il suffit de fournir au psychologue un **rappel indicé** afin de faciliter son interprétation dans des proportions appréciables. Nous avons donc créé un système de mots-clés qui viennent s'intégrer au Résumé Formel de CHESSSS.

Nous reprenons l'exemple des réponses Blends. Des valeurs seuils ont été définies afin de déterminer la signification de ces réponses. Or, il se trouve que ces seuils ne sont pas fixes. En effet, leur valeur dépend d'autres variables du Résumé Formel et il n'est pas toujours évident d'identifier le cas de figure dans lequel se trouve un protocole, de se souvenir des valeurs seuils qui y sont associées et d'interpréter de manière conséquente les réponses Blends. CHESSSS réalise ces opérations automatiquement et affiche des mots clés qui facilitent ainsi l'interprétation du psychologue.

C – APPLICATION CLINIQUE:

Le Résumé Formel de CHESSSS permet d'appréhender d'un coup d'œil les principaux aspects d'un protocole du Système Intégré (nous reprenons le protocole présenté dans le manuel d'interprétation, illustration 6). Ainsi, le psychologue est en mesure de former

un premier aperçu global de la personne examinée. Si cette représentation va faciliter et accélérer la démarche d'interprétation standard du Système Intégré, **elle ne saurait la remplacer**. Nous insistons fortement sur ce point.

| Compute for R = 26 L = 0,24 F% = 0,19 | | | | S-CON = 9 | | Affect extratensive DEPI | |
|---|--|--|--|--|--|---|--|
| Scoring EB = 5:9 EA = 14 EBper = 1,8 eb = 11:6 es = 17 D = -1 extratensive Adjes = 13 Adj D = 0 FM = 6 SumC = 3 SumT = 2 m = 5 SumV = 1 SumY = 0 Ebt (XP) Ebt = 0,29 | | | | Age: 32 Controls Step 1) Adj D Normal Step 2) EA cf. Step 4 Step 3) EB & L Valid EA & AdjD Step 4) Adjes Underestimated AdjD | | Positive Styles State Patho. P. Const* Reflection D<Daj PTI=1 extratensive CDI=3 DEPI=6* Passive DEPI>5 HVI: ns. OBS: ns. | |
| DEPI>5 : AFFECT -> CONTROLS -> SELF -> RELATIONS -> PROCESSING -> MEDIATION -> IDEATION | | | | | | | |
| Processing PSV = 0 attention DQv 1st = 1 C. Impuls. OR Attention diff Zd = 6 overincorporative scanning Dd = 0 Zf = 22 high efforts W/D = 23:3 effort easy:14:23 DQ+ = 10 high quality DQv,v/+ = 2 W/M = 23:5 Positive objectives | | | Mediation XA% = 0,81 WDA% = 0,81 X-% = 0,19 S- = 2 P = 7 X+% = 0,69 Xu% = 0,12 Stp3a FQ: Homogeneity (5) 3.1stC- 0 BC- 3 CC- 2 RC- 0 PC- 2 S- 2 Dd- 0 M- 0 FMm- 1 Color- 2 Shd- 0 F- 3 AnXySxBI- 2 Hcont- 1 | | Coding Validity AGE ✓ Cards ✓ N° ✓ Loc&DQ ✓ DET ✓ FQ ✓ CONT ✓ Zscore ✓ SpSc ✓ Relations (Perception) COP = 2 positive AG = 1 GHR:PHR = 1:7 a:p = 6:10 Passive Food = 0 SumT = 2 H Cont. = 6 Pure H = 3 PER = 1 Isol* Indx = 0,27 reluctance H Cont:R:EB (Interest) medium Hpur:R:EB (comp*) realist | | |
| Ideation extratensive EBper = 1,8 a/p = 6:10 HVI OBS MOR=4 pessimism m=5 peripheral ideation (stress) chronic peripheral FM=6 disturbed thinking 3/3 Ma/Mp = 3:2 Intel* = 6 Intel* (style) | | | Sum6 = 7 Lvl2 = 1 Wsum6 = 18 WSum6: Age M- = 0 Mnone = 0 | | Blends/R = 12:26 Bld% 0,46 StressBld = 3 Adj Blend = 10:26 AdjBld% 0,38 3xBld = 2 >3xBld = 2 Col-Shd Bld = 1 Shd Bld = 0 Blend: EB: L high Adj Blend: EB: L high 3xBld % & >3xBld unusual complexity cf. resources, controls & modulation Col-Shd Bld: EB Shd Bld Self EGO = 0,62 EGO: Age: high FrrrF = 3 Self Image Conflict SumV = 1 Self Criticism FD = 4 An+Xy = 2 MOR = 4 H:(H)+Hd+(Hd) = 3:3 Self R* experience Step 7b : Human content responses quality (XP) Generally Positive Features, GPF Sum=27 μ=4,5 Generally Negative Features,GNF Sum=11 μ=1,8 | | |

Illustration 6 : Résumé Formel Enrichi de CHESSSS

Il est relativement aisé de « voir » que cette femme présente d'importantes difficultés émotionnelles (S-CON, DEPI, eb) dans la mesure où elle se trouve dans une situation très complexe sur le plan émotionnel (3xBld, >3xBld, ColShdBld, Bld:EB:L, BldAj:EB:L). Elle éprouve donc une certaine difficulté à gérer ses émotions et elle est susceptible de réagir de manière impulsive (FC:CF+C). Elle tâche de se tenir à l'écart de son monde affectif par deux mécanismes principaux : l'intellectualisation et l'évitement des stimuli chargés émotionnellement. Cette tendance à l'évitement est en conflit avec son mode de fonctionnement habituel qui tend justement à favoriser le recours aux émotions (EB extratensif).

De manière générale, elle dispose de suffisamment de ressources pour faire face aux exigences de la vie quotidienne (Adj D, EA, Controls Step4), mais pour le moment elle est fragilisée et elle a du mal à contrôler son comportement. Plus particulièrement, elle semble faire l'expérience d'un conflit insupportable d'ordre narcissique : elle présente simultanément une tendance marquée à l'autodévalorisation et une perception très positive d'elle-même (EGO, Fr & SumV).

Il est important de remarquer que l'intellectualisation ne se présente pas chez elle comme un mécanisme de défense mais plutôt comme un style de fonctionnement. Il est probable qu'elle mette en œuvre cette stratégie pour tâcher de gérer les émotions complexes et douloureuses générées par le conflit concernant l'image de soi. En retour, l'intellectualisation des émotions semble produire une quantité importante de pensées périphériques avec une orientation marquée vers le pessimisme (m, FM, MOR). Finalement, cette activité périphérique perturbe significativement ses mécanismes de pensée (WSum6) et son épreuve de la réalité (Homogénéité des réponses en mauvaise forme FQ- aux planches noires et dans les réponses formelles). Dans l'ensemble, ces éléments tendent à montrer que cette femme se trouve dans un état psychologique critique impliquant un risque suicidaire à ne pas négliger.

2.3) FONCTIONS AVANCEES DE CHESSSS

2.3.1) ECHELLES SUPPLEMENTAIRES

Certains psychologues souhaitent utiliser des échelles supplémentaires qui ne font pas partie du Système Intégré et ils n'ont pas la possibilité de le faire avec les logiciels actuellement disponibles. CHESSSS permet de coter ou de calculer, en plus du Système Intégré, quatre échelles supplémentaires : Rorschach Oral Dependency (ROD, mesure du

degré de dépendance interpersonnelle,(Bornstein, 1996)), Mutuality Of Autonomy (MOA, mesure de la qualité des relations d'objets aussi bien que le niveau de psychopathologie (Bombel, Mihura, & Meyer, 2009)), Agressive Contents (système de cotation spécifique développé dans le cadre des études sur les personnalités agressives et psychopathiques (Gacano & Meloy, 1994)) et Ego Impairment Index (EII-2, mesure composite de faiblesse psychologique et de perturbation de la pensée (W. Perry & Viglione Jr, 1991)). Dans CHESSES, ces échelles sont cotées séparément et les résultats sont présentés dans un rapport séparé du Résumé Formel.

2.3.2) FIABILITE ET ACCORD INTERJUGE

CHESSES permet d'établir une double cotation pour chaque protocole. Il est également possible de déterminer le degré d'accord interjuge à un niveau individuel ou la fiabilité interjuge pour un ensemble de protocoles.

Pour un protocole singulier, la cotation et la double cotation sont comparées. Tout désaccord sur un code particulier est signalé par « XXX ». Si le désaccord est complet (par ex. FC vs. F) la cellule est colorée en rouge et si le désaccord est partiel (par ex. Ma.FC vs. Ma.CF), la cellule est colorée en orange (illustration 7). Le calcul de la fiabilité interjuge pour un ensemble de protocoles (coefficients Kappa) est entièrement automatisé. L'utilisateur n'a qu'à cliquer sur le bouton « compute Kappa coefficients » et lire le résultat.

The image shows two windows from the CHESSES 1.21 software. The main window displays a table of Rorschach card results, and a smaller window shows a Kappa reliability table.

| Card | N° | Loc | D | N° | Determinant | FQ (2) | Contents | P | Z | Special Scores | GHR | PHR |
|------|----|-----|----|-----|-------------|--------|-----------|-----|-----|----------------|-----|-----|
| I | 1 | WS | o | | Ma | o | (Hd) | | ZS | | GHR | |
| | 2 | WS | o | | F | o | Ad | | ZS | | | |
| II | 3 | W | + | | Ma | o | 2 H | | ZW | XXX | GHR | |
| | 4 | D | o | 2 | F | o | 2 XXX | | | | | |
| III | 5 | D | + | 9 | Mp | o | 2 H | P | ZD | | GHR | |
| | 6 | WS | o | | FC | - | (Hd) | | ZW | | PHR | |
| | 7 | XXX | ** | XXX | XXX | XXX | XXX | XXX | XXX | XXX | XXX | XXX |
| IV | 8 | W | o | | FD | o | (H) | P | ZW | | GHR | |
| | 9 | W | o | | F | o | Bt | | ZW | | | |
| V | 10 | W | o | | F | o | A | P | ZW | | | |
| | 11 | W | o | | F | o | A | P | ZW | PSV XXX | | |
| VI | 12 | D | o | 3 | F | o | Ay | | | XXX | | |
| | 13 | W | o | | F | u | Bt | | ZW | | | |
| | 14 | D | o | 1 | F | o | Ad | P | | | | |
| VII | 15 | D | + | 2 | XXX | o | 2 (H),XXX | P | ZD | | GHR | |
| | 16 | W | o | | F | - | Ad | | ZW | XXX | | |
| VIII | 17 | D | o | 1 | FMa | o | 2 A | P | AG | | PHR | |
| IX | 18 | DdS | o | 99 | F | - | (Hd) | | ZS | | PHR | |
| | 19 | DdS | o | 99 | Mp,XXX | - | (Hd),XXX | | ZS | | PHR | |
| X | 20 | DdS | o | XXX | F | - | Hd | | | | PHR | |
| | 21 | D | o | 11 | F | - | Hd | | | | PHR | |
| | 22 | Dd | o | 99 | F | - | (Hd) | | | | PHR | |
| | 23 | D | o | XXX | CF | u | 2 Bt | | | | | |

| N=1 | Kappa | interpret. |
|-----------|-------|------------|
| Loc | 0,91 | excellent |
| DQ | 1,00 | excellent |
| Dets | 0,85 | excellent |
| FQ | 0,87 | excellent |
| pair | 1,00 | excellent |
| cont | 1,00 | excellent |
| P | 1,00 | excellent |
| Zf | 1,00 | excellent |
| Sum6 | 0,27 | poor |
| Othr SpSc | 0,75 | excellent |
| All Spsc | 0,65 | good |

Meyer, G. J. (1999). Simple procedures to estimate chance kappa for the interrater reliability of response segments of the Rorschach Comprehensive System. *Journal of Personality Assessment*

Illustration 7 : Accord et fiabilité interjuge évaluées par CHESSES

2.3.3) CONSTRUCTION DE BASES DE DONNEES

La gestion de bases de données est très importante dans la pratique clinique et pour la recherche. Or, les « bases de données » du Rorschach fournies par les logiciels disponibles sont mal construites et ne contiennent que les données du Résumé Formel (l'information sur l'encodage des réponses est perdue). A proprement parler, il ne s'agit pas de bases de données mais de jeux de données. Une base de données contient généralement plus d'informations que celles nécessaires à l'utilisateur, mais elle doit contenir toutes les informations dont il *pourrait* avoir besoin. De cette manière, l'utilisateur peut effectuer des recherches sur la base de données afin d'en extraire l'information pertinente pour un traitement particulier. Autrement dit, une base de données unique permet de créer plusieurs jeux de données.

En nous fondant sur l'idée maîtresse que chaque réponse au test de Rorschach a été donnée par une personne singulière représentée par les données de son protocole, nous avons décidé d'associer à chaque réponse l'ensemble des scores du Résumé Formel. Ainsi le lien entre le niveau de la réponse et le niveau du protocole est stocké dans la base de données. De plus, l'information contenue dans les réponses a été découpée en unités binaires d'informations qui permettent de décrire les caractéristiques de la réponse.

La base de données de CHESSSS peut être utilisée pour rechercher des protocoles particuliers ; par exemple ceux qui contiennent des réponses Globale à la planche III, ou des réponses qui présentent à la fois un caractère coopératif et agressif (COP et AG dans la même réponse), des réponses kinesthésique à la planche X ou toute combinaison de ces critères. Les caractéristiques du Résumé Formel associées à ces réponses seront accessibles et des recherches pourront être entreprises sur les critères sélectionnés. A l'inverse l'utilisateur peut rechercher dans la base de données des caractéristiques au niveau du protocole (Résumé Formel) et retrouver toutes les réponses qui y sont associées (par exemple les protocoles présentant un indice Lambda bas, un indice EGO élevé mais sans réponse reflet, des protocoles d'extratensifs avec $\text{Lambda} < 1$ et Rapport Affectif $\text{Afr} < 0.44$). Il est également possible de créer de nouveaux indices à l'intérieur même de la base de données.

2.4) RECEPTION:

L'application CHESSSS a fait l'objet d'une publication (Fontan et al., 2013) et elle jouit d'une très bonne audience auprès des utilisateurs du Système Intégré. Nous avons créé un site internet (www.chessss.org) qui présente l'application sous forme de tutoriels vidéo et qui permet de la télécharger librement. Depuis sa création (du 11 février 2013 au 29 août 2014), le site a été visité 5309 fois par 3611 visiteurs uniques de 86 pays différents, avec une moyenne de 2 :34 minutes par visite. CHESSSS est particulièrement bien implanté dans 13

pays : Corée du Sud, Etats-Unis, Italie, Brésil, Danemark, Finlande, France, Pérou, Israël, République Tchèque, Royaume Uni, Japon et Inde. Le site www.chessss.org est le premier résultat fourni par le moteur de recherche Google pour la requête « Rorschach software » (illustration 8 et 9).

CHESSSS a été utilisé par le Docteur Nakamura au Japon pour le calcul de la fidélité interjuge (coefficients Kappa). Nous avons reconstitué avec le Professeur Christian Mormont la base de données issue de l'étude normative belge dont nous nous sommes servis dans le cadre de cette thèse. Toujours en Belgique, CHESSSS est utilisé par Jérôme Englebert de l'Université de Liège dans le cadre d'une étude sur les caractéristiques psychologiques de personnes présentant un profil artistique. Au Brésil, le Professeur Yazigi et son équipe ont transposé leurs protocoles de patients déprimés (N=220, dont 65 patients évalués régulièrement) dans la base de données CHESSSS. Plusieurs recherches sont en cours sur cette base de données sur laquelle cinq doctorants travaillent. Une de ces recherches a fait l'objet d'une communication orale au XXIème congrès international du Rorschach et des techniques projectives à Istanbul (Lerman, Fontan, Fiore, Nascimento, & Yazigi, 2014). Enfin la Société Britannique du Rorschach prépare actuellement une étude normative en Angleterre et les responsables ont décidé de traiter leurs données avec CHESSSS.

Trois séminaires de formation à CHESSSS ont eu lieu. Un premier séminaire a été assuré lors du Xème Congrès de l'Association Européenne du Rorschach. Un second séminaire s'est tenu à l'Université Alger 2 dans le cadre d'un partenariat entre notre laboratoire de recherche et l'équipe algérienne du Professeur Dalila Haddadi (programme Tassili). Un troisième séminaire s'est tenu à Londres à la Tavistock Clinic en prévision de l'étude normative anglaise. Enfin, deux séminaires en ligne sont prévus sur la plateforme de connaissances Connecting Minds Network.

Origine géographique

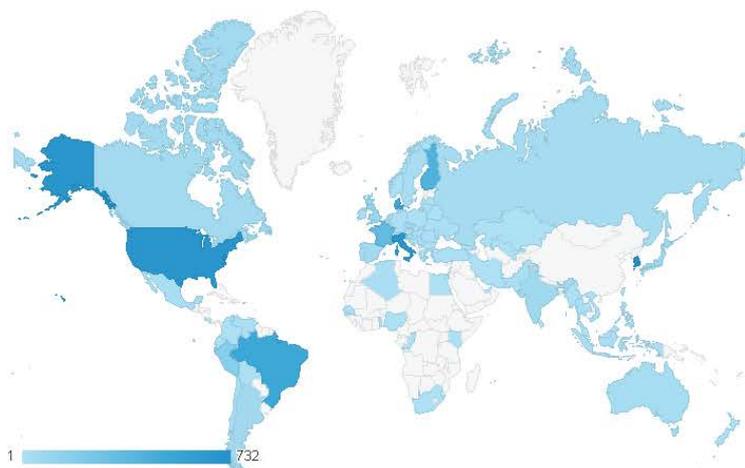
11 févr. 2013 - 28 août 2014

 Toutes les sessions
100,00 %

+ Ajouter un segment

Synthèse géographique

Récapitulatif



| Pays/Territoire | | Sessions | Sessions |
|-----------------|----------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
| | | 5 309 % du total: 100,00 % (5 309) | 5 309 % du total: 100,00 % (5 309) |
| 1. | South Korea | 732 | 13,85,76 % |
| 2. | United States | 684 | 12,89,01 % |
| 3. | Italy | 679 | 12,81,91 % |
| 4. | Brazil | 514 | 9,69,62 % |
| 5. | Denmark | 490 | 9,23,75 % |
| 6. | Finland | 421 | 7,92,97 % |
| 7. | France | 352 | 6,63,20 % |
| 8. | Peru | 173 | 3,26,24 % |
| 9. | Israel | 146 | 2,75,50 % |
| 10. | Czech Republic | 96 | 1,81,51 % |
| 11. | United Kingdom | 94 | 1,77,27 % |
| 12. | Japan | 74 | 1,39,87 % |
| 13. | India | 65 | 1,23,29 % |
| 14. | Argentina | 56 | 1,05,29 % |
| 15. | Slovenia | 54 | 1,02,53 % |
| 16. | Spain | 51 | 0,96,39 % |
| 17. | Canada | 49 | 0,92,63 % |
| 18. | Switzerland | 45 | 0,85,10 % |
| 19. | Belgium | 40 | 0,75,20 % |
| 20. | Russia | 33 | 0,62,54 % |
| 21. | Australia | 31 | 0,58,78 % |
| 22. | Puerto Rico | 30 | 0,56,40 % |
| 23. | Chile | 25 | 0,47,50 % |
| 24. | Portugal | 25 | 0,47,50 % |

Illustration 8 : Synthèse Géographique de l'audience du site www.chessss.org

Firefox

rorschach software - Recherche Google

www.google.fr/search?bv=on,2,or,1,qf&cad=b&q=rorschach+software&cad=h

+Vous Recherche Images Maps Play YouTube Actualités Gmail Drive Agenda Plus

rorschach software

Google

Web Images Maps Shopping Plus Outils de recherche

Environ 729 000 résultats (0,14 secondes)

CHESSSS - Free Open Source Software for the Scoring of the ...
www.chessss.org/ Traduire cette page
 CHESSSS: A free software solution to score and compute the Rorschach Comprehensive System and Supplementary Scales. Rorschachiana, 34(1), 56-82. doi: ...

RIAP5 (Rorschach Interpretation Assistance Program, Version 5)
www4.patric.com/Products/Product.aspx?ProductID=... Traduire cette page
 The unlimited-use RIAP5 generates a revised Interpretive Report that assists the clinician with scoring and interpretation. In addition, the program provides a ...

Rorschach Assistance Program - Virtual Psychology
virtualpsychology.com/ Traduire cette page
 Rorschach Assistance Program is a free online program for coding and interpretation of the Rorschach inkblot test according to Exner's Comprehensive ...

ROR-SCAN - Rorschach Software for Exner's Comprehensive System
www.ror-scan.com/index2.htm Traduire cette page
 Top-rated Rorschach software for Exner's Comprehensive System.

Rorschach Test - Software - Online Free
www.rorschachonline.com/old/softwareus.html Traduire cette page
 Rorschach Test Software - (English, Spanish or Portuguese) Software designed to assist in scoring Rorschach using the comprehensive system of Exner or ...

Rorschach Online - Software
www.rorschachonline.com/rsoftware.aspx Traduire cette page
 Rorschach Test Software - (Finnish, Spanish or Portuguese) Software designed to

CONNEXION

Illustration 9 : Résultat de la recherche Google pour la requête « rorschach software »

3) REVISION DU LOGICIEL SAMUEL

3.1) ETUDE DE SAMUEL

3.1.1) PRESENTATION

Le logiciel Samuel développé par Paulette Rozenchwajg et Denis Corroyer est une version informatisée des cubes de Kohs qui vise spécifiquement à évaluer les stratégies de résolution de problème. Par le recours à la méthode clinique, Rozenchwajg a pu décrire trois stratégies mise en œuvre dans Samuel. La *stratégie analytique* se caractérise essentiellement par un ordre de placement des cubes en lignes ou en colonnes (indépendamment de la figure à reproduire). Dans la *stratégie synthétique*, le placement se fait selon les gestalten présentes dans la figure (bande, triangle, losange). Enfin, la *stratégie globale* ne présente pas d'ordre de placement apparent.

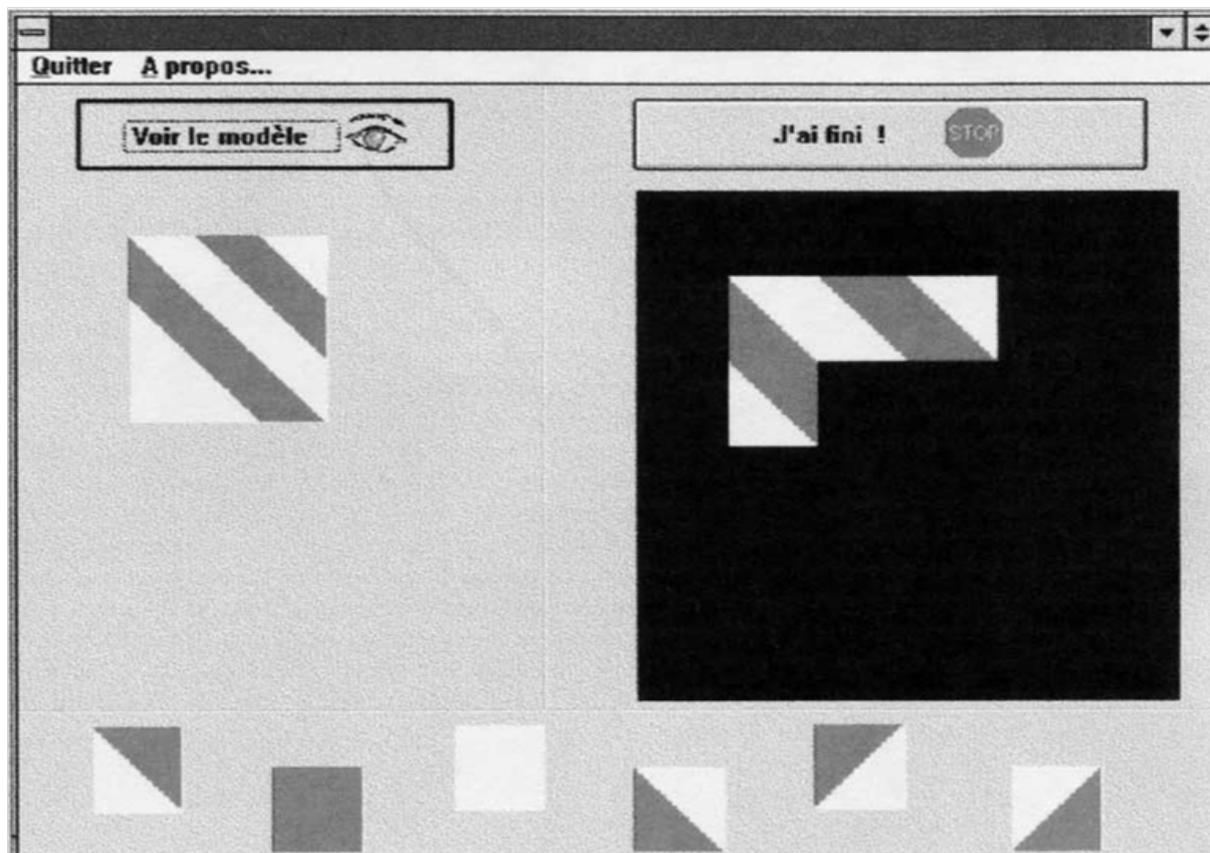


Illustration 10 : Le logiciel Samuel

Dans le logiciel, la personne testée ne manipule pas des cubes mais en fait des carrés qui représentent les différentes faces des cubes. Le modèle à reproduire n'est affiché que lorsque la personne appuie sur le bouton « voir le modèle », et il disparaît dès qu'il commence à manipuler les « cubes » (illustration 10). Autrement dit, le modèle n'est pas disponible lors de la construction. Il n'y a pas de procédure d'arrêt automatique (lorsque le modèle est correctement reproduit par exemple) et c'est à la personne de décider pour elle-même du moment où elle estime avoir fini (quelle que soit la qualité de sa construction). Il n'y a pas de limite de temps et il y a 4 items cibles comprenant 9 cubes (illustration 11).

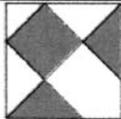
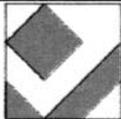
| Designs | Design 7 | Design 8 | Design 9 | Design 10 |
|---------|--|--|---|--|
| |  |  |  |  |

Illustration 11 : les items cibles de Samuel

La consigne stipule simplement de « reproduire le modèle en utilisant les carrés ». Le test est précédé d'une phase de familiarisation avec l'outil (il faut reproduire un petit bonhomme), et d'une phase d'entraînement (il faut reproduire quatre modèles contenant des fleurs de différentes couleurs). La phase d'entraînement vise également à suggérer à la personne qu'il n'est pas nécessaire de reproduire la figure « d'un coup » et qu'elle a le droit de regarder le modèle autant de fois que nécessaire (il ne s'agit pas d'un test de mémoire, la dernière figure contient 18 fleurs). Les stratégies sont évaluées sur la base des indices présentés dans le tableau 7. De plus, le logiciel enregistre également quatre mesures liées au temps : temps total de résolution (TT), temps total passé à regarder le modèle (TTR), Le temps de regard moyen (TRM), et le temps que dure le premier regard (TR1).

Tableau 7 : Indices calculés dans Samuel

| | | | |
|-----------------------|--|---|--|
| Segmentation | détermine si la personne a effectué des corrections pour le placement d'un cube particulier ou si elle laisse des erreurs avant de passer à un autre emplacement | | |
| Anticipation | nombre d'opérations nécessaires pour placer correctement un cube dans un emplacement | | |
| Fréquence des Regards | nombre de regards vers le modèle divisé par le nombre d'actions | | |
| Ordre Analytique | Mesure de placement selon l'ordre analytique (1 pour trois lignes ou colonnes consécutives, 2/3 pour deux et 1/3 pour une seule) | | |
| Ordre Synthétique | Mesure du nombre de gestalten élémentaires (triangle, bande) placées consécutivement | Triangle (2 squares)  | Stripe (2 squares)  |

3.1.1) DEFINITIONS DES STRATEGIES

Les stratégies mise en œuvre dans le logiciel Samuel ont d'abord été identifiées par une Analyse des Correspondances Multiples (Rozencwajg, 1991). Par la suite, les auteurs ont redéfini les stratégies de manière théorique. Par exemple, pour la stratégie synthétique (basée sur les gestalten), la Fréquence des Regards a été fixée à 0.20. Les personnes qui emploient cette stratégie sont censées regarder le modèle entre deux gestalten. Les modèles contiennent généralement deux gestalten, donc il devrait y avoir deux regards sur le modèle pour neuf actions soit approximativement 0.20. Le tableau 8 présente la définition théorique de chaque profil.

Tableau 8: Profil théorique pour les trois stratégies

| Stratégie | Segmentation | Orientation | Fréquence des regards | Ordre Gestal | Ordre ligne ou colonne |
|-------------|--------------|-------------|-----------------------|--------------|------------------------|
| Synthétique | 1 | 1 | 0.20 | 1 | 0 |
| Analytique | 1 | 1 | 1 | 0.40 | 1 |
| Globale | 0.50 | 0.50 | 0.50 | 0.50 | 0 |

Afin de déterminer la stratégie employée par une personne, on établit les moyennes de chaque indice pour les 4 items du logiciel Samuel. On calcule ensuite la distance Manhattan (city block, somme des écarts) entre ces moyennes et les valeurs des profils théoriques et on assigne à la personne la stratégie qui correspond au profil théorique le plus proche.

3.1.2) CRITIQUES

Dans le cadre de cette thèse, nous avons besoin d'évaluer les stratégies de résolution de problème et nous avons donc décidé d'utiliser le logiciel Samuel. Cependant, certaines difficultés techniques nous ont amené à redéfinir à un niveau opérationnel les stratégies mise en œuvre dans cette version informatisée des cubes de Kohs, notamment :

1. Le fait de redéfinir théoriquement des stratégies qui ont été définies psychométriquement présente un caractère ad hoc.
2. Samuel présente les biais de la méthode clinique (1). Les indices qui sont indépendants sur le plan logique sont traités de manière indépendante sur le plan statistique, alors qu'ils sont corrélés dans une certaine mesure (ils sont traités comme des dimensions indépendantes dans le calcul de la distance Manhattan aux profils théoriques).
3. Samuel présente les biais de la méthode clinique (2), les indices recueillis viennent caractériser les réponses et le passage aux caractéristiques de la personne est réalisé en établissant la moyenne de ces indices pour les quatre items. Les caractéristiques des réponses sont plaquées sur celles de la personne. En effet, Les observations sur lesquelles sont établies les stratégies sont en fait des participant-problème : chaque personne est représentée par 4 observations (une par item). Autrement dit, on identifie plutôt une méthode particulière employée pour résoudre un item donné qu'une stratégie générale de résolution de problème. Il est donc nécessaire d'identifier les stratégies à partir des méthodes mises en œuvre. Dans Samuel, on considère qu'il y a une correspondance exacte entre les méthodes et les stratégies (même nombre, même définition), et les stratégies sont calculées sur les moyennes des variables servant à définir les méthodes. Nous pensons que cette approche minimise de manière

substantielle l'identification de méthode précise de résolution pour des items spécifiques.

4. Les méthodes de résolution de problème seraient définies de manière plus fiable par une Classification Hiérarchique sur Composante Principale que par une Analyse des Correspondances Multiples.
5. Le calcul des distances aux profils théoriques se fait selon la méthode Manhattan (city-block). Il est préférable d'utiliser le carré des distances euclidiennes, ce qui correspond au calcul de la variance (méthode de Ward).
6. Plusieurs variables de Samuel mesurent des temps de latence. Généralement, ce type de variable pose de gros problèmes de distribution (fort coefficient d'asymétrie, skewness) : la plupart des gens répondent dans une petite fourchette de temps, tandis que certaines personnes prennent beaucoup plus de temps à répondre. Ce problème est le plus souvent pris en compte par une transformation logarithmique des variables, ce qui permet de représenter sur une même échelle des ordres de grandeurs très différents.

3.2) REVISIONS PROPOSEES

Les analyses sont réalisées sur le jeu de données dont nous disposons pour Samuel (69 étudiants inscrits en première année de psychologie). Nous tâchons de dégager les stratégies de résolution de problème mises en œuvre dans Samuel en tenant compte des critiques que nous avons formulées.

3.2.1) TEMPS DE LATENCES :

Dans Samuel, il y a quatre variables liées au temps: le temps total de résolution, le temps passé à regarder le modèle à reproduire avant de commencer (premier regard), le temps moyen passé à regarder le modèle, et le temps total passé à regarder le modèle. Nous pouvons constater que les distributions de ces variables sont effectivement fortement asymétriques (illustration 12). Nous effectuons donc une transformation logarithmique sur ces variables. Le résultat est assez satisfaisant (illustration 13).

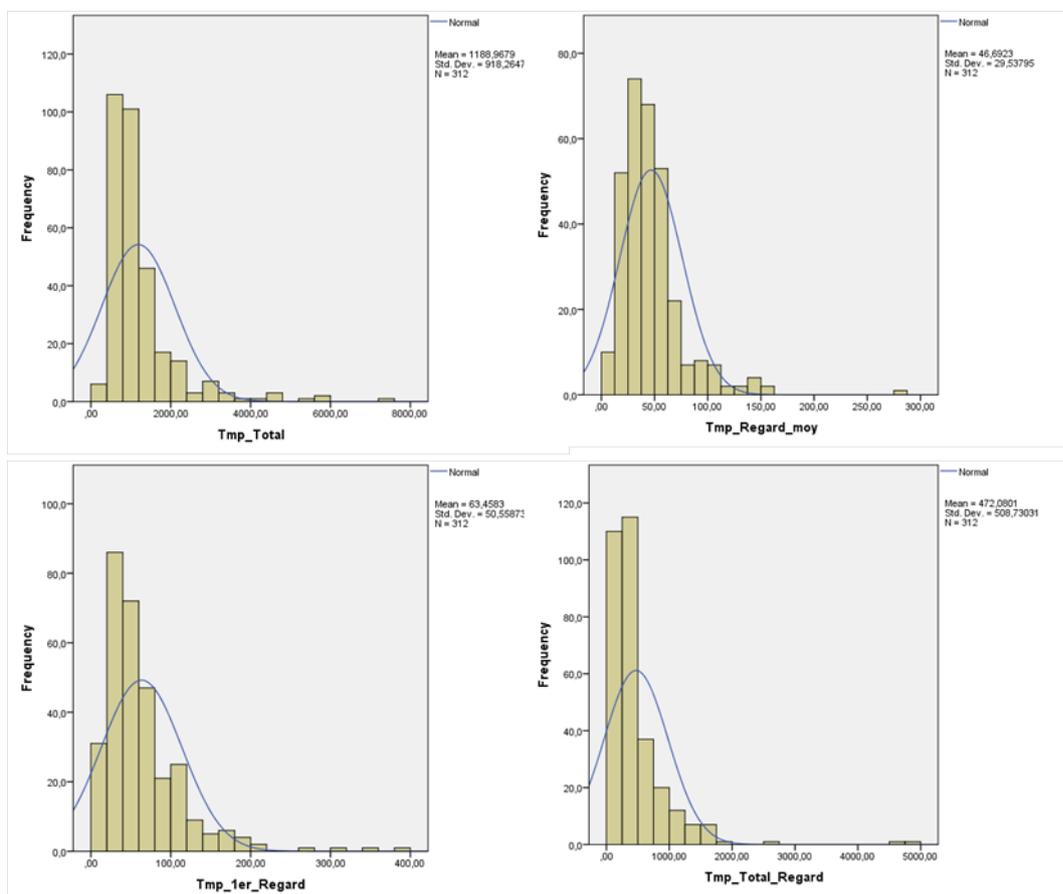


Illustration 12 : distribution des temps de latence de Samuel

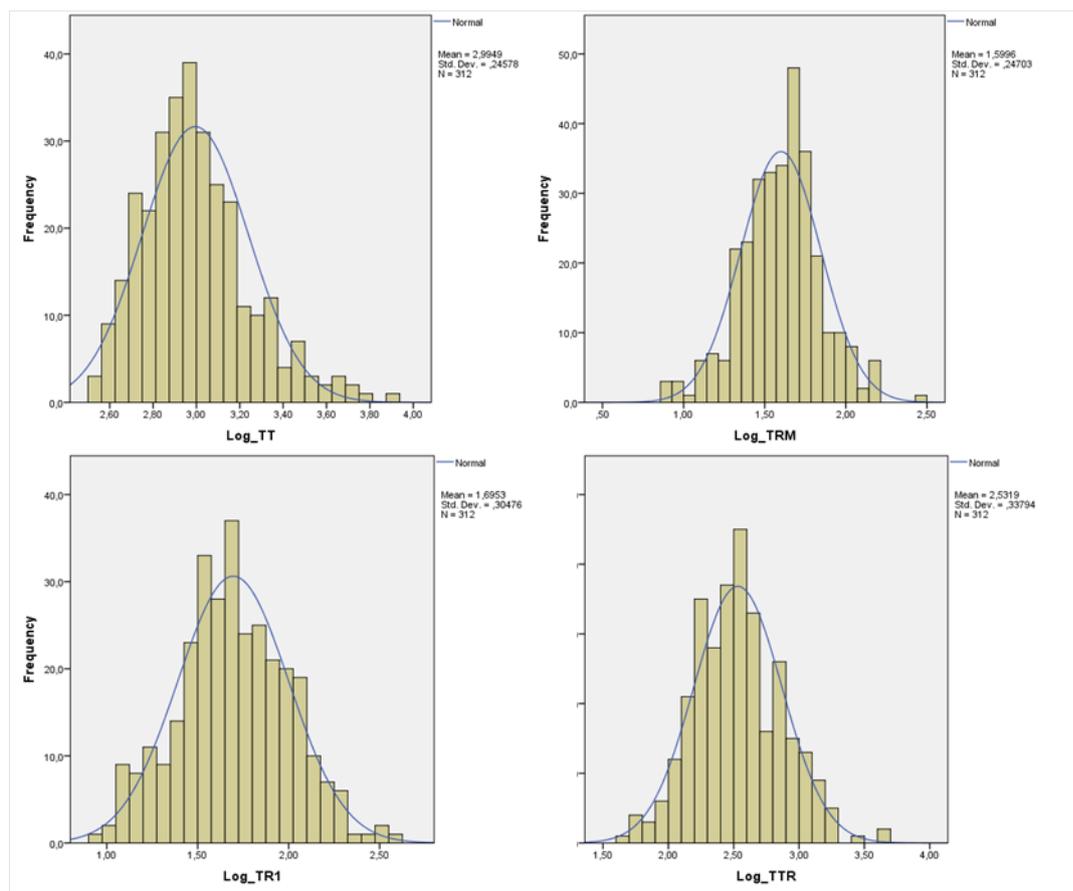


Illustration 13 : transformation logarithmique des temps de latence

3.2.2) QUE MESURE SAMUEL ?

Nous avons indiqué que Samuel présente les biais de la méthode clinique, notamment le fait de considérer comme statistiquement indépendantes des variables qui dérivent de critères de cotation logiquement indépendants. Il convient donc de commencer par se demander ce que mesure réellement Samuel.

Nous réalisons une première analyse factorielle (ACP avec rotation varimax) sur le jeu de données dont nous disposons pour le logiciel Samuel (276 observations * 9 variables pour 69 participants, 4 items par personne). Un test de permutation réalisé sur 1000 jeux de données permutés indique clairement qu'il y a deux composantes principales à extraire (la technique BAPPA n'avait pas encore été développée) (tableau 9) :

Tableau 9 : Test de Permutation sur les variables de Samuel

| Nombre de tests: 9 | | | | |
|-----------------------------|------|----------|---------|---------|
| Nombre de permutations: 999 | | | | |
| test | Obs. | Std.Obs. | Alter | p value |
| Axis 1 | 0,83 | 29,84 | greater | 0,001 |
| Axis 2 | 0,77 | 16,05 | greater | 0,001 |
| Axis 3 | 0,65 | -1,56 | greater | 0,999 |
| Axis 4 | 0,78 | 12,4 | greater | 0,001 |
| Axis 5 | 0,82 | 26,15 | greater | 0,001 |
| Axis 6 | 0,88 | 27,55 | greater | 0,001 |
| Axis 7 | 0,93 | 36,83 | greater | 0,001 |
| Axis 8 | 0,97 | 14,24 | greater | 0,001 |
| Axis 9 | 1 | 82,89 | greater | 0,001 |

On constate que la seconde dimension rassemble tous les indicateurs liés au temps et que ceux-ci sont fortement redondants entre eux. A l'inverse, tous les autres indicateurs se regroupent sur la première dimension qui ne permet pas de discriminer un fonctionnement analytique d'un fonctionnement synthétique par exemple (tableau 10). Nous décidons de ne retenir qu'un seul indicateur de temps (Temps Total de Résolution) et répétons l'analyse.

Tableau 10 : Analyse Factorielle de Samuel (1)

| | Component | |
|--------------|-----------|------|
| | 1 | 2 |
| Anticipation | ,905 | |
| Segmentation | ,870 | |
| Freq_Regard | ,692 | |
| Ordre_Ana | ,592 | |
| Ordre_Synth | ,303 | |
| Log_TTR | | ,923 |
| Log_TRM | | ,916 |
| Log_TT | -,631 | ,691 |
| Log_TR1 | | ,676 |

Ce résultat est bien plus satisfaisant, la première dimension évalue les capacités d'analyse tandis que la seconde mesure celles de synthèse (tableau 11). En revanche, les variables « Anticipation » et « Segmentation » sont fortement saturées par les deux dimensions et elles apparaissent donc comme assez confuses. Nous décidons de les

Tableau 11 : Analyse Factorielle de Samuel (2)

| | Component | |
|--------------|-----------|-------|
| | 1 | 2 |
| Freq_Regard | ,862 | |
| Anticipation | ,719 | ,592 |
| Segmentation | ,702 | ,559 |
| Ordre_Ana | ,652 | |
| Log_TTR | | -,888 |
| Ordre_Synth | | ,466 |

extraire de l'analyse. Le résultat est très satisfaisant (tableau 12), mais il est plus lisible si on substitue le temps de regard moyen au temps total de regard (tableau 13). Cette dernière analyse factorielle permet d'identifier clairement une dimension analytique et une dimension synthétique. Nous enregistrons les scores factoriels pour ces deux dimensions.

Tableau 12 : Analyse Factorielle de Samuel (3)

| | Composante | |
|-------------|------------|-------|
| | 1 | 2 |
| Freq_Regard | ,818 | |
| Ordre_Ana | ,768 | |
| Log_TTR | | ,869 |
| Ordre_Synth | | -,554 |

Tableau 13 : Analyse Factorielle de Samuel (4)

| | Component | |
|-------------|-----------|-------|
| | 1 | 2 |
| Ordre_Ana | ,821 | |
| Freq_Regard | ,795 | |
| Ordre_Synth | | ,801 |
| Log_TRM | | -,646 |

3.2.3) METHODES DE RESOLUTION DES ITEMS

Afin de déterminer les différentes *méthodes* de résolution mise en œuvre dans le logiciel Samuel, nous réalisons une Classification Hiérarchique selon la méthode de Ward sur les scores factoriels que nous avons enregistré. Le dendrogramme indique que 2 à 4 partitions peuvent être envisagées. Afin de représenter ces partitions, nous présentons les observations dans l'espace factoriel et nous ajoutons des lignes de projections sur les centres de gravité des clusters (illustration 14).

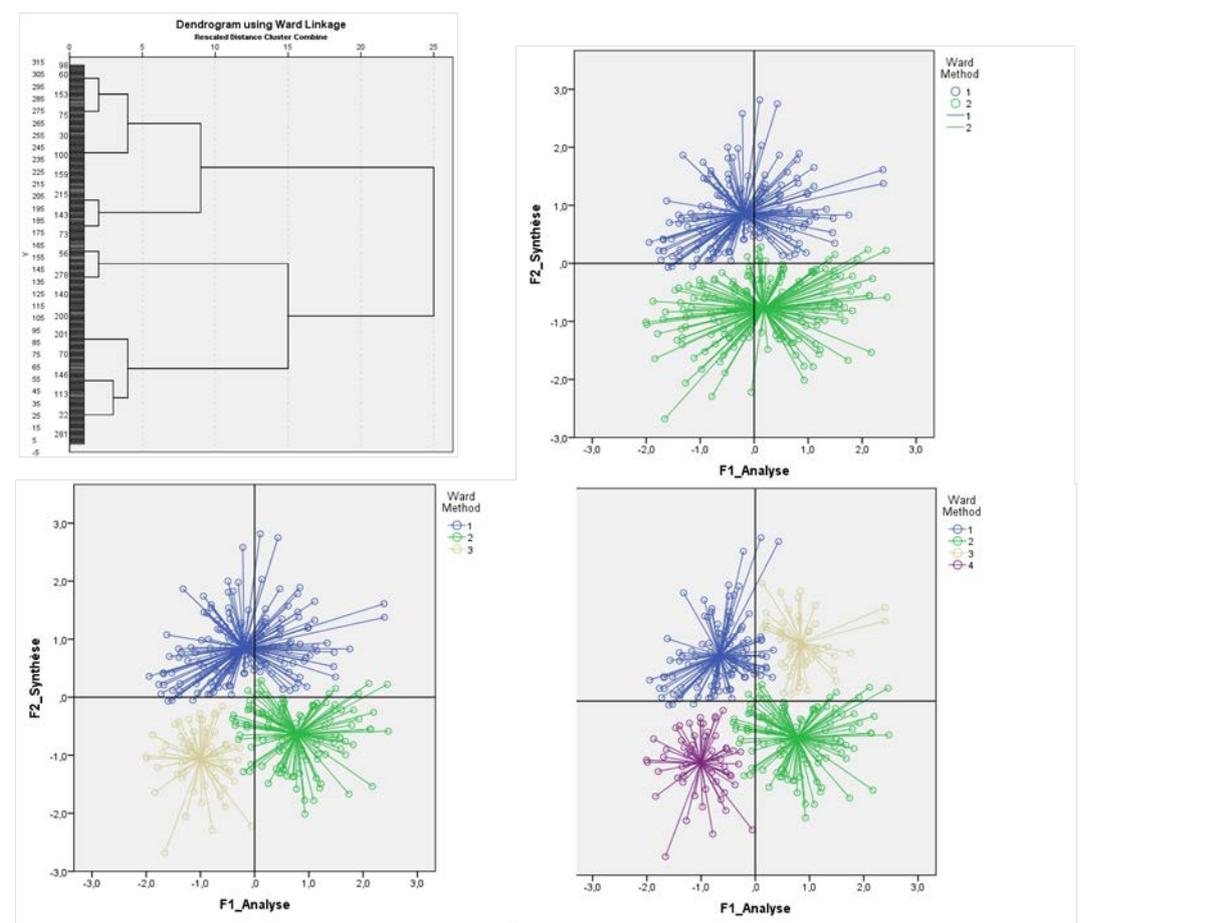


Illustration 14 : dendrogramme de la Classification Hiérarchique et représentations de partitions en 2, 3 et 4 clusters.

La partition en 4 clusters est clairement la plus intéressante. Elle permet de distinguer de distinguer quatre méthodes :

- 1) Une méthode purement synthétique qui ne fait pas appel aux capacités d'analyse (synthétique – placement selon les gestalten)
- 2) Une méthode purement analytique qui ne fait pas appel aux capacités de synthèse. (analytique – placement en ligne et en colonne)
- 3) Une méthode qui implique analyse et synthèse à la fois. (Synthétique Ordonnée)
- 4) Une « méthode » qui n'implique ni analyse ni synthèse. (tâtonnement)

Dans la mesure où la Classification Hiérarchique peut être considérée comme un algorithme d'apprentissage (estimation pas-à-pas des centres de gravité des clusters à définir) ; les observations qui ont été regroupées dans les premières étapes de la Classification Hiérarchique sont susceptibles d'être mal classées. Nous décidons donc de consolider les clusters en calculant le carré de la distance euclidienne de chaque observation aux quatre centres de gravités tels que définis ci-dessus et nous affectons les observations au cluster le plus proche (illustration 15).

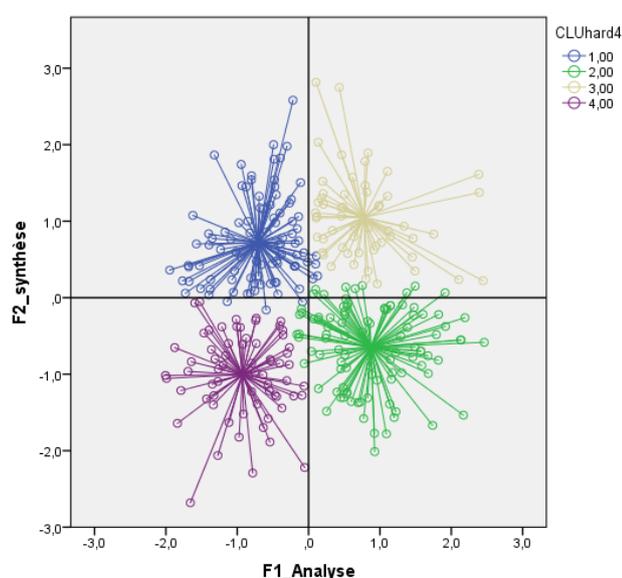


Illustration 15: Consolidation des clusters issus de la Classification Hiérarchique

3.2.4) STRATEGIES DE RESOLUTION DE PROBLEME

Nous disposons à présent de méthodes bien définies sur le plan psychométrique pour résoudre les différents items proposés par la logiciel Samuel (4 items par personne). Nous souhaitons désormais définir une stratégie globale pour chaque participant sur la base des méthodes qu'il a mis en œuvre pour résoudre les items de Samuel. Nous créons un nouveau jeu de données où chaque observation représente un participant avec 4 variables qualitatives représentant les méthodes utilisées pour chaque item (tel que définis ci-dessus) et nous réalisons une Analyse de Correspondance Multiple (illustration 16).

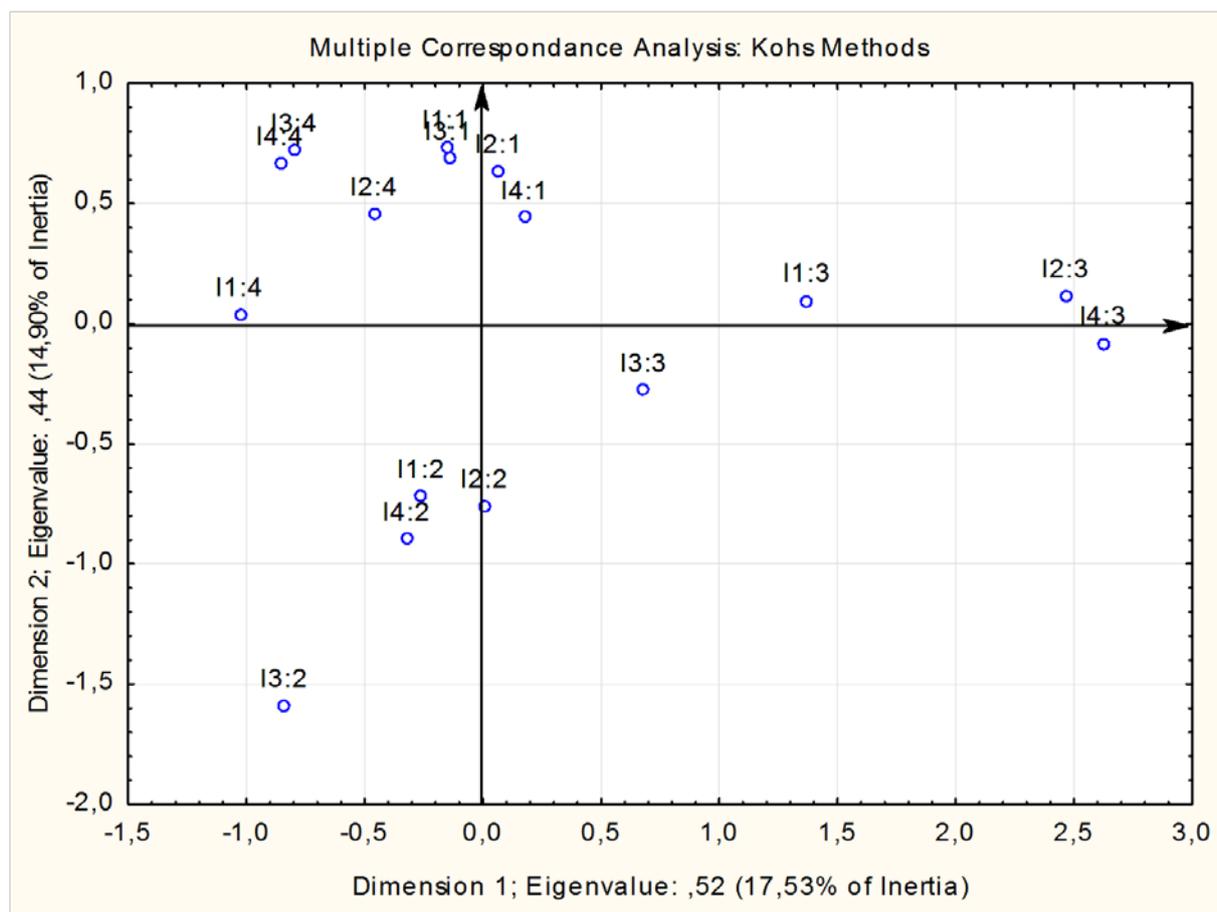
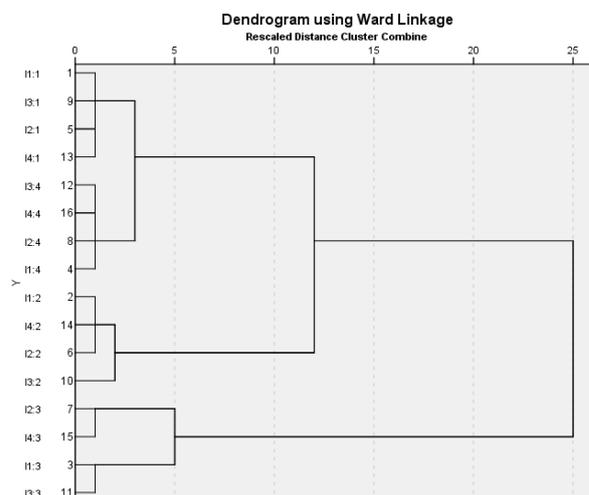


Illustration 16 : Analyse des Correspondances Multiples des méthodes employées par les participants (exemple : I4 :1 représente la méthode n°1 pour l'item n°4 de Samuel).

Il y a une forte correspondance entre le recours à la méthode n°2 (Analytique) pour les différents items et il en va de même pour la méthode n°3 (Synthétique Ordonnée). En revanche, il y a une forte correspondance entre le recours à la méthode n°1 (Synthétique Pure) et n°4 (Tâtonnement). Une troisième dimension ne permet pas de discriminer les méthodes n°1 et n°4.

On peut donc repérer trois grandes stratégies utilisées dans le logiciel Samuel : Analytique, Synthétique Ordonnée et Intuitive (méthode Synthétique Pure ou par Tâtonnement). Afin de définir ces stratégies de manière opérationnelle, nous enregistrons les



coordonnées du nuage de points de l'Analyse de Correspondances Multiples. Nous réalisons une Classification Hiérarchique sur ces coordonnées pour confirmer la partition en 3 clusters et nous calculons les centres de gravité de ces derniers (illustration 17).

Illustration 17 : Dendrogramme de la Classification Hiérarchique sur les coordonnées des méthodes

Nous projetons ensuite les observations sur les dimensions de l'Analyse des Correspondances Multiples (nous utilisons le numéro d'identification du participant comme variable supplémentaire), et nous enregistrons leurs coordonnées (illustration 18). Enfin, nous calculons le carré de la distance entre chaque observation et les trois centres de gravité des clusters définis ci-dessus et attribuons l'observation au cluster le plus proche. De cette manière, nous avons défini opérationnellement une stratégie pour chaque participant.

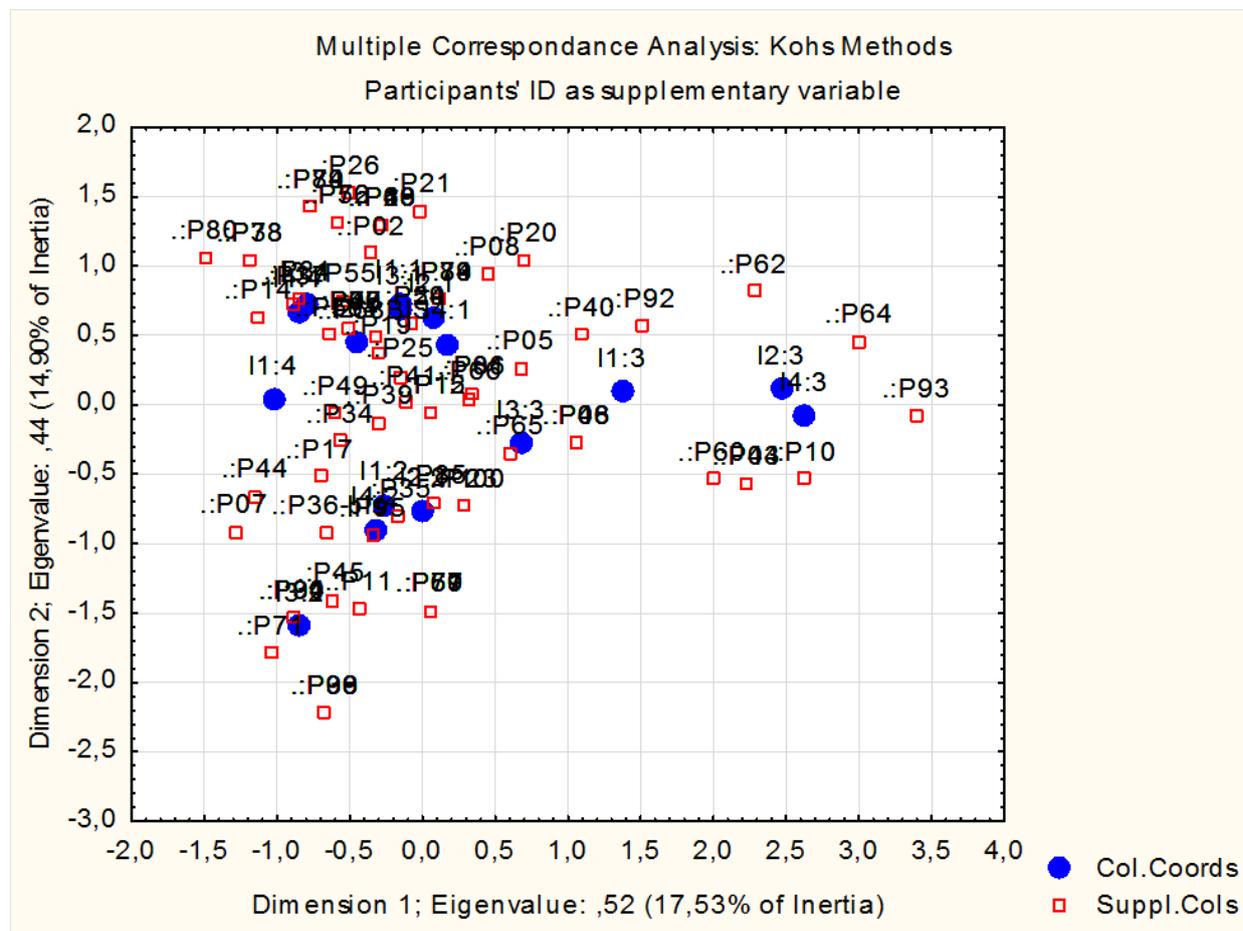
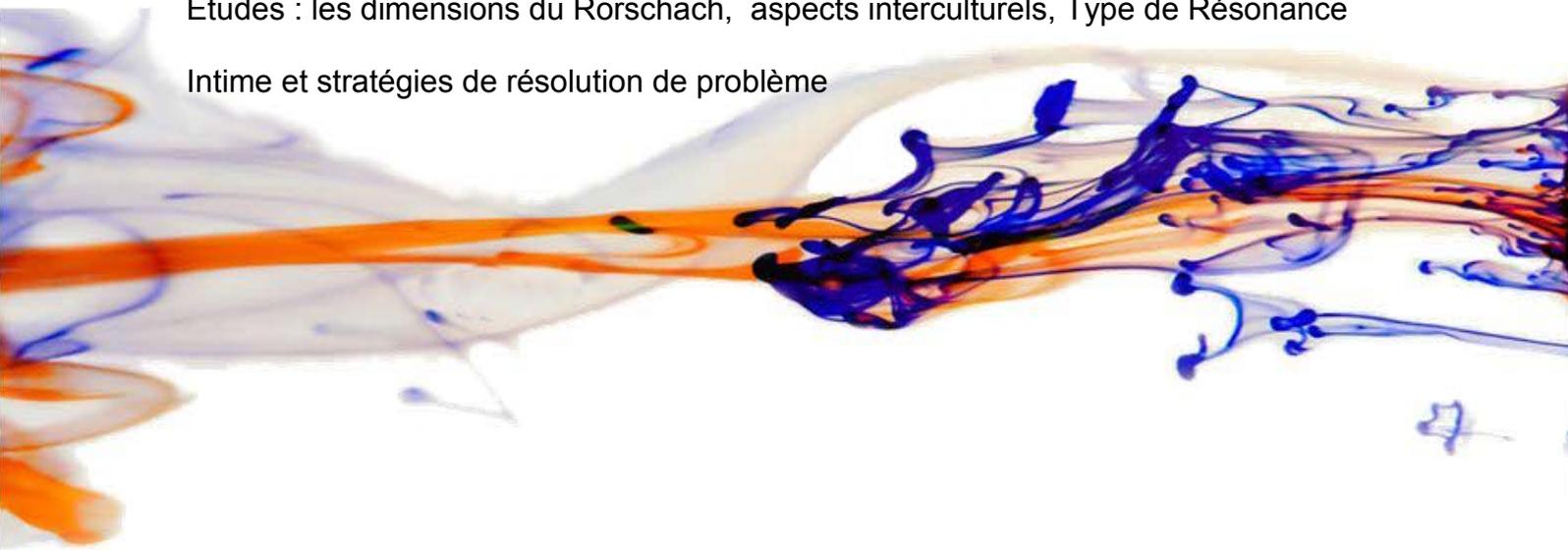


Illustration 18 : Projection des participants sur les dimensions de l'Analyse des Correspondances Multiples

TROISIEME PARTIE

Etudes : les dimensions du Rorschach, aspects interculturels, Type de Résonance
Intime et stratégies de résolution de problème



1) LES DIMENSIONS DU RORSCHACH : ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES DU SYSTEME INTEGRE

1.1) INTRODUCTION

Le test de Rorschach a été construit sur des bases empiriques et inclut de nombreuses combinaisons, ratios et pourcentages des catégories primaires de cotation (mouvement, couleur, estompage, etc.). Bien que ces scores dérivés soient partiellement redondants d'un point de vue psychométrique, ils sont traditionnellement interprétés de manière distincte d'un point de vue empirique. Cet aspect pose des problèmes substantiels aussi bien dans les recherches empiriques que dans la pratique clinique. Aussi, l'identification de dimensions indépendantes du Rorschach apparaît comme essentielle pour le développement du test (Blatt & Berman Jr, 1984; Schori & Thomas, 1972; J.W. Shaffer et al., 1981). Néanmoins ce problème est particulièrement ardu en raison des difficultés psychométriques inhérentes au Rorschach.

Plusieurs tentatives ont été menées afin de produire un modèle dimensionnel du Rorschach. L'analyse multivariée des systèmes de Beck ou d'Exner ont révélé l'existence de six dimensions relativement consistantes du Rorschach: la "**Productivité**", un facteur qui sature principalement le nombre total de réponses et qui explique la plus grande part de la variance des données du Rorschach (Meyer, 1992b; Murstein, 1960; Schori & Thomas, 1972; Wittenborn, 1950a; Wood et al., 2003), la "**Dominance Formelle**" un facteur composé des réponses couleur et estompage qui sont bien définies sur le plan formel (FC, FC', FY, FV, FT) (Costello, 1998; Meyer, 1992b; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer, Karen R. Duszynski, & Caroline B. Thomas, 1981; Zillmer & Vuz, 1995), la "**Dominance de la Couleur**" qui regroupe les réponses où la couleur et éventuellement les estompages prédominent (CF, C'F, YF, VF, TF) (Costello, 1998; Geertsma, 1962; Mason et al., 1985;

Meyer, 1992b; John W. Shaffer et al., 1981; Wittenborn, 1950a; Zillmer & Vuz, 1995), “**l’Acuité Perceptive**”, avec les réponses en bonne forme (la réponse correspond à la découpe utilisée) sur le pôle positif et les réponses en mauvaise forme sur le pôle négatif (Geertsma, 1962; Wood et al., 2003; Zillmer & Vuz, 1995), un facteur de “**Kinesthésie**” qui comprend les réponses de mouvement humain et les variables qui s’y rattachent (Geertsma, 1962; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer et al., 1981; Wittenborn, 1950a), et une dimension de “**Synthèse**” qui inclut souvent les réponses globales W, les réponses organisées sur le plan perceptif Zf et les réponses de synthèse DQ+ sur le pôle positif et qui comprend parfois les réponses en pure forme F, les découpes ordinaires D et les réponses simples DQo sur le pôle négatif (Geertsma, 1962; Mason et al., 1985; Meyer, 1992b; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer et al., 1981; Wood et al., 2003; Zillmer & Vuz, 1995).

Malheureusement, ces études ne sont pas comparables en raison de divergences méthodologiques substantielles: taille de l’échantillon (de N=102 à N=586), population étudiée (normative, non-patients, étudiants, patients hospitalisés, schizophrènes, dépressifs, suicidaires), nombre de variables (allant de 13 à 35) et/ou les types de variables étudiées (scores primaires, pourcentages, scores dérivés dans des proportions diverses), type de corrélations (Pearson, corrélations partielles, tétrachoriques, coefficient phi), critère utilisé pour déterminer le nombre de dimensions à extraire (Cattell, pourcentage de variance expliquée, structure simple, Kaiser), méthode d’extraction (Analyse en Composantes Principales ou Analyse Factorielle en Axes Principaux) et les méthodes de rotation (orthogonale, varimax, oblimin, promax). Ces divergences sont tellement importantes qu’on ne peut même pas trouver deux analyses multivariées du Rorschach qui soient comparables. De plus, aucune de ces études n’a pris en considération l’ensemble des scores primaires du Rorschach et par conséquent la structure des données du Rorschach demeure incertaine.

Dans la mesure où les choix méthodologiques de l'analyse multivariée ont un impact substantiel sur les modèles obtenus, nous détaillons certains problèmes psychométriques concernant l'analyse du Rorschach: linéarité, colinéarité, corrélations et normalité ainsi que la dimensionnalité (nombre de dimensions à retenir).

Linéarité

Deux références sont particulièrement importantes pour notre propos. Murstein a réalisé une revue des analyses multivariées du Rorschach faites dans les années 40 et 50 mais ses remarques restent très actuelles (Murstein, 1960). Zillmer a écrit un chapitre didactique sur l'Analyse Factorielle du Rorschach (Zillmer & Vuz, 1995). Ces deux auteurs rappellent deux hypothèses majeures de l'analyse multivariée: les variables doivent pouvoir être additionnées de manière linéaire et elles doivent être formellement indépendantes. En effet, l'Analyse Factorielle ou l'Analyse en Composantes Principales visent à représenter les données par des combinaisons linéaires des variables : des variables qui présenteraient des relations quadratiques par exemple ne se prêtent pas à l'analyse multivariée.

Il y a trois méthodes pour évaluer l'hypothèse de linéarité: le test de sphéricité de Bartlett teste l'hypothèse nulle selon laquelle les variables ne sont pas corrélées (il s'agit d'un test de χ^2 qui compare la matrice d'identité à la matrice de corrélation). L'indice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indique dans quelles proportions les corrélations entre chaque paire de variables peuvent être expliquées par les autres variables (c'est-à-dire la part de variance commune qui peut faire l'objet de l'analyse multivariée). Le nombre d'éléments en dehors de la diagonale de l'Anti-Image de la matrice de covariance est un autre moyen de tester la linéarité: si les variables se combinent effectivement de manière linéaire alors les corrélations dans l'Anti-Image de la matrice de covariance devraient être proches de zéro (Dziuban & Shirkey, 1974; Zillmer & Vuz, 1995). En dehors du chapitre de Zillmer (qui est didactique),

l'hypothèse de linéarité n'est jamais évaluée dans les études publiées sur l'analyse multivariée du Rorschach et nous ne pouvons pas savoir les matrices de corrélations de ces études se prêtent à l'Analyse Factorielle ou l'Analyse en Composante Principales.

Colinéarité (indépendance formelle)

La colinéarité est un autre problème majeur de l'analyse multivariée du Rorschach. En effet, ces techniques cherchent à identifier des combinaisons linéaires des variables, donc si de telles combinaisons sont définies en amont de l'analyse (si les variables ne sont pas indépendantes sur le plan formel ou mathématique) alors l'Analyse Factorielle ou l'Analyse en Composantes Principales vont soit identifier ces relations de manière tautologique soit présenter des résultats particulièrement biaisés. En outre l'analyste doit ignorer un message d'erreur qui stipule que le déterminant de la matrice de corrélation n'est pas positif. Cela signifie que lorsqu'un indice du Rorschach est inclus dans une analyse multivariée, il serait inapproprié d'inclure également les composantes de cet indice. Par exemple l'indice EGO prend en compte les réponses reflet Fr les réponses Paires et le nombre total de réponses R ($EGO = (3 * (Fr+rF) + Paires) / R$) : on ne peut pas inclure dans la même analyse l'indice EGO, les réponses reflet et les réponses paires. (Zillmer & Vuz, 1995).

Ce point est particulièrement problématique en ce qui concerne les données du Rorschach. En effet la cotation du Rorschach implique que chaque réponse présente une localisation (Globale W, Détail D, inhabituelle Dd), une qualité de développement (ordinaire DQo, synthèse DQ+, vague DQv, synthèse/vague DQv/+) et une qualité formelle (hyperdétaillée FQx+, ordinaire FQxo, inhabituelle FQxu, mauvaise forme FQx-, sans forme FQxnone). Aussi, le nombre de réponses est égal à la somme des localisations, à la somme des qualités de développement et à la somme de qualités formelles ($R = W + D + Dd = DQ+ + DQo + DQv + DQv/+ = FQx+ + FQxo + FQxu + FQx- + FQxnone$). Il se trouve que

l'hypothèse d'indépendance formelle est violée dans la plupart des études sur l'analyse multivariée du Rorschach. Geertsma a analysé les scores $(C + CF + FC)\%$, $FC\%$ et $(C + CF)\%$ (Geertsma, 1962). Wood et ses collègues ont utilisé $F+\%$ et les Mouvements actifs qui sont des composantes de $X+\%$ et de la somme des Mouvements respectivement (Wood et al., 2003). Une violation fréquente de l'hypothèse d'indépendance est l'inclusion du nombre total de réponses R et des localisations Globales W, Détails D et inhabituelle Dd ($R = W + D + Dd$) (Mason et al., 1985; Meyer, 1992b; Schori & Thomas, 1972; Wittenborn, 1950a).

Ce dernier point présente une importance particulière en ce qui concerne la dimension de "Productivité" qui est liée au problème du nombre de réponses. Dans la mesure où le nombre de réponses R au Rorschach est variable, les scores du Rorschach sont corrélés à différents degrés avec R. Par exemple un nombre élevé de réponses de mouvement humain M pourrait simplement être le résultat d'une plus grande "Productivité" plutôt qu'une mesure fiable des tendances kinesthésiques d'une personne. De nombreux chercheurs ont accrédité cette thèse (Cronbach, 1949b; Fiske & Baughman, 1953; Meyer, 1992a, 1992b; Murstein, 1960; G. G. Perry & Kinder, 1990; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer et al., 1981; Wittenborn, 1950a). Toutefois, l'identification d'une dimension de "Productivité" est généralement le résultat d'une violation de l'hypothèse d'indépendance de l'analyse multivariée et il est particulièrement discutable d'utiliser cet argument pour prouver le caractère confondant du nombre de réponses.

Ce problème a été abordé de manière bien plus satisfaisante par le recours à des corrélations partielles. Les corrélations partielles suppriment l'effet d'un groupe de variables sur la matrice de corrélation d'un autre groupe de variables. Cette technique a permis de contrôler l'effet du nombre de réponses R sur les variables du Rorschach: dans ce cas R n'est plus corrélé avec les scores résiduels des corrélations partielles (Anderson & Dixon Jr, 1993; Mason et al., 1985; John W. Shaffer et al., 1981). Si les corrélations partielles permettent de

résoudre le problème de R, elles demeurent un type particulier de corrélation de Pearson qui n'est pas une mesure de dépendance robuste (les corrélations de Pearson sont affectées par des problèmes de distribution).

Corrélations et Normalité

Le choix du type de corrélation est fréquemment négligé dans les analyses multivariées du Rorschach. En effet, la plupart des variables du Rorschach ne se distribuent pas normalement, présentent de forts coefficients d'asymétrie, ont des fréquences d'apparition relativement faibles et peu de variabilité. Pour ces raisons, l'utilisation de corrélations de Pearson n'est pas appropriée aux données du Rorschach (Murstein, 1960; Wittenborn, 1950a; Zillmer & Vuz, 1995). Ce type de corrélation est utilisé par défaut dans les Analyses Factorielles ou les Analyses en Composantes Principales classiques. Certaines études (anciennes) mentionnées par Murstein ont utilisé des corrélations tétrachoriques, mais cela reste insatisfaisant car elles supposent que les variables mesurent des construits sous-jacents qui se distribuent normalement alors que les variables du Rorschach dévient intrinsèquement de la normalité. Des transformations logarithmique ou par la racine carrée ont été proposées pour résoudre ces problèmes de distribution mais ces méthodes tendent à analyser le Rorschach "tel qu'il n'est pas" (Wittenborn, 1950a).

Dans l'idéal, nous souhaiterions assumer que les variables du Rorschach se distribuent normalement (en utilisant des corrélations de Pearson) ou tout du moins qu'elles mesurent des construits sous-jacents normaux (en utilisant des corrélations tétrachoriques) ou qu'elles devraient ressembler à des variables normales (en utilisant des transformations). Aucun de ces postulats n'est raisonnable en ce qui concerne les données du Rorschach et on peut légitimement se demander si le Rorschach peut se prêter à l'analyse multivariée dans ces conditions. Toutefois, il y a un moyen de résoudre les problèmes de distribution du

Rorschach. Si nous mettons la normalité de côté, si nous arrêtons de prétendre que les données du Rorschach seraient, devraient ou pourraient être normales dans certaines conditions; alors nous devrions les analyser avec des statistiques non-paramétriques. La solution aux problèmes de distribution du Rorschach est aussi ancienne que l'Analyse Factorielle, il s'agit des corrélations de Spearman (Spearman, 1904). Bien que ces corrélations soient un moyen très efficace de résoudre les problèmes de distribution du Rorschach, elles n'ont jamais été utilisées dans les analyses multivariées du Rorschach.

Dimensionnalité (nombre de dimensions à retenir)

Pour finir, un aspect particulièrement délicat de l'analyse multivariée est de déterminer le nombre de dimensions à retenir. Deux critères principaux sont utilisés à cet effet: le critère de Cattell cherche à identifier le nombre minimal de dimensions qui puisse expliquer un maximum de variance (approche économique) (Raymond B Cattell, 1966). Le critère de Kaiser stipule que toute dimension issue d'une analyse multivariée devrait expliquer au moins autant de variance qu'une variable originale (approche extensive) (Henry F. Kaiser, 1960). Dans la mesure où l'Analyse Factorielle et l'Analyse en Composantes Principales sont des techniques de réduction de données une dimension qui expliquerait moins de variance qu'une variable originale est indésirable.

Des études de simulation d'analyse de données (Monte Carlo) ont montré que le critère de Cattell sous-estime fréquemment le nombre de dimensions à retenir (sous-extraction) alors que le critère de Kaiser le surestime très généralement (sur-extraction) (Fabrigar et al., 1999; Joseph L. Fava & Velicer, 1992; J. L. Fava & Velicer, 1996; Stellefson & Hanik, 2008; Wayne F. Velicer et al., 2000; Zwick & Velicer, 1986). Si le nombre de dimensions à retenir est incertain, il a été montré qu'une sur-extraction est préférable à une sous-extraction. En effet, en cas de sur-extraction, les dimensions "réelles" des données sont

généralement identifiées dans la solution factorielle à côté d'un petit nombre de dimensions qui représentent du bruit et expliquent une part minimale de variance. En revanche, une sous-extraction mélange ou fusionne des dimensions qui sont authentiquement indépendantes (Joseph L. Fava & Velicer, 1992; J. L. Fava & Velicer, 1996; Wood et al., 1996). Ces considérations peuvent sembler assez techniques, mais dans la mesure où les résultats d'analyses multivariées sont généralement interprétés d'un point de vue théorique; cette question a un impact très substantiel sur la conceptualisation des données de test (pensons par exemple à l'évolution de la définition des scores du QI).

Des techniques modernes permettent d'estimer la dimensionnalité de jeux de données de manière plus précise, l'Analyse Parallèle notamment (Courtney, 2013; Dray, 2008; Horn, 1965; Raïche et al., 2013; Ruscio & Roche, 2012; Zwick & Velicer, 1986). Nous présentons ces techniques dans la partie méthode. Toutefois, il est à noter que l'Analyse Parallèle n'a jamais été utilisée dans le cadre de l'analyse multivariée du Rorschach. Ces techniques modernes ainsi que les connaissances tirées des différentes tentatives d'identification des dimensions du Rorschach nous permettent de proposer un modèle dimensionnel complet de ce test.

1.2) METHODES

Échantillon

Certains usages existent concernant la taille des échantillons soumis à une analyse multivariée. On considère qu'il faut avoir au moins 5 fois plus de participants que de variables, un ratio de 10:1 étant raisonnable et un ratio de 20:1 étant idéal (Gorsuch, 1983). Le Rorschach contient 92 scores bruts ou primaires issus directement de la cotation. Un échantillon d'au moins $N=460$ est donc nécessaire afin de réaliser une analyse multivariée exhaustive de ce test. Nous avons donc combiné trois échantillons normatifs du Rorschach en

Système Intégré pour un total de 695 participants (Finlande N=343, Belgique N=100 et France N= 252). Ces échantillons font partie du projet normatif européen du Rorschach qui est actuellement en cours. La plupart de ces données ont fait l'objet d'une publication, mais nous avons ajouté 106 participants français au 146 déjà publiés (ces participants appartiennent à la seconde phase du projet normatif français) (Mattlar et al., 2007; Mormont, Thommessen, & Kever, 2007; S. Sultan, Andronikof, Fouques, Lemmel, Mormont, Reveillere, et al., 2004).

Tableau 14 : Données sociodémographiques des échantillons

| | Finlande (N=343) | Belgique (N=100) | France (N=146) | Echantillon additionnel français (N=106) | Total (N=695) | pourcentages |
|-----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---|------------------|--------------|
| AGE | | | | | | |
| 18-25 | 0 | 24 | 29 | 5 | 58 | 8.35% |
| 26-35 | 8 | 26 | 40 | 8 | 82 | 11.8% |
| 36-45 | 99 | 25 | 35 | 35 | 194 | 27.91% |
| 46-55 | 101 | 16 | 29 | 41 | 187 | 26.91% |
| 56-65 | 59 | 6 | 13 | 16 | 94 | 13.53% |
| >65 | 76 | 3 | 0 | 1 | 80 | 11.51% |
| SEXE | | | | | | |
| Homme | 181 | 45 | 54 | 89 | 369 | 53.09% |
| Femme | 162 | 55 | 92 | 17 | 326 | 46.91% |
| EDUCATION | | | | | | |
| Moins de 12 ans | 254 | 7 | 27 | ? | 288 | 41.44% |
| 12 ans | 25 | 33 | 19 | ? | 77 | 11.08% |
| 13-15 ans | 27 | 41 | 56 | ? | 124 | 17.84% |
| 16+ ans | 36 | 19 | 44 | ? | 99 | 14.24% |
| Non renseigné | 1 | 0 | 0 | 106 | 107 | 15.4% |
| STATUT MARITAL | | | | | | |
| Célibataire | 23 | ? | ? | ? | 23 | 3.31% |
| Concubinage | 19 | ? | ? | ? | 19 | 2.73% |
| Marié | 246 | ? | ? | ? | 246 | 35.4% |
| Séparé | 1 | ? | ? | ? | 1 | 0.14% |
| Divorcé | 27 | ? | ? | ? | 27 | 3.88% |
| Veuf | 26 | ? | ? | ? | 26 | 3.74% |
| Non renseigné | 1 | 100 | 146 | 106 | 353 | 50.79% |

Le Tableau 14 présente les données sociodémographiques pour ces échantillons. Des informations détaillées concernant les procédures de recrutement, d'administration et de cotations sont disponibles dans les articles originaux (Mattlar et al., 2007; Mormont et al., 2007; S. Sultan, Andronikof, Fouques, Lemmel, Mormont, Réveillère, et al., 2004). L'échantillon final comprend 369 hommes et 326 femmes. L'âge moyen est de 48 ans (écart-type = 15,5; min = 18; max = 82). Le statut marital n'est pas disponible dans les échantillons francophones.

Cotation et fiabilité interjuge

Dix psychologues ont collecté l'échantillon finlandais qui se compose de participants ayant participé à différentes études. La plupart des participants ont été sélectionnés aléatoirement à partir du registre national finlandais. Les protocoles Rorschach ont été administrés et cotés selon les consignes du Système Intégré par deux juges indépendants. Les pourcentages d'accord interjuge vont de 91% pour les qualités formelles à 97% pour les localisations, mais il y a un degré d'accord inférieur en ce qui concerne les cotations spéciales (74%).

Tableau 15 : fidélité interjuge pour l'échantillon Belge

| Variable | % Agreement | Iota (Kappa) |
|--|-------------|--------------|
| Réponses Globales W | .99 | .90 |
| Localisation et réponses dans le blanc | .99 | .98 |
| Qualité du Développement | .96 | .92 |
| Déterminants (11 variables) | .98 | .88 |
| Qualités Formelles | .88 | .80 |
| Paires | .99 | .97 |
| Contenus (27 variables) | .99 | .89 |
| Banalités P | .97 | .91 |
| Score Z | .88 | .80 |
| Cotations Spéciales (14 variables) | .99 | .81 |

Note: deux juges ont coté de manière indépendante 25 protocoles.

Les participants de l'échantillon belge ont été recrutés par des étudiants en psychologie qui leur ont administré le Rorschach en Système Intégré. Les étudiants étaient dans leur 4ème ou 5ème année d'études, avaient reçu une formation basique au Rorschach (60 heures de théorie, 60 heures de pratique) et travaillaient sous la supervision du Service de Psychologie Clinique de l'Université de Liège. Ce sont les membres de ce service qui ont établi les cotations finales pour les protocoles utilisés dans cette étude. 25 protocoles choisis au hasard ont été cotés par deux juges indépendants. Le Tableau 15 présente les pourcentages d'accord et les coefficients Kappa pour ces protocoles. Tous les coefficients Kappa sont au dessus de 0,75, ce qui est excellent selon les critères de Fliess (Fleiss, Levin, & Paik, 2013).

Les participants français ont été recrutés par des psychologues cliniciens dans des institutions, des entreprises, des services publiques et des associations par le biais d'une lettre de sollicitation. Trois sites étaient impliqués dans l'étude: Paris, Dijon et Tours. Les psychologues avaient reçu une formation équivalente au premier niveau de formation au Rorschach en Système Intégré (administration et cotation). Un don a été fait au nom de chaque participant à une association caritative de son choix (en échange de sa participation). Les protocoles ont été cotés de manière indépendante par les psychologues qui les ont administrés et par le coordinateur local de l'étude qui a pris les décisions finales en ce qui concernait les désaccords. 40 protocoles tirés au hasard ont été cotés de manière indépendante par un membre sénior de l'Association Européenne du Rorschach. Le Tableau 16 présentent les pourcentages d'accord pour ces protocoles qui correspondent aux critères d'Exner en ce qui concerne la fiabilité interjuge (Exner et al., 1995). L'échantillon additionnel français (N=106) a été collecté selon les mêmes procédures.

Tableau 16 : fidélité interjuge pour l'échantillon français

| Variable | % Agreement |
|--------------------------------|-------------|
| Localisation | 91.1% |
| Qualité du Développement | 91.6% |
| Déterminants | 80.4% |
| Qualités Formelles | 84.0% |
| Paires | 95.6% |
| Contenus | 80.0% |
| Banalités P | 94.6% |
| Score Z | 86.4% |
| Cotations Spéciales Cognitives | 85.5% |
| Autres Cotations Spéciales | 89.5% |

Note: deux juges ont coté de manière indépendante 40 protocoles.

Analyses

Principes

Nous avons conduit nos analyses selon quatre principes: (A) conserver autant de variables primaires et de participants que possible, (B) utiliser des transformations en rang pour résoudre les problèmes de distribution du Rorschach, (C) supprimer l'effet du nombre de réponses sur toutes les variables en amont de l'analyse et (D) utiliser des techniques de rééchantillonnage pour simuler les fluctuations d'échantillonnages (optimiser la puissance statistique de nos résultats).

Sélection des Variables

Suivant les recommandations de Zillmer en ce qui concerne les problèmes de colinéarité du Rorschach et l'hypothèse d'indépendance de l'analyse multivariée, seules les variables directement issues de la cotation ont été analysées (variables primaires, par ex. Ma, CF, H, W). Aucun score dérivé des variables primaires n'a été pris en compte (ex: EGO, Wsum6, Intellectualisation, EB etc.) (Zillmer & Vuz, 1995).

Un certain nombre d'informations ne sont pas directement disponibles dans les données dont nous disposons: les mouvements animaux actifs ou passifs (FMa, FMp) et les

mouvements d'objets inanimés (m'a, m'p), aussi nous avons utilisé les scores FM et m'. Le détail des scores Z n'est pas disponible (ZA, ZD, ZS, ZW) et ces scores sont représentés par une variable unique Zf. La fréquence des scores Z Zf, et leur somme ZSum sont très fortement corrélés ($r(Zf, ZSum)=0.97$), ces deux variables sont trop redondantes et ZSum n'a pas été incluse dans l'analyse. Les scores Good and Poor Human Representation (GHR, PHR) ne sont pas disponibles dans tous les échantillons et ils n'ont pas été inclus dans l'analyse.

Transformation en rang

Dans l'idéal, nous souhaiterions inclure toutes les variables primaires du Rorschach et tous les participants. Dans la mesure où les corrélations de Pearson sont sensibles aux problèmes de distribution, il est généralement nécessaire d'exclure des données "aberrantes", de combiner des variables rares et/ou de recourir à des transformations logarithmique ou par la racine carrée.

Les corrélations de Spearman permettent d'aborder les problèmes de distribution de manière bien plus satisfaisante. Toutefois, l'information fournie par les corrélations de Spearman diffère nettement de celle issue des corrélations de Pearson. Les corrélations de Spearman indique dans quelle mesure une variable est une fonction monotone d'une autre variable (y augmente à chaque fois que x augmente quelles que soient les proportions relatives). Par exemple si $y = -1*x$, les corrélations de Spearman et de Pearson entre x et y sont toutes deux égales à -1 (car y est une fonction linéaire de x). Cependant, si $y = 1/x$, la corrélation de Pearson entre x et y est de -0,48 (pour $0 < x < 100$) tandis que la corrélation de Spearman est de -1 (y diminue à chaque fois que x augmente). Pour cette raison, les corrélations de Pearson sont très généralement préférées aux corrélations de Spearman dans les analyses statistiques.

Echelles de Mesure des variables du Rorschach

Les variables du Rorschach présentent des propriétés intéressantes qui rendent les corrélations de Spearman particulièrement appropriées à leur étude. Stevens a identifié quatre types d'échelles de mesure: nominale, ordinale (les observations sont ordonnées), intervalle (les observations sont ordonnées et il y a une unité de mesure) et rationnelle (les observations sont ordonnées, présentent une unité de mesure et un zéro absolu) (Stevens, 1946). Les variables du Rorschach sont des échelles rationnelles, elles présentent une même unité de mesure (le niveau de la réponse) et une valeur unique et significative qui représente le zéro : cela a du sens de dire qu'une personne a donné deux fois plus de réponses humaines qu'une autre personne. De plus, la plupart des variables du Rorschach présentent des distributions similaires (coefficient d'asymétrie positif) et donc elles sont susceptibles d'augmenter et de diminuer de manière similaire. Cela signifie que les rangs des variables du Rorschach sont susceptibles d'être très proches des valeurs brutes.

Tableau 17 : Corrélations entre les rangs et les valeurs brutes des scores du Rorschach

| | | | | | | | | | | | |
|--------|------|------|------|-------|------|---------|------|-------|------|------|------|
| Cn | 1,00 | COP | 0,94 | Id | 0,93 | F | 0,92 | Zf | 0,91 | Ad | 0,88 |
| V | 1,00 | FM | 0,93 | Pair | 0,93 | Bt | 0,92 | FAB1 | 0,91 | An | 0,87 |
| CONTAM | 1,00 | m' | 0,93 | Ma | 0,93 | Fi | 0,92 | FQxu | 0,9 | Ay | 0,87 |
| DV2 | 1,00 | C | 0,93 | Blend | 0,93 | Xy | 0,92 | rF | 0,9 | AB | 0,86 |
| T | 0,97 | CF | 0,93 | PSV | 0,93 | MOR | 0,92 | H | 0,9 | FV | 0,85 |
| TF | 0,95 | FC | 0,93 | AG | 0,93 | W | 0,91 | Food | 0,9 | Sc | 0,85 |
| Bl | 0,95 | C'F | 0,93 | DR2 | 0,93 | DQo | 0,91 | DV1 | 0,9 | DR1 | 0,85 |
| P | 0,95 | FT | 0,93 | FAB2 | 0,93 | FQxnone | 0,91 | FY | 0,89 | FQx+ | 0,84 |
| INC2 | 0,95 | (Hd) | 0,93 | S | 0,92 | YF | 0,91 | (Ad) | 0,89 | Hd | 0,83 |
| D | 0,94 | A | 0,93 | DQ+ | 0,92 | (H) | 0,91 | R8910 | 0,89 | Sx | 0,81 |
| C' | 0,94 | (A) | 0,93 | DQv/+ | 0,92 | Art | 0,91 | Mp | 0,89 | Dd | 0,77 |
| FC' | 0,94 | Cl | 0,93 | FQxo | 0,92 | Cg | 0,91 | PER | 0,89 | | |
| Y | 0,94 | Ex | 0,93 | VF | 0,92 | Hh | 0,91 | R | 0,88 | | |
| INC1 | 0,94 | Ge | 0,93 | Fr | 0,92 | Na | 0,91 | DQv | 0,88 | | |
| ALOG | 0,94 | Ls | 0,93 | FD | 0,92 | Hx | 0,91 | FQx- | 0,88 | | |

La corrélation moyenne entre les rangs et les valeurs brutes des variables du Rorschach est de $r = 0,91$ (écart-type = 0,04) avec une exception notable (Dd, $r = 0,77$)

(tableau 17 et illustration 19). En ce qui concerne le Rorschach, les rangs et les valeurs brutes fournissent une information très similaire et nous avons décidé de transformer toutes les variables primaires du Rorschach en rang.

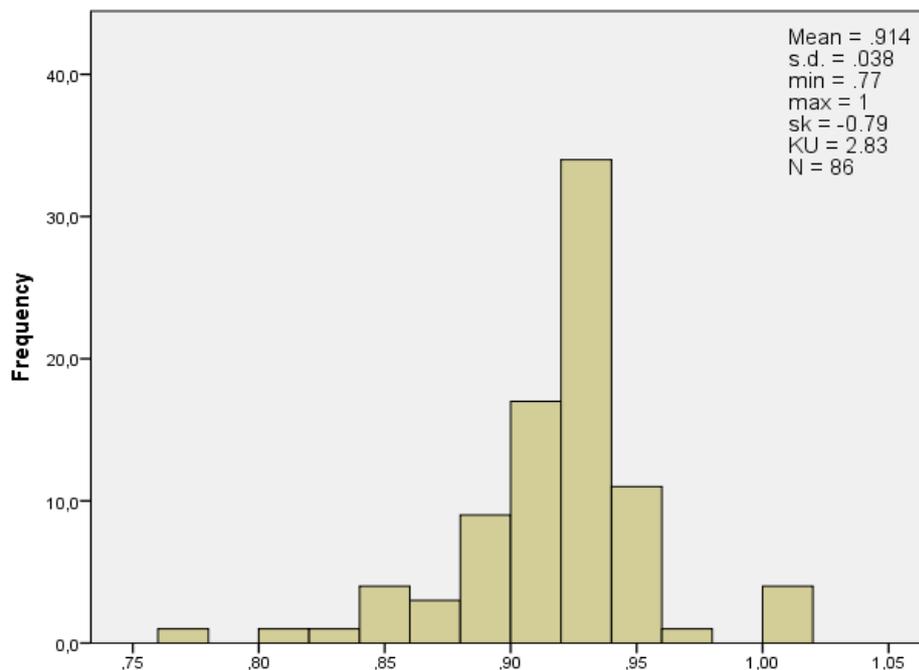


Illustration 19: Distribution des corrélations entre les rangs et les valeurs brutes des scores du Rorschach

En dehors de résoudre les problèmes de distribution, cette transformation est très bénéfique car elle résout également les problèmes de colinéarité concernant l'hypothèse d'indépendance formelle des variables. En effet, le déterminant de la matrice de corrélation par rang est positif ce qui signifie que les localisations (W, D, Dd), les qualités de développement (DQo, DQ+, DQv, DQv/+) et les qualités formelles (FQx+, FQxo, FQxu, FQx-, FQxnone) peuvent être incluses dans la même analyse.

Aucun participant n'a été exclu de cette étude, même ceux qui ont donné plus de 40 réponses au Rorschach. Tous les participants ont donné 14 réponses au moins. Afin d'illustrer l'effet de la transformation par rang, nous présentons les boîtes à moustaches de 5 variables pour les rangs et les valeurs brutes. Comme on peut le constater dans les illustrations 20 et 21, les rangs présentent des distributions bien plus satisfaisantes et pas de données "aberrantes".

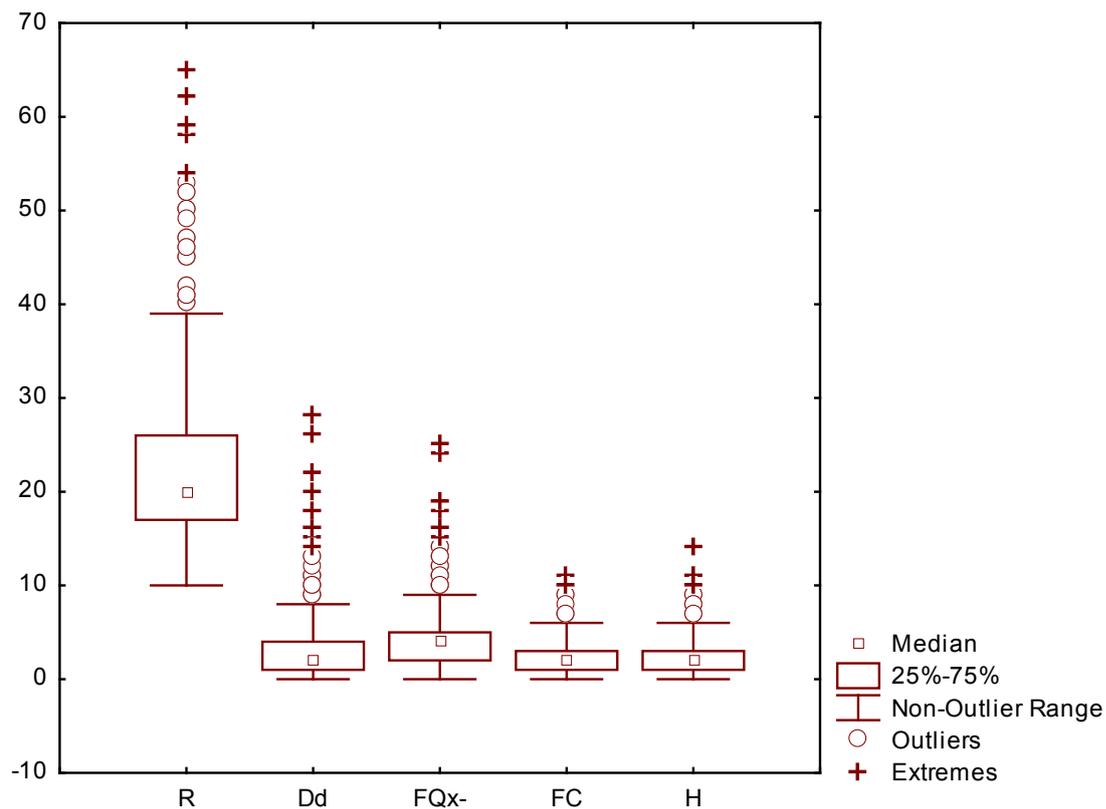


Illustration 20 : boîtes à moustaches de 5 variables brutes du Rorschach

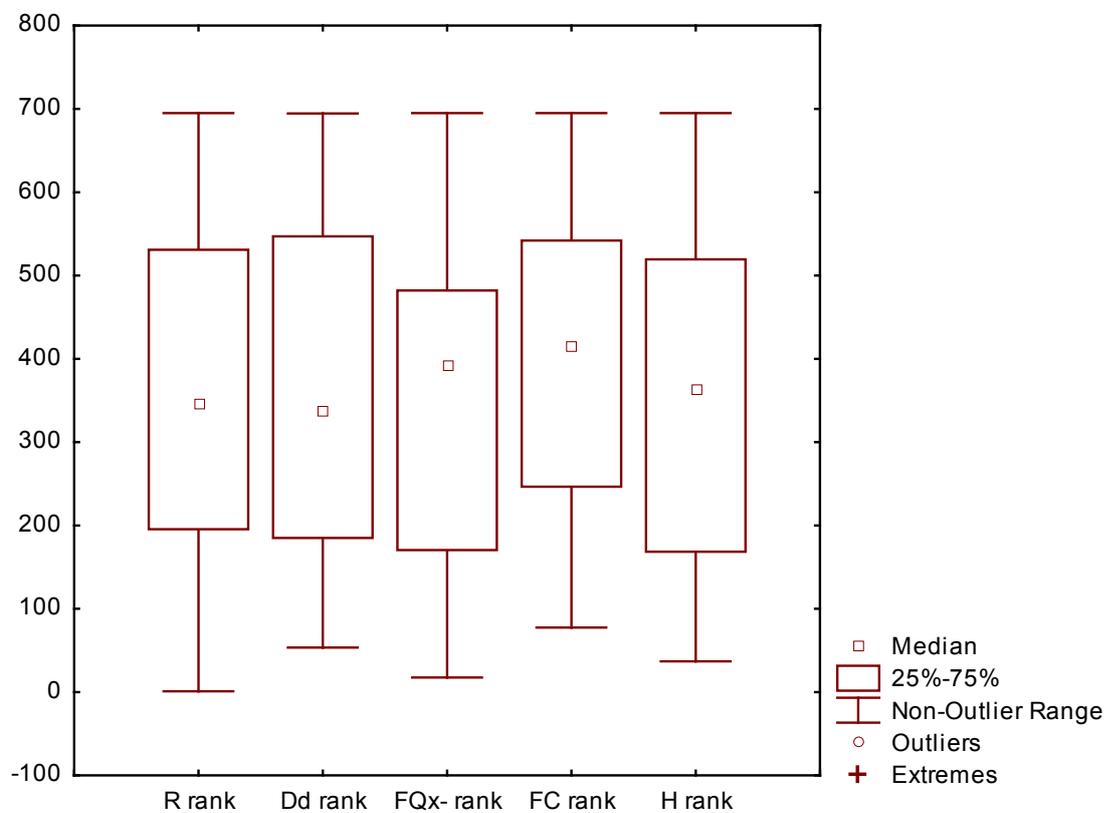


Illustration 21 : boîtes à moustaches des rangs de 5 variables du Rorschach

Revue des données:

Neuf variables présentant de très faibles fréquences étaient toujours problématiques même après la transformation par rang (90% au moins des participants n'ont donné aucune de ces réponses): nomination de Couleur Cn, réponse achromatique pure C', estompage de diffusion Y, Vista pure V, texture pure T, les réponses reflet mal définies rF ainsi que les cotations spéciales de contamination CONTAM, verbalisation déviante pathologique DV2 et réponse déviante pathologique DR2.

Nous avons additionné les réponses Vista pure aux réponses Vista dominées par l'estompage (V+VF), et suivi la même procédure pour tous les estompages (C'+C'F, T+TF, Y+YF). De même nous avons additionné les deux types de réponses reflet (Fr+rF) ainsi que les verbalisations et les réponses déviantes (DV1+DV2, DR1+DR2). Nous avons exclu les variables contamination CONTAM et nomination de couleur Cn. La contamination (deux réponses sont fusionnées en un seul objet comme une photo surimposée) a une signification propre et ne peut être additionnée à aucune autre cotation spéciale. La nomination de couleur Cn n'est presque jamais cotée quand on utilise les consignes du Système Intégré. En effet, la nomination de couleur n'est pas une réponse à la consigne du test de Rorschach (quand une personne répond "ça c'est rouge", cela ne répond pas à la question "qu'est-ce que cela pourrait être?" mais à la question "qu'est-ce que c'est?").

Corrélations partielles:

A la suite de Shaffer, Mason et Anderson, nous avons contrôlé la matrice de corrélations pour le nombre de réponses R à l'aide de corrélations partielles (Anderson & Dixon Jr, 1993; Mason et al., 1985; John W. Shaffer et al., 1981). Il y a plusieurs raisons à cela: (A) on peut considérer - dans une certaine mesure - que R est un artefact de la procédure d'administration (Cronbach, 1949b; Meyer, 1992a; Murstein, 1960). Cet argument ne doit pas

être poussé trop loin car le nombre de réponses peut aussi être déterminé par les caractéristiques des personnes qui répondent au test (une tendance à donner des réponses de détail D par opposition à des réponses globales W résultera généralement en un protocole plus long). Néanmoins, ces considérations ne changent pas le problème corrélationnel du nombre de réponses (**la corrélation n'implique pas la causalité**). (B) Le nombre de réponses, contrairement à toutes les autres variables primaires du Rorschach, n'est pas une cotation. Cela a donc du sens de traiter cette variable séparément dans une étude corrélationnelle. (C) Dans la mesure où R est généralement considéré comme un facteur de confusion de la matrice de corrélation des variables du Rorschach, ce problème devrait être résolu avant de mener quelque analyse multivariée.

Par conséquent, nous avons calculé des “corrélations partielles par rang”, ce qui est assez inhabituel et mérite quelques commentaires. Nous devons nous demander si des “corrélations partielles par rang” ont du sens ou s'il s'agit d'un tour de passe-passe statistique. Il se trouve que les corrélations de Spearman sont simplement des corrélations de Pearson calculées sur les rangs plutôt que sur les valeurs observées. De ce point de vue, calculer des “corrélations partielles par rang” a autant de sens que de calculer des corrélations par rang.

Il est possible de calculer directement la matrice de corrélations partielles sur les rangs des variables du Rorschach et de soumettre cette matrice à une Analyse en Composante Principale; mais cette procédure ne permet pas d'utiliser des techniques de rééchantillonnage. Aussi, nous avons réalisé des Régression Linéaires Multiples sur chaque variable du Rorschach en prenant R comme variable indépendante et nous avons sauvegardé les résidus de la régression (c'est-à-dire la part de variance qui ne peut pas être expliquée par le nombre de réponses). Ces scores résiduels peuvent être soumis à une Analyse Factorielle ou une Analyse en Composante Principale qui sera alors basée sur la matrice de corrélations

partielles par rangs. Ainsi, l'effet du nombre de réponses est complètement supprimé de chaque variable et la corrélation entre R et les scores résiduels est exactement égale à zéro.

Méthode d'extraction: Analyse en Composantes Principales

Il faut déterminer si une Analyse Factorielle ou une Analyse en Composantes Principales est plus appropriée à notre objectif. Fondamentalement, nous tâchons de décrire un modèle dimensionnel du Rorschach qui serait satisfaisant à la fois d'un point de vue psychométrique et clinique. Nous sommes principalement intéressés par des questions de parcimonie et notre objectif est de transformer les nombreuses variables du Rorschach en un nombre réduit de dimensions strictement indépendantes qui résumeraient l'information (réduction de données). L'Analyse en Composante Principale est la technique appropriée à cet objectif.

Nombre de dimensions à retenir: BAPPA et Coordonnées Optimales

Il est recommandé d'utiliser plusieurs critères pour déterminer le nombre de dimensions à retenir dans une analyse multivariée (Courtney, 2013; Gaskin & Happell, 2014; Ruscio & Roche, 2012). Nous avons basé notre décision sur cinq critères: le Facteur d'Accélération, les Coordonnées Optimales, L'Analyse Parallèle Normale, l'Analyse Parallèle par Permutation et le critère de Kaiser.

Le Facteur d'Accélération indique le coude du graph des valeurs propres (scree plot) de manière mathématique plutôt que par une inspection visuelle. Les Coordonnées Optimales prédisent la valeur propre de chaque dimension (la part de variance qu'elle explique) en se basant sur les valeurs propres précédentes. Ce critère identifie une chute imprévisible dans les valeurs propres (c'est-à-dire dans la variance expliquée) des dimensions successives. L'Analyse Parallèle compare les valeurs propres d'un jeu de données aux valeurs propres de

jeux de données aléatoires. Intuitivement, l'Analyse Parallèle cherche à identifier les dimensions qui diffèrent significativement d'une répartition aléatoire des données. Les données aléatoires peuvent être générées de deux manières: soit on utilise des variables aléatoires qui se distribuent normalement, soit on randomise les observations à l'intérieur de chaque colonne (variables) du jeu de données par des tirages aléatoires sans remise (permutations) (Buja & Eyuboglu, 1992). L'Analyse Parallèle Normale est paramétrique tandis que l'Analyse Parallèle par Permutations est non-paramétrique. Concernant cette dernière, nous avons utilisé la technique BAPPA que nous avons présentée dans le chapitre sur les outils. Enfin, le critère de Kaiser indique le nombre de dimensions qui explique une part plus importante de variance que n'importe quelle variable du jeu de données (Courtney, 2013; Dray, 2008; Horn, 1965; Henry F. Kaiser, 1960; Knight, 2000; Raïche et al., 2013; Stelfson & Hanik, 2008; Zwick & Velicer, 1986).

Bootstrap de la matrice de corrélations:

Dans la mesure où nous évaluons le nombre de dimensions à retenir en ayant recours à des techniques de rééchantillonnage, il ne serait pas cohérent d'utiliser les corrélations observées pour les soumettre à une Analyse en Composantes Principales. En effet, dans ce cas l'estimation de la dimensionnalité des données ne correspond pas exactement aux caractéristiques du jeu de données observées (la dimensionnalité est estimée sur 1000 jeux rééchantillonnés tandis que les corrélations seraient calculées sur un seul jeu observé). Nous avons donc estimé la corrélation moyenne entre chaque paire de variables sur la base de 1000 échantillons bootstrap. Cela nous donne une estimation bien plus précise des corrélations dans la population étudiée dans la mesure où nous prenons en compte les fluctuations d'échantillonnage.

Rotation : Varimax

Les dimensions extraites d'une analyse multivariée sont strictement indépendantes par construction. Néanmoins, il est généralement difficile de les interpréter directement et on a recours à des méthodes de rotations pour faciliter cette tâche. Il y a deux grandes familles de rotations: les rotations orthogonales préservent l'indépendance des dimensions tandis que les rotations obliques leur permettent de corrélérer.

Concernant notre étude, les arguments principaux en faveur de l'analyse multivariée du Rorschach sont (A) le grand nombre de variables et (B) la redondance des données. Il est relativement clair que nous avons besoin de moyen efficace de trier l'information contenue dans les données du Rorschach et des dimensions strictement indépendantes sont particulièrement utiles au vu de cet objectif: nous avons utilisé une rotation varimax. Dans la mesure où nous voulons résoudre des problèmes de redondance, nous ne souhaitons pas que les dimensions issues de la rotation soient corrélées.

Valeur seuil pour la saturation des variables: 0,30

Nous avons déterminé la valeur seuil pour la saturation des variables selon deux critères. (A) la valeur seuil dépend de la taille de l'échantillon. Un échantillon de 350 personnes au moins permet d'utiliser la valeur seuil de 0,30 (Hair, Black, & Babin, 2010). (B) Cette valeur correspond à une corrélation modérée entre les variables et les scores des composantes selon les critères de taille d'effet de Cohen (Cohen, 1992). Il est raisonnable de considérer que des corrélations modérées peuvent contribuer à l'interprétation des dimensions de l'ACP.

1.3) RESULTATS

Hypothèses de l'Analyse en Composantes Principales

Tableau 18 : Evaluation des Hypothèses de l'ACP

| Indépendance | |
|---|--|
| Déterminant de la matrice de Corrélations | 2,007E-12 |
| $ r > 0.70$ | 0,14% |
| $ r < 0.09$ | 64% |
| Additivité | |
| Test de sphéricité de Bartlett | $\chi^2=17\ 987$; $df=2\ 850$; $p<0,001$ |
| KMO (précision de l'échantillonnage) | 0,698 |
| $ r > 0.09$ (Anti Image Covariance mat.) | 5% |

Hypothèse d'indépendance (problèmes de colinéarité)

Le déterminant de la matrice de corrélation est positif, ce qui signifie que les variables sont formellement indépendantes à strictement parler. Toutefois, la valeur du déterminant est d'environ 2E-012, ce qui est très petit. Un déterminant inférieur à 1E-005 (0.00001) est susceptible d'indiquer un risque de colinéarité (Field, 2000). Ce n'est pourtant pas le cas ici: il n'y a que quatre corrélations (sur 2850) dont la valeur absolue excède 0,70 (tableau 18). Par conséquent, le déterminant de la matrice de corrélations n'indique pas un problème de colinéarité. En revanche, il peut indiquer qu'il y a un nombre important de corrélations dont la valeur est proche de zéro (ce qui peut poser des problèmes concernant l'hypothèse d'additivité linéaire de l'ACP). C'est effectivement le cas de notre jeu de données: il y a 1810 corrélations dont la valeur absolue est inférieure à 0,09 : 64% des corrélations entre les variables du Rorschach sont proches de zéro.

Ces corrélations très faibles s'expliquent par la variabilité limitée de la plupart des scores du Rorschach (des variables qui ne présentent que 3 ou 4 valeurs différentes). Dans la mesure où nous utilisons des corrélations de Spearman, des paires de variables qui présentent

peu de variabilité impliquent un nombre important d'observations liées (des observations qui partagent la même valeur pour les deux variables). Des coefficients Gamma (qui ne prennent pas en compte les observations liées) résoudre ce problème. Cependant, le coefficient Gamma est très différent conceptuellement des corrélations de Pearson ou de Spearman et il présente des problèmes techniques substantiels si on veut l'utiliser dans le cadre d'une analyse multivariée. De plus, utiliser des coefficients Gamma revient à exclure un nombre important de participants. Quoiqu'il en soit, le déterminant de la matrice de corrélation est positif et il n'y a pas de problème de colinéarité dans nos données, mais nous devons nous demander si les variables satisfont l'hypothèse d'additivité linéaire.

Hypothèse d'additivité linéaire

Au vu du déterminant de la matrice de corrélations, on serait en droit de se demander si les variables du Rorschach sont réellement corrélées et le test de sphéricité de Bartlett est particulièrement important en ce qui nous concerne. La valeur du χ^2 est de 17 987 avec 2850 degrés de liberté. La matrice de corrélations diffère de la matrice d'identité au niveau $p < 0.001$: les variables ne sont pas indépendantes (tableau 18).

La valeur de l'indice de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin est de 0,698, ce qui correspond à la borne supérieure de l'intervalle moyen (middling range) selon les critères de Kaiser (Henry F. Kaiser, 1974). Ce résultat est en fait extraordinaire en ce qui concerne les données du Rorschach.

Il y a 143 corrélations dont la valeur absolue excède 0,09 dans l'Anti-Image de la matrice de covariance (environ 5% des corrélations) (tableau 18), c'est-à-dire que la part de variance propre de chaque variable (la variance qui ne peut pas être expliquée par l'ensemble des autres variables) est très faible: quand on combine les variables de manière linéaire, il

reste très peu de variance à expliquer. Nos données remplissent les critères concernant l'hypothèse d'additivité linéaire de l'ACP.

Dimensionnalité (nombre de dimensions à retenir)

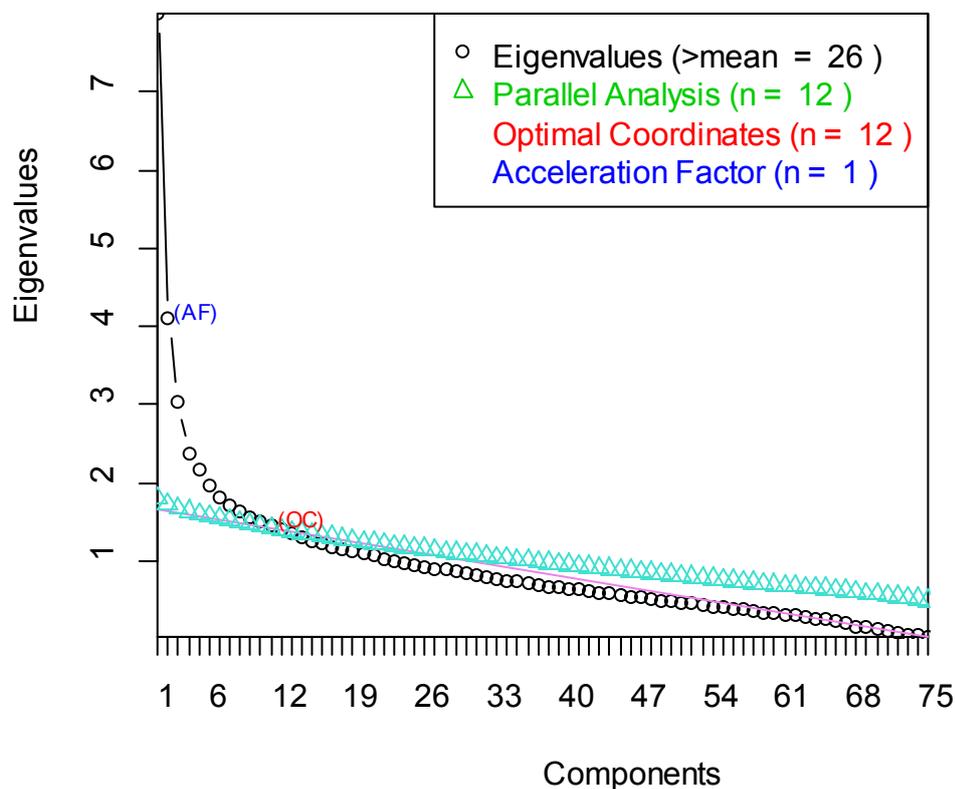


Illustration 22 : Graph des valeurs propres (scree plot)

Le graph des valeurs propres (scree plot) indique que les Coordonnées Optimales et l'Analyse Parallèle convergent et que 12 Composantes devraient être extraites de l'analyse (illustration 22). Dans la mesure où nous mettons en avant une approche non-paramétrique, les résultats présentés ici sont ceux de l'Analyse Parallèle par Permutation (BAPPA). Toutefois, les résultats de l'Analyse Parallèle Normale sont identiques et indiquent également que 12 Composantes sont à retenir. Le Tableau 19 présente le modèle des Composantes obtenues ainsi que la part de variance qu'elles expliquent. Globalement le modèle rend compte de 43% de la variance ce qui est assez petit. Ce résultat peut probablement s'expliquer

par la variabilité limitée de la plupart des variables du Rorschach et le nombre important d'observations liées qui en résulte.

Tableau 19 : Variance expliquée par le modèle

| Composantes | Valeurs Propres | Variance Expliquée | Variance Expliquée Cumulée | Proportion de Variance Expliquée | Proportion de Variance Expliquée Cumulée |
|--------------------|-----------------|--------------------|----------------------------|----------------------------------|--|
| Kinesthésique | 4,64 | 0,06 | 0,06 | 0,14 | 0,14 |
| Globale/Analytique | 3,45 | 0,05 | 0,11 | 0,11 | 0,25 |
| Sans-Forme | 3,30 | 0,04 | 0,15 | 0,10 | 0,35 |
| Reflét | 2,97 | 0,04 | 0,19 | 0,09 | 0,44 |
| Animale | 2,78 | 0,04 | 0,23 | 0,09 | 0,53 |
| Mouvement Inanimé | 2,77 | 0,04 | 0,26 | 0,09 | 0,62 |
| Mauvaise Forme | 2,34 | 0,03 | 0,29 | 0,07 | 0,69 |
| Vista-Texture | 2,09 | 0,03 | 0,32 | 0,06 | 0,75 |
| Visage | 2,09 | 0,03 | 0,35 | 0,06 | 0,82 |
| Dominance Formelle | 2,09 | 0,03 | 0,38 | 0,06 | 0,88 |
| Forme Ordinaire | 2,04 | 0,03 | 0,40 | 0,06 | 0,94 |
| Digressive | 1,81 | 0,02 | 0,43 | 0,06 | 1,00 |

Le Tableau 20 présente la structure des Composantes et les saturations dont la valeur absolue dépasse 0,30. Certaines variables n'atteignent ce niveau pour aucune Composantes et nous reportons leur saturation maximale dans ce cas. Le tableau 21 présente l'ensemble des saturations. Nous avons nommé les Composantes en fonction des variables qui les composent et ajouté entre parenthèses le construit psychologique auquel elles peuvent être reliées. L'abréviation "RC" signifie "Rotated Component".

Nos interprétations de ces Composantes sont basées sur les connaissances empiriques disponibles dans le Système Intégré ainsi que dans la méta-analyse de la validité des scores individuel du Rorschach de Joni Mihura (Exner, 2001; Mihura et al., 2012). Il est à noter que ces connaissances concernent les scores individuels du Rorschach qui sont dans une certaine mesure partiels et redondants (par opposition aux Composantes décrites ici). Dans l'ensemble, nos résultats montrent que la consistance interne du Rorschach a été sous-estimée et que trop d'importance a été accordée à la signification psychologique des variables du Rorschach prises isolément.

Tableau 20 : Modèle des Composantes du Rorschach

| | RC1 | RC2 | RC3 | RC4 | RC5 | RC6 | RC7 | RC8 | RC9 | RC10 | RC11 | RC12 |
|---------|-------|-------|------|-------|------|------|-------|-------|------|------|------|------|
| Ma | 0.75 | | | | | | | | | | | |
| H | 0.75 | | | | | | | | | | | |
| COP | 0.65 | | | | | | | | | | | |
| DQ+ | 0.62 | | | | 0.48 | | | | | | | |
| Cg | 0.54 | | | | | | | | | | | |
| (H) | 0.53 | | | | | | | | | | | |
| DQo | -0.45 | -0.35 | | -0.34 | | | | | | | | |
| Mp | 0.45 | | | | | | | | 0.33 | | | |
| Pair | 0.43 | -0.4 | | | 0.38 | | | | | | | |
| D | | -0.80 | | | | | | | | | | |
| W | | 0.78 | | | | | | | | | | |
| Zf | 0.39 | 0.69 | | | | | | | | | | |
| F | -0.37 | -0.38 | | | | | | -0.35 | | | | |
| R8910 | | -0.35 | | | | | | | | | | |
| FQxnone | | | 0.75 | | | | | | | | | |
| C | | | 0.74 | | | | | | | | | |
| DQv | | | 0.60 | | | | | | | | | |
| AB | | | 0.57 | | | | | | | | | |
| Hx | | | 0.48 | | | | | | | | | |
| Bl | | | 0.37 | | | | | | | | | |
| ALOG | | | 0.22 | | | | | | | | | |
| Fr+rF | | | | 0.66 | | | | | | | | |
| DQv/+ | | | | 0.63 | | | | | | | | |
| Cl | | | | 0.52 | | | | | | | | |
| Y+YF | | | | 0.49 | | | | | | | | |
| Na | | | | 0.48 | | | | | | | | |
| Ls | | | | 0.45 | | | | | | | | |
| FM | | | | | 0.71 | | | | | | | |
| A | | | | | 0.56 | | | | | | | |
| AG | | | | | 0.49 | | | | | | | |
| FAB1 | | | | | 0.43 | | | | | | | |
| FAB2 | | | | | 0.24 | | | | | | | |
| INC1 | | | | | 0.22 | | | | | | | |
| m' | | | | | | 0.66 | | | | | | |
| Fi | | | | | | 0.64 | | | | | | |
| Sc | | | | | | 0.59 | | | | | | |
| Ex | | | | | | 0.58 | | | | | | |
| CF | | | | | | 0.48 | | | | | | |
| Blend | 0.31 | 0.32 | | 0.34 | | 0.34 | | 0.31 | | 0.31 | | |
| Ay | | | | | | 0.26 | | | | | | |
| FQx- | | | | | | | 0.62 | | | | | |
| An | | | | | | | 0.52 | | | | | |
| Sx | | | | | | | 0.44 | | | | | |
| Ge | | | | | | | 0.39 | | | | | |
| Bt | | | | | | | -0.31 | | | | | |
| MOR | | | | | | | 0.26 | | | | | |
| Xy | | | | | | | 0.17 | | | | | |
| INC2 | | | | | | | 0.17 | | | | | |
| FV | | | | | | | | 0.48 | | | | |
| FT | | | | | | | | 0.46 | | | | |
| T+TF | | | | | | | | 0.43 | | | | |
| V+VF | | | | | | | | 0.34 | | | | |

Tableau 20 : Modèle des Composantes du Rorschach

| | RC1 | RC2 | RC3 | RC4 | RC5 | RC6 | RC7 | RC8 | RC9 | RC10 | RC11 | RC12 |
|--------|-----|-----|------|-----|-----|-----|------|-------|------|------|-------|------|
| (A) | | | | | | | | -0.28 | | | | |
| Food | | | | | | | | 0.25 | | | | |
| Id | | | | | | | | 0.21 | | | | |
| Hd | | | | | | | 0.31 | | 0.54 | | | |
| Ad | | | | | | | | | 0.45 | | | |
| Dd | | | | | | | | | 0.44 | | -0.41 | |
| (Hd) | | | | | | | | | 0.38 | 0.31 | | |
| S | | | | | | | | | 0.38 | | | |
| FQx+ | | | | | | | | | 0.35 | | | |
| FC | | | | | | | | | | 0.6 | | |
| FC' | | | | | | | | | | 0.46 | | |
| FY | | | | | | | | | | 0.45 | | |
| Art | | | 0.33 | | | | | | | 0.37 | | |
| (Ad) | | | | | | | | | | 0.31 | | |
| FD | | | | | | | | | | 0.26 | | |
| FQxo | | | | | | | | | | | 0.78 | |
| FQxu | | | | | | | | | | | -0.63 | |
| P | | | | | | | | | | | 0.62 | |
| PSV | | | | | | | | | | | 0.23 | |
| PER | | | | | | | | | | | | 0.49 |
| DR1&2 | | | | | | | | | | | | 0.46 |
| C'+C'F | | | | | | | | | | | | 0.36 |
| Hh | | | | | | | | | | | | 0.34 |
| DV1&2 | | | | | | | | | | | | 0.26 |

RC 1: La Composante Kinesthésique (Activité Relationnelle)

Cette Composante sature fortement les mouvements humains actif Ma (0.75), les contenus humains entiers H (0.75), les réponses de coopération COP (0.65), les réponses de synthèse DQ+ (0.62), les contenus vestimentaires Cg (0.54) et les humains imaginaires (H) (0.53). Elle est définie sur le pôle négatif par les réponses ordinaires DQo (-0.45) et en pure forme F (-0.37). Il y a une contribution modérée des mouvements humains passifs Mp (0.45), des réponses Paires (0.43), des réponses qui présentent une organisation perceptive Zf (0.39) et des réponses multi-déterminées Blend (0.31). Dans l'ensemble ces variables décrivent les tendances kinesthésiques d'une personne. Il s'agit de la Composante qui explique la part la plus importante de variance. Cette dimension a précédemment été décrite comme un facteur humain ou kinesthésique (Geertsma, 1962; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer et al., 1981).

Du point de vue de la cotation, il est relativement clair que les réponses de mouvement humain M sont fréquemment associées aux contenus humains réels H ou imaginaire (H) ainsi qu'aux réponses Paires, de synthèse DQ+, d'organisation Zf et de coopération COP. Il est plus étonnant de constater que les réponses agressives AG n'appartiennent pas à cette composante. Il semble donc que les réponses de coopération COP et les réponses agressives AG ne soient pas symétriques, ou que les réponses AG ne s'opposent pas aux réponses COP. Il est également intéressant de noter que les réponses de mouvement ne s'opposent pas aux réponses couleur: la notion de Type de Résonance Intime (Erlebnistypus) ne peut pas être décrite comme une dimension.

On dispose d'un excellent niveau de preuve en ce qui concerne l'interprétation des mouvements humains. Cette variable est liée à des aptitudes mentales telles que la planification, l'imagination et l'empathie. C'est également le cas des réponses DQ+ en ce qui concerne la mesure des aptitudes de synthèse. Il y a un bon niveau de preuve que les réponses de coopération COP soient liées à la tendance à percevoir les interactions sociales de manière positive et que les contenus humains H indiquent que les autres sont conçus comme des objets totaux (Mihura et al., 2012). Cette Composante qui est liée au mouvement humain comprend une part importante des activités de synthèse ainsi que des aspects interpersonnels. Nous l'avons donc interprétée comme une dimension d'activité relationnelle, ce qui est assez inattendu dans la mesure où on a tendance à rattacher les réponses M à des notions telles que l'introversion.

RC 2: La Composante Globale/Analytique (Apperception)

L'interprétation de cette Composante est assez simple, les réponses globales W sont fortement saturées sur le pôle positif (0,78) tandis que les réponses de détails D sont fortement saturées sur le pôle négatif (-0,80). Il s'agit donc d'une tendance à percevoir les choses dans

leur globalité ou de manière plus analytique. Les réponses organisées sur le plan perceptif Zf sont fortement saturées par cette Composante (0,69), et les réponses multidéterminées Blend font une contribution modérée (0,32). Les réponses Paires (-0,40), les réponses en pure Forme (-0,38), les réponses aux planches pastelles R8910 (-0,35) et les réponses ordinaires DQo (-0,35) contribuent modérément au pôle négatif de cette Composante. Cette dimension a été décrite dans la littérature comme un facteur de synthèse (Geertsma, 1962; Mason et al., 1985; Meyer, 1992b; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer et al., 1981; Wood et al., 2003; Zillmer & Vuz, 1995).

Dans la plupart des cas, les réponses globales W ne présentent pas une qualité de développement vague DQv, ce qui signifie qu'elles ont une probabilité élevée de recevoir un score Z d'organisation perceptive (ZW, ZA, ZD ou ZS). Du point de vue de la cotation, il y a une forte redondance entre W et Zf. Toutes les réponses du Rorschach sont cotées pour leur localisation globale W, en détail D ou inhabituelle Dd. Il va de soi que les localisations inhabituelles Dd sont rares et donc que les réponses W et D sont corrélées négativement. Toutefois cet aspect est généralement obscurci par le nombre total de réponses.

Dans la Système Intégré, le rapport entre les réponses globales et détails W:D est interprété comme la quantité d'effort investie dans le traitement de l'information. Mihura n'a trouvé aucune recherche portant sur cet indice dans sa méta-analyse. Toutefois, elle rapporte un bon niveau de preuve concernant les réponses qui présentent une organisation perceptive Zf et la capacité à maintenir un effort cognitif. Il y a également un bon niveau de preuve pour les réponses multidéterminées Blends en tant que mesure de complexité psychologique.

Le rapport affectif Afr (qui est lié au nombre de réponses aux planches pastelles R8910) semble indiquer une tendance à s'engager dans des situations stimulantes sur le plan affectif avec un bon niveau de preuve. (Mihura et al., 2012). Il apparaît que l'interprétation

traditionnelle d'un rapport affectif élevé Afr est probablement erronée si cette élévation peut s'expliquer par une tendance analytique à percevoir les choses dans le détail. En effet, Il se trouve que les planches pastelles du Rorschach offrent plus d'opportunités de donner ce type de réponses (Weinberger-Katzav, 2012).

Bien qu'il soit nécessaire d'étudier plus avant cette Composante sur le plan empirique, nous tendons à privilégier l'interprétation d'Hermann Rorschach qui concevait cet aspect du Rorschach comme un style perceptif par opposition à l'interprétation de John Exner et Joni Mihura qui le considère plutôt comme une aptitude.

RC 3: La Composante Sans-Forme (Perturbation Affective)

Les percepts qui ne sont pas définis sur le plan formel FQxnone, les réponses en couleur pure C et les réponses vagues DQv sont fortement corrélées à cette Composante (0,75; 0,74; 0,60 respectivement). Les abstractions AB sont également fortement saturées par cette dimension (0,57) et les réponses représentant une expérience humaine Hx (ex: "la dépression"), les contenus sang Bl et Art présentent des contributions modérées (0,48; 0,37; 0,33). Les réponses qui présentent une logique hermétique ALOG ne sont saturées par aucune composante à $|r| > 0,30$, mais la plus grande saturation se trouve sur cette Composante (0,22). Sur le pôle négatif la plus grande saturation concerne les réponses ordinaires DQo (-0,28). Il ne fait pas de doute que ces variables soient intrinsèquement liées par des règles de cotation, mais il est intéressant de noter qu'elles ne sont liées à aucune autre variable (ex. FC ou CF), ce qui en fait une composante unique et cohérente.

Les variables de cette Composante ne présentent pas un bon niveau de preuve dans la méta-analyse de Mihura. Toutefois, les couleurs pures C sont la variable la plus importante de la somme pondérée des couleurs WSumC ($WSumC = 1,5 * C + 1 * CF + 0,5 * FC$) qui présente un excellent niveau de preuve pour des critères qui indiquent dans quelle mesure les

émotions influencent la pensée. Les C pures font également partie du rapport couleur FC:CF+C qui présente un très bon niveau de preuve en ce qui concerne l'impulsivité ou la réactivité émotionnelle (Mihura et al., 2012)

Il est raisonnable de considérer que les réponses en couleur pure apparaissent à la faveur d'expériences émotionnelles imprévisibles et perturbatrices. De manière intéressante, les abstractions AB et les réponses Art font partie de l'indice d'intellectualisation du Système Intégré qu'on interprète généralement comme un mécanisme de défense contre de telles expériences. En tout état de cause, les réponses C pure indiquent que la personne examinée a contourné ou plutôt court-circuité le processus de reconnaissance de forme (pattern recognition) impliqué par le test de Rorschach. Aussi, les C pures représentent des expériences émotionnelles perturbatrices et si des abstractions sont présentes, cela indique que la personne cherche à se défendre contre de telles expériences. Andronikof a étudié cet aspect en détail et a considéré que ce mécanisme de défense correspond à une forme "d'anti-symbolisation" qui correspond bien au processus que nous venons de décrire: la personne "refuse" ou ne parvient pas de percevoir une forme contenante pour une réponse particulière. Le niveau de symbolisation est soit très primaire (ex: rouge = sang) soit coupé de la matérialité de la planche (c'est-à-dire de la réalité) (ex: rouge = communisme) (Andronikof-Sanglade, 1993). Nous faisons référence ici à la hiérarchie des niveaux de signification développée par Peirce (Peirce, 1868)

Les réponses C pures présentent généralement un faible niveau de fidélité interjuge. Il est assez contradictoire qu'une variable qui serait aussi peu fiable puisse représenter une des dimensions les plus explicatives du Rorschach. Cela signifie que lorsqu'une réponse C pure est cotée, la cotation est cohérente à l'intérieur du protocole. La difficulté principale est la distinction entre les réponses sans forme C pure et les réponses mal définies sur le plan formel

CF. Nous suggérons de reconsidérer les critères de cotation de ces réponses afin de d'augmenter leur fiabilité interjuge.

RC 4: La Composante Reflet (Aliénation Sociale)

Cette composante est fortement définies par les réponses reflet ($Fr+rF$, 0,66) et les réponses vagues de synthèses ($DQv/+$, 0,63). Les contenus nuages Cl, nature Na et paysage Ls font des contributions significatives (Cl 0,52 ; Na 0,48 et Ls 0,45) ainsi que les estompages de diffusion mal définis ($Y+YF$ 0,49).

L'association entre les réponses $DQv/+$, les contenus naturels (nature Na, nuage Cl et paysage Ls) et les estompages de diffusion mal définis $Y+YF$ s'explique directement par des critères de cotation: une réponse vague de synthèse implique généralement des contenus naturels (ex: deux nuages qui se rapprochent) de même qu'elle est souvent déterminée par les caractéristiques estompées des planches. Il est plus inattendu de constater le lien entre des réponses et les reflets ainsi que l'absence des réponses Paires. Bien que les Paires et les reflets soient deux interprétations différentes de la symétrie des planches, ces déterminants ne sont pas liés d'un point de vue psychométrique.

Exner a trouvé que les personnes qui donnaient des réponses reflet avaient des scores élevés à au questionnaire de complément de phrase Self Focus Sentence Completion. Les réponses reflet présentent un bon niveau de preuve comme indicateur de tendances narcissiques (Mihura et al., 2012). Ces réponses font partie de l'indice d'égoïsme du Système Intégré EGO ($EGO = [3x(Fr+rF) + Pair] / R$) qui est censé mesurer l'attention ou l'estime qu'une personne prête à elle-même. L'indice EGO ne présente pas un bon niveau de preuve et cela s'explique probablement par le fait que les réponses Paires représentent un facteur de confusion pour cet indice.

Les contenus nuages Cl, nature Na et paysage Ls appartiennent à l'indice d'isolement social du Système Intégré ($isolation = [2xNa + 2xCl + Ls + Ge + Bt]/R$). Une élévation de cet indice est interprétée comme un manque d'interactions sociales tel que cela peut être évalué par des mesures sociométriques (les personnes qui présentent des indices d'isolement élevé sont rarement cités dans des protocoles de désignation de pairs) (Exner, 2001).

Mihura n'a pas trouvé un bon niveau de preuve pour l'indice d'isolement. Elle mentionne quatre études portant sur cet indice dans sa méta-analyse mais aucune d'elles n'a mis en œuvre une méthodologie sociométrique de même qu'aucune de ses études ne portait spécifiquement sur la notion d'isolement social (George & Kumar, 2008; M. Holaday & Blakeney, 1994; Margot Holaday et al., 2001; Perfect et al., 2011). Mihura rapporte un bon niveau de preuve pour la somme de tous les estompages de diffusion (FY+YF+Y) comme mesure de sentiments de détresse et d'impuissance.

Bien que les scores reflet, isolement et estompage de diffusion soient généralement interprétés isolément, la dimension que nous décrivons ici est assez consistante: une élévation du score de cette Composante impliquerait que la personne prête plus d'attention à elle-même et moins aux autres (et qu'en retour les autres font moins attention à cette personne). Quand cet aspect est renforcé par des sentiments de détresse et d'impuissance, on obtient le tableau de l'aliénation sociale.

RC 5: La Composante Animale (Demandes/Pensée Instinctuelle)

Cette Composante est définie par les mouvements animaux et les variables qui s'y rattachent (FM 0,71 ; A 0,56 ; DQ+ 0,48 et Paires 0,38). Les mouvements agressifs et les réponses fabulées contribuent significativement à cette composante (AG 0,49 et FAB1 0,43 respectivement). Les réponses fabulées pathologiques FAB2 et les combinaisons incongrues

INC1 ne sont saturées par aucune Composante à $|r| > 0,30$ mais leur saturation maximale se trouve sur cette Composante (FAB2 0,24 et INC1 0,22).

Il apparaît que la tendance à percevoir des mouvements animaux FM est clairement indépendante de la tendance à donner des mouvements humains M, ce qui correspond aux positions d'Hermann Rorschach et de John Exner sur la question (Exner, 2001; Rorschach, 1921). Les règles de cotation font que les mouvements animaux FM s'accompagnent nécessairement d'un contenu animal A, et le plus souvent il s'agit d'une interaction entre deux animaux. Aussi l'association entre les variables FM, A, DQ+ et Paires était relativement prévisible (bien qu'elle n'ait jamais été retrouvée dans les analyses multivariées du Rorschach). Il est possible qu'il soit plus facile (c'est-à-dire plus fréquent) de percevoir des interactions agressives entre des animaux plutôt que des relations de coopérations. L'association avec les réponses fabulées FAB1 et FAB2 et éventuellement avec les combinaisons incongrues INC1 est plus surprenante et ne peut pas s'expliquer par la cotation. En effet, si deux animaux sont décrits dans une interaction fabulée (c'est-à-dire qui ne correspond pas à l'activité propre des animaux), le déterminant sera probablement un mouvement humain M plutôt qu'un mouvement animal FM.

Dans le Système Intégré, les mouvements animaux FM sont interprétés comme une forme de pensée non-intentionnelle produite par des besoins ou des désirs insatisfaits. D'un point de vue psychologique, la présence des réponses agressives AG, des réponses fabulées FAB et dans une moindre mesure des combinaisons incongrues INC sont cohérentes avec cette interprétation. Bien que les réponses FAB et INC soient relativement fréquentes chez les adultes, elles relèvent typiquement d'une forme de pensée enfantine ou immature. Exner a trouvé que les réponses FAB1 se trouvent fréquemment chez des personnes qui présentent des modes de pensée immatures et que les réponses INC représentent un échec de la fonction de

discrimination comme cela peut-être observé dans la pensée concrète des enfants (ex: “une chauve-souris avec des mains”) (Exner, 2003).

Mihura a trouvé un niveau de preuve faible mais significatif concernant les réponses animales FM en tant que mesure de besoins primaires. Néanmoins, ce résultat concerne la réponse FM seule et non la composante que nous décrivons. Les mouvements agressifs AG présentent un niveau de preuve faible mais significatif pour des critères évaluant l’agressivité ou la colère. Les contenus animaux A, les réponses fabulées FAB1 et FAB2 ou les combinaisons incongrues INC1 ne sont généralement pas étudiée ou interprétées de manière isolée. La composante que nous décrivons constitue probablement une meilleure mesure des demandes instinctuelles ou d’une pensée instinctuelle que le score FM pris isolément et nous recommandons son utilisation dans les recherches sur la question.

RC 6: La Composante de Mouvement Inanimés (Etats Explosifs)

Cette dimension est fortement définie par les mouvements d’objets inanimés m’ (0,66), les contenus feu Fi (0,64) et explosion Ex (0,58) et les variables qui s’y rattachent (science Sc 0,59 et dominance de la couleur CF 0,48). Les réponses multidéterminées Blends contribuent modérément à cette Composante. L’association entre les mouvements inanimés et la dominance de la couleur correspond partiellement au facteur de Dominance de la Couleur décrit dans la littérature (Costello, 1998; Meyer, 1992b; Zillmer & Vuz, 1995).

Bien que les mouvements d’objets inanimés puissent être cotés dans diverses réponses, il apparaît qu’ils sont généralement associés à des objets enflammés. Réciproquement, des objets enflammés seront nécessairement cotés comme des mouvements d’objets inanimés. De même, les objets enflammés sont généralement perçus dans les parties rouge, jaune ou orange des planches et il est clair qu’ils sont mal définis sur le plan formel. Par conséquent, les objets enflammés sont fortement associés aux mouvements inanimés m’ et au déterminant CF. De ce

point de vue, les mouvements d'objets inanimés passifs se distinguent probablement des mouvements inanimés actifs. Il est intéressant de noter que les réponses déterminées principalement par la couleur CF sont complètement indépendantes des autres réponses couleur FC et C pure.

Les mouvements d'objets inanimés sont interprétés dans le Système Intégré comme une mesure du stress situationnel ou plutôt de la perturbation de la pensée impliquée par le stress. Mihura a trouvé un excellent niveau de preuve pour cette interprétation. Les contenus feu Fi, explosion Ex et science (Sc) ne sont généralement pas interprétés ou étudiés. La dominance de la couleur CF n'est généralement pas étudiée de manière isolée mais elle constitue une part importante de la somme pondérée des couleurs WSumC qui présente un excellent niveau de preuve en ce qui concerne la mesure dans laquelle les émotions influencent la pensée. CF fait également partie du rapport couleur FC:CF+C qui présente un très bon niveau de preuve par rapport à l'impulsivité ou la réactivité émotionnelle (Mihura et al., 2012).

Cette Composante semble mesurer des interférences de la pensée impliquées par des représentations stressantes aussi bien qu'un déficit de régulation émotionnelle. Elle représenterait en quelque sorte des signaux d'alarmes (appropriés ou non) qui poussent la personne à "presser le bouton d'arrêt d'urgence" dans ses activités psychologiques quotidiennes et son attention dirigée. Cette Composante serait liée à la perturbation psychologique induite par le stress ou plus précisément représenterait une réactivité accrue à des stimuli menaçants. Il est assez probable qu'elle constitue une meilleure mesure de ce construit que les mouvements d'objets inanimés à eux-seuls. Il est à noter que cette composante ne comprend pas les estompages de diffusion (FY, YF, Y)

RC 7: La Composante de Mauvaise Forme (Acuité Perceptive)

Les réponses en mauvaise forme FQx- et les réponses anatomiques An sont fortement saturées par cette Composante (0,62 et 0,52 respectivement). Les réponses sexe Sx (0,44), géographie Ge (0,39) et détail humain Hd (0,31) font des contributions modérées. Les réponses botaniques sont corrélées négativement à cette dimension à un niveau modéré (-0,31). Les réponses morbides MOR, radiographie Xy et les combinaisons incongrues pathologiques INC2 ne sont saturées à $|r| > 0,30$ par aucune Composante mais leur saturation maximale se trouve sur cette dimension (MOR 0,26 ; Xy 0,17 ; INC2 0,17). Cette Composante correspond partiellement au facteur d'Acuité Perceptive décrit dans la littérature (Geertsma, 1962; Wood et al., 2003; Zillmer & Vuz, 1995).

Outre les réponses en mauvaise forme FQx-, les variables anatomie An, sexe Sx et détail humain Hd nous ont d'abord fait penser que cette Composante avait quelque chose à voir avec des préoccupations d'ordre somatique. Nous avons toutefois reconsidéré cette interprétation en suivant une approche Bayésienne : quelle est la probabilité que ces contenus (An, Sx et Hd) soit cotés en mauvaise forme selon les tables de qualités formelles du Système Intégré?

Pour répondre à cette question nous avons utilisé les tables de qualités formelles de CHESSSS (Fontan et al., 2013). Il s'agit en fait des tables originales du Système Intégré, mais nous avons coté l'ensemble des éléments de la table pour leur contenu (ex: planche I, localisation globale W, "chauve souris" -> A). Cela nous a permis de calculer rapidement la proportion des mauvaises formes de la table de qualités formelles pour toutes les catégories de contenus. Il se trouve que les trois contenus An, Sx et Hd sont ceux qui présentent la plus grande probabilité d'être coté en mauvaise forme selon les tables du Système Intégré (Annexe B). Il apparaît donc clairement que cette Composante est liée à l'acuité perceptive et que cette

dimension est complètement indépendante des réponses en bonne forme (qui comprennent les réponses ordinaires FQxo et inhabituelles FQxu). Comme nous le verrons plus loin, les réponses en bonne forme constituent une dimension de conventionalité/originalité.

Les réponses en mauvaise forme sont interprétées dans le Système Intégré comme un mépris ou une distorsion de la réalité. Il y a un excellent niveau de preuve pour cette interprétation selon la méta-analyse de Mihura. Cette auteur a également trouvé un excellent niveau de preuve en ce qui concerne les réponses anatomiques An et radiographie Xy et leur rapport aux préoccupations somatiques (Mihura et al., 2012). Du point de vue des connaissances empiriques il est donc relativement difficile de décider si cette Composante mesure des préoccupations somatiques, la consistance interne du Rorschach ou une combinaison des deux. Néanmoins, nous faisons l'hypothèse que la mesure des préoccupations somatiques avec le Rorschach nécessite de prendre en compte d'autres variables que simplement les réponses anatomiques An et radiographie Xy, car sinon cet aspect serait confondu avec l'acuité perceptive (ou l'épreuve de la réalité).

RC 8: La Composante Vista-Texture (Deuil/Lamentation)

Cette Composante est presque exclusivement définie par les réponses vista (l'estompage de la planche suscite une impression de profondeur) et les réponses textures (l'estompage de la planche provoque une sensation tactile) (FV 0,48 ; V+VF 0,34 ; FT 0,46 et T+TF 0,43). Ces deux catégories d'estompage sont plus élaborées, interprétatives ou sophistiquées que les estompages de diffusion (FY, YF, Y) ou les déterminants achromatiques (FC', C'F, C') qui sont plutôt descriptifs. Cette distinction a du sens. En revanche, Exner mentionne que les réponses multidéterminées Blends qui comprennent plusieurs estompages sont très rares. Autrement dit, l'association entre les vista et les textures ne peut pas être

expliquée par la consistance interne du Rorschach mais plutôt par des processus psychologiques.

D'un point de vue empirique, les textures sont interprétées comme un besoin (éventuellement douloureux) de proximité dans les relations interpersonnelles tandis que les réponses vista seraient plutôt liées à des processus d'auto-dévalorisation, voire des sentiments de culpabilité (Exner, 2001). Il y a un bon niveau de preuve pour les texture et un niveau modeste pour les vista dans la littérature (Mihura et al., 2012). Toutefois et d'après nos résultats, ces deux aspects sont liés d'un point de vue psychométrique et tendraient à mesurer une dimension unique qui représenterait en quelque sorte un processus de deuil ou de lamentation (mourning)

RC 9: La Composante Visage (?)

Les réponses de détail humain Hd sont fortement corrélées à cette Composante qui sature également les détail animaux Ad (0,45) , les localisations inhabituelles Dd (0,44), les détails humains imaginaires (Hd) (0,38) et les localisations dans le blanc S (0,38) dans des proportions modérées.

Toutes ces variables sont liées à la perception de visages ou de masques dans les taches d'encre. Les réponses visages ne sont généralement pas étudiées. Par conséquent, on ne dispose pas de connaissances empiriques directes pour ces réponses et elles n'ont pas d'interprétation spécifique. En revanche, nos résultats montrent que ces réponses constituent une dimension indépendante du Rorschach qui devrait être prise en considération. Ces résultats sont concordants avec ceux du Dr Yifat Weinberger qui a étudié cette question et conclut que les réponses visages devaient être distinguées des autres réponses de contenu humain (Weinberger & Andronikof, 2012). De plus amples recherches empiriques sont clairement nécessaires pour l'interprétation de cette Composante.

RC 10: La Composante de Dominance Formelle (Contrôle Emotionnel)

Cette Composante sature de manière significative les réponses couleur, achromatique et estompage de diffusion qui sont bien définies sur le plan formel: FC (0,60), FC' (0,46) et FY (0,45). Les réponses Art (0,37, détail humain imaginaire (Hd) (0,31) et multidéterminées Blend (0,31) font des contributions modérées. Les dimensions formelles FD (la forme suscite une impression de perspective) ne sont saturées à $|r| > 0,30$ par aucune Composante mais leur saturation maximale se trouve sur cette dimension (0,26). Cette dimension a été décrite précédemment comme un facteur de Dominance Formelle (Costello, 1998; Meyer, 1992b; Schori & Thomas, 1972; John W. Shaffer et al., 1981; Zillmer & Vuz, 1995).

Ces résultats sont intéressants car on considère généralement que les réponses couleur (FC, CF et C) comme relativement indépendantes des réponses achromatiques (FC', C'F et C') ou d'estompage de diffusion (FY, YF et Y). Notre modèle suggère que cette distinction n'est pas justifiée lorsqu'il y a prédominance de la forme (FC, FC' et FY). Par opposition, nos résultats montrent que cette distinction a du sens lorsque les couleurs et les estompages prennent le pas sur les caractéristiques formelles des planches. Autrement dit, cette Composante semble indiquer que la personne utilise les couleurs et les estompages de manière contrôlée ou intellectualisée.

Les variables FC, FC' et FY ne sont généralement pas étudiées ou interprétées isolément mais font partie de différents indices (comme la somme pondérée des couleurs ou la somme des estompages). On ne dispose donc pas d'indicateur de validité directe concernant ces variables et il est nécessaire d'étudier plus avant cette Composante sur le plan empirique.

RC 11: La Composante de Forme Ordinaire (Conventionalité)

L'interprétation de cette Composante est simple: elle est fortement corrélée aux qualités formelles ordinaires FQxo (0,78) et aux réponses banales P (0,62) sur le pôle positif

alors qu'elle est fortement négativement corrélée aux qualités formelles inhabituelles sur le pôle négatif (-0,63). Les localisations inhabituelles Dd sont corrélées à cette Composante (-0,41) et la saturation maximale des réponses de persévération PSV se trouve sur cette dimension (0,23). Cette Composante correspond partiellement au facteur d'Acuité Perceptive décrit dans la littérature (Geertsma, 1962; Wood et al., 2003; Zillmer & Vuz, 1995).

Il est exceptionnel qu'une réponse banale P soit cotée autrement qu'avec une qualité formelle ordinaire FQxo et la plupart des réponses de persévération PSV implique des réponses banales P (ex: planche I réponse 1 papillon, réponse 2 chauve-souris). Il est plus intéressant de constater la saturation négative des qualités formelles inhabituelles FQxu qui oriente clairement l'interprétation de cette dimension vers la notion de conventionalité (par opposition à celle d'acuité perceptive). La notion de bonne ou mauvaise forme ne se traduit pas par une dimension unique mais représente deux dimensions indépendantes.

Mihura a trouvé un excellent niveau de preuve pour l'interprétation des qualités formelles adéquates (FQxo + FQxu) et pour les qualités formelles ordinaires FQxo pour la tendance à percevoir le monde comme les autres. Elle rapporte un bon niveau de preuve pour les réponses banales P et des niveaux plus modérés pour les qualités formelles inhabituelles FQxu et les persévérations PSV.

RC 12: La Composante Digressive (Stratégie de fuite)

L'interprétation de cette Composante est plus délicate. Elle est modérément corrélée aux justifications personnelles PER (0,49), aux réponses déviantes DV1&2 (0,46) et aux réponses achromatiques dominées par les nuances du gris C'F+C' (0,36). La saturation maximale des verbalisations déviantes DV1&2 se trouve sur cette composante (0,26). De manière intéressante, la saturation négative la plus importante concerne les réponses données aux planches pastelles R8910 (-0,25). Du point de vue de la cotation, il est parfois difficile de

distinguer les justifications personnelles PER des réponses déviantes DR, probablement car elles représentent toutes deux des formes de digression.

Les justifications personnelles sont assez bien comprises d'un point de vue clinique. En général, les personnes justifient leurs réponses au Rorschach en mentionnant des propriétés matérielles des planches (ex. forme, couleur, estompage, symétrie) ou par des impressions qu'elles leur suscitent (mouvement, texture, profondeur). Il arrive parfois qu'une personne justifie une réponse en faisant référence à une expérience personnelle qui ne peut pas être partagée par le psychologue (l'objectif de l'enquête du Rorschach est justement de partager les représentations de la personne examinée, de voir les choses comme elle). Cela signifie que les réponses PER fonctionnent à un niveau relationnel plutôt que perceptif et qu'elles représentent une forme d'argument d'autorité. Il s'agit d'un moyen subtil d'éviter une difficulté particulière pendant l'enquête. Quelques recherches soutiennent cette interprétation (Mihura et al., 2012).

Les réponses déviantes DR1&2 permettent également d'éviter la difficulté d'une réponse particulière, mais de manière moins subtile. On cote les réponses DR quand une personne "ne répond plus au Rorschach" mais qu'elle digresse à sa guise (raconte l'histoire de la planche, fait des associations libres, fuite des idées). Ces réponses ne sont pas étudiées de manière isolée et elles ne disposent pas de critère de validité empirique

Il est assez intéressant de noter que les couleurs achromatiques C'+C'F sont saturées par cette Composante (0,36). Dans le Système Intégré, la somme de toutes les réponses achromatiques (FC'+C'F+C') indique qu'une personne ressent une forme d'irritation émotionnelle. Généralement ce sentiment est associé à une forme de contrition émotionnelle telle qu'indiquée par le rapport entre les réponses achromatiques et les couleurs (SumC':WSumC) (l'équivalent émotionnel de se mordre la langue pour se forcer à se taire).

Mihura a trouvé un bon niveau de preuve pour les couleurs achromatiques (irritation) mais aucune étude n'a porté sur la contrition émotionnelle. La corrélation négative de cette Composante avec les réponses aux planches pastelles R8910 est intéressante. Comme nous l'avons déjà mentionné, les réponses aux planches pastelles R8910 sont liées au rapport affectif Afr ($Afr = R8910 / (R-R8910)$). Nous avons vu qu'une élévation de ce score peut souvent s'expliquer par la tendance analytique d'une personne à percevoir les choses en détail (les planches pastelles offrent plus d'opportunité de donner des réponses détaillées). À l'inverse, nous constatons ici que les personnes qui se basent principalement sur les nuances de gris ($C'+C'F$) tendent à donner moins de réponses aux planches pastelles, ce qui semble évidemment logique.

Dans le Système Intégré, le rapport affectif Afr est interprété de deux manières différentes. Si la valeur est supérieure à 0,44 on interprète l'Afr comme une dimension d'appétence émotionnelle. En revanche, si la valeur est inférieure à ce seuil, l'Afr est interprété comme une forme d'évitement émotionnel et il est alors recommandé de rechercher des indices de défense affectives telles qu'un nombre élevé de réponses achromatiques (Exner, 2000).

Cette Composante semble mesurer une attitude défensive qui vise à protéger la personne de ce qu'elle perçoit comme des situations qui pourraient la remettre en question soit directement pendant la phase de réponse avec les réponses déviantes ("parlons d'autre chose si vous le voulez bien") soit pendant l'enquête ("mais puisque je vous dis que j'en ai vu un comme ça chez moi"). Cet évitement de situations "embarrassantes" s'accompagne d'une forme de répression ou contrition émotionnelle ainsi que d'un mécanisme de défense qui vise à éviter les situations chargées sur le plan émotionnelles. Dans l'ensemble ces variables représentent une stratégie de fuite.

Note finale

Dans l'ensemble, les Composantes décrites dans notre étude traduisent la logique interne de la cotation du Système Intégré. Cela peut sembler trivial, mais notre étude est la première à retrouver des relations attendues compte tenu du système de cotation. De plus ces Composantes mettent également en lumière (A) des relations inattendues mais significatives sur le plan psychologique (ex. vista & textures, reflets & isolement, FC & FY) ou une absence de relation entre des variables qu'on pensait liées (ex. FC vs. CF vs. C ; COP vs. AG ; reflets & paires); (B) des problèmes spécifiques concernant certaines règles de cotation qui nécessiteraient d'être revues (ex. couleur pure C, PER & DR) et (C) la nature distincte de certaines variables qui ne peuvent pas être considérés comme des dimensions indépendantes dans la mesure où elles sont saturées par plusieurs composantes (ex. les réponses multidéterminées Blends, le rapport affectif Afr et R8910, les réponses en pure forme F).

Tableau 21 : Matrice complète des saturations par les Composantes

| | RC1 | RC2 | RC3 | RC4 | RC5 | RC6 | RC7 | RC8 | RC9 | RC10 | RC11 | RC12 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Ma | 0,75 | 0,09 | 0,11 | 0,02 | 0,17 | 0,09 | 0,04 | -0,07 | -0,10 | 0,07 | 0,00 | 0,08 |
| H | 0,75 | 0,08 | -0,07 | -0,06 | -0,07 | 0,04 | -0,04 | 0,00 | 0,04 | 0,02 | 0,09 | 0,08 |
| COP | 0,65 | 0,09 | 0,07 | -0,09 | 0,12 | 0,07 | 0,00 | -0,03 | -0,10 | 0,05 | 0,04 | -0,06 |
| DQ+ | 0,62 | 0,26 | -0,06 | 0,17 | 0,48 | 0,22 | -0,04 | 0,09 | 0,08 | 0,07 | 0,01 | 0,01 |
| Cg | 0,54 | 0,03 | -0,08 | -0,01 | -0,10 | -0,02 | 0,00 | 0,12 | 0,18 | 0,19 | 0,01 | 0,04 |
| (H) | 0,53 | -0,03 | 0,01 | 0,13 | 0,00 | -0,01 | -0,05 | -0,03 | -0,12 | 0,19 | 0,08 | 0,08 |
| DQo | -0,45 | -0,35 | -0,28 | -0,34 | -0,27 | -0,18 | 0,09 | -0,16 | 0,07 | 0,09 | 0,12 | 0,01 |
| Mp | 0,45 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | 0,05 | 0,03 | 0,10 | 0,20 | 0,33 | 0,02 | 0,13 | -0,15 |
| Pair | 0,43 | -0,40 | -0,09 | -0,20 | 0,38 | -0,13 | -0,13 | 0,06 | -0,11 | 0,01 | 0,15 | 0,10 |
| D | -0,13 | -0,80 | -0,20 | -0,09 | 0,05 | -0,17 | -0,06 | -0,01 | -0,01 | -0,03 | 0,14 | -0,01 |
| W | 0,18 | 0,78 | 0,23 | 0,15 | -0,01 | 0,20 | 0,09 | 0,05 | -0,17 | 0,13 | 0,12 | 0,06 |
| Zf | 0,39 | 0,69 | -0,05 | 0,17 | 0,25 | 0,24 | 0,09 | 0,03 | 0,02 | 0,15 | 0,14 | 0,01 |
| F | -0,37 | -0,38 | -0,24 | -0,20 | -0,28 | -0,13 | 0,12 | -0,35 | 0,02 | -0,26 | 0,07 | 0,02 |
| R8910 | -0,03 | -0,35 | -0,09 | -0,15 | 0,08 | 0,16 | 0,17 | 0,01 | -0,18 | 0,28 | 0,02 | -0,25 |
| FQxnone | -0,13 | 0,05 | 0,75 | 0,08 | -0,19 | 0,04 | -0,13 | 0,15 | -0,12 | 0,01 | -0,01 | 0,08 |
| C | -0,09 | 0,17 | 0,74 | 0,07 | -0,04 | 0,14 | -0,11 | 0,11 | -0,09 | 0,01 | 0,06 | -0,01 |
| DQv | -0,20 | 0,01 | 0,60 | 0,18 | -0,20 | 0,11 | -0,08 | 0,23 | -0,27 | 0,02 | -0,07 | 0,17 |
| AB | 0,23 | 0,06 | 0,57 | -0,03 | 0,18 | 0,03 | 0,14 | 0,05 | 0,13 | -0,12 | 0,00 | -0,02 |
| Hx | 0,24 | 0,04 | 0,48 | 0,01 | 0,16 | -0,03 | 0,13 | -0,03 | 0,14 | -0,01 | -0,03 | -0,11 |
| Bl | -0,11 | 0,19 | 0,37 | -0,08 | 0,24 | 0,17 | 0,16 | -0,19 | 0,06 | 0,04 | 0,02 | 0,17 |
| ALOG | 0,11 | -0,16 | 0,22 | 0,01 | 0,21 | 0,09 | 0,14 | -0,17 | 0,07 | 0,20 | -0,07 | 0,04 |

Tableau 21 : Matrice complète des saturations par les Composantes

| | RC1 | RC2 | RC3 | RC4 | RC5 | RC6 | RC7 | RC8 | RC9 | RC10 | RC11 | RC12 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Fr+rF | 0,05 | 0,19 | -0,08 | 0,66 | 0,08 | -0,01 | -0,06 | -0,04 | 0,09 | 0,08 | 0,07 | -0,15 |
| DQv/+ | 0,02 | 0,03 | 0,09 | 0,63 | -0,06 | 0,15 | 0,01 | 0,01 | -0,02 | -0,08 | 0,07 | 0,17 |
| Cl | 0,01 | -0,05 | 0,03 | 0,52 | -0,02 | 0,08 | -0,12 | 0,02 | -0,08 | -0,14 | -0,08 | 0,08 |
| Y+YF | -0,02 | 0,04 | 0,23 | 0,49 | -0,01 | 0,17 | -0,06 | 0,22 | -0,02 | 0,06 | -0,09 | 0,21 |
| Na | 0,01 | 0,12 | 0,20 | 0,48 | 0,08 | 0,27 | -0,08 | 0,19 | 0,05 | -0,02 | -0,07 | 0,18 |
| Ls | -0,03 | 0,13 | -0,05 | 0,45 | 0,06 | 0,10 | 0,11 | 0,05 | -0,15 | 0,17 | 0,05 | -0,13 |
| FM | 0,00 | 0,11 | -0,04 | 0,08 | 0,71 | -0,01 | -0,19 | 0,16 | 0,03 | 0,05 | 0,03 | 0,01 |
| A | -0,30 | -0,17 | -0,22 | -0,04 | 0,56 | -0,18 | -0,15 | 0,00 | -0,25 | -0,08 | 0,25 | 0,02 |
| AG | 0,18 | -0,05 | 0,14 | -0,07 | 0,49 | 0,16 | 0,10 | -0,18 | 0,01 | -0,01 | -0,06 | 0,18 |
| FAB1 | 0,23 | 0,06 | 0,08 | 0,06 | 0,43 | 0,02 | 0,20 | -0,07 | 0,02 | 0,06 | 0,03 | -0,05 |
| FAB2 | 0,18 | 0,03 | -0,05 | 0,04 | 0,24 | 0,08 | 0,19 | 0,22 | -0,01 | -0,14 | -0,02 | 0,01 |
| INC1 | 0,00 | -0,07 | -0,04 | 0,00 | 0,22 | -0,01 | 0,20 | 0,17 | 0,06 | 0,07 | 0,05 | -0,05 |
| m' | 0,07 | 0,16 | 0,14 | 0,19 | 0,04 | 0,66 | -0,09 | 0,22 | 0,05 | -0,11 | 0,00 | 0,16 |
| Fi | 0,08 | 0,01 | 0,08 | 0,11 | 0,17 | 0,64 | -0,06 | -0,01 | -0,08 | 0,05 | 0,00 | 0,05 |
| Sc | 0,13 | 0,03 | -0,10 | 0,11 | -0,01 | 0,59 | 0,07 | -0,01 | 0,02 | 0,00 | -0,03 | 0,10 |
| Ex | -0,05 | 0,11 | 0,13 | 0,07 | -0,13 | 0,58 | -0,08 | -0,01 | 0,02 | -0,08 | -0,02 | -0,20 |
| CF | 0,00 | 0,27 | 0,26 | 0,13 | 0,04 | 0,48 | 0,11 | 0,19 | -0,13 | 0,14 | 0,00 | 0,09 |
| Blend | 0,31 | 0,32 | 0,22 | 0,34 | 0,27 | 0,34 | 0,00 | 0,31 | 0,07 | 0,31 | 0,02 | 0,11 |
| Ay | 0,22 | 0,01 | -0,02 | -0,11 | -0,08 | 0,26 | 0,18 | -0,20 | 0,18 | 0,24 | 0,02 | -0,04 |
| FQx- | -0,11 | 0,09 | -0,09 | -0,10 | 0,10 | 0,01 | 0,62 | -0,02 | 0,20 | 0,06 | -0,18 | -0,14 |
| An | -0,08 | 0,03 | -0,02 | -0,09 | -0,02 | -0,03 | 0,52 | 0,04 | -0,03 | 0,03 | 0,02 | 0,09 |
| Sx | 0,15 | 0,08 | 0,04 | -0,07 | -0,01 | 0,02 | 0,44 | 0,09 | 0,15 | -0,02 | 0,03 | 0,15 |
| Ge | -0,16 | -0,11 | -0,01 | 0,26 | -0,14 | -0,05 | 0,39 | 0,04 | -0,19 | 0,10 | -0,05 | -0,03 |
| Bt | -0,01 | 0,28 | -0,07 | -0,24 | 0,08 | 0,10 | -0,31 | 0,28 | -0,27 | 0,08 | -0,14 | 0,02 |
| MOR | 0,01 | 0,24 | 0,09 | 0,01 | 0,20 | -0,08 | 0,26 | 0,21 | -0,01 | 0,06 | 0,05 | 0,23 |
| Xy | 0,07 | 0,08 | 0,08 | 0,01 | -0,14 | 0,06 | 0,17 | -0,05 | -0,11 | 0,07 | -0,06 | -0,14 |
| INC2 | 0,01 | -0,02 | 0,12 | -0,03 | 0,11 | -0,07 | 0,17 | -0,07 | 0,07 | 0,07 | -0,03 | 0,07 |
| FV | 0,05 | 0,08 | -0,05 | 0,05 | 0,06 | 0,05 | 0,22 | 0,48 | 0,07 | 0,06 | -0,03 | -0,12 |
| FT | 0,02 | -0,01 | 0,06 | 0,08 | 0,05 | -0,07 | -0,06 | 0,46 | 0,12 | 0,19 | 0,15 | 0,14 |
| T+TF | 0,02 | 0,02 | 0,13 | 0,07 | -0,06 | 0,06 | -0,03 | 0,43 | -0,10 | 0,00 | -0,05 | 0,09 |
| V+VF | 0,07 | 0,07 | 0,17 | 0,19 | 0,01 | 0,14 | 0,24 | 0,34 | 0,00 | -0,08 | -0,05 | -0,06 |
| (A) | 0,09 | 0,10 | -0,05 | 0,05 | 0,15 | -0,05 | 0,12 | -0,28 | 0,04 | 0,22 | 0,01 | -0,01 |
| Food | 0,07 | 0,02 | -0,03 | -0,19 | 0,16 | 0,09 | 0,14 | 0,25 | -0,07 | 0,06 | 0,00 | 0,19 |
| Id | 0,17 | -0,04 | 0,12 | 0,21 | 0,18 | -0,03 | 0,00 | 0,21 | -0,07 | -0,09 | -0,17 | 0,20 |
| Hd | 0,04 | -0,19 | -0,02 | -0,11 | 0,03 | 0,03 | 0,31 | 0,02 | 0,54 | -0,10 | -0,01 | -0,16 |
| Ad | -0,25 | -0,12 | 0,01 | -0,20 | -0,04 | -0,18 | -0,07 | -0,13 | 0,45 | 0,07 | -0,03 | 0,07 |
| Dd | -0,11 | -0,27 | -0,15 | 0,04 | -0,02 | -0,01 | 0,00 | -0,06 | 0,44 | -0,02 | -0,41 | 0,08 |
| (Hd) | -0,04 | 0,18 | 0,01 | -0,11 | -0,01 | 0,07 | 0,02 | -0,23 | 0,38 | 0,31 | 0,07 | -0,15 |
| S | 0,03 | 0,26 | -0,07 | 0,05 | -0,17 | 0,29 | 0,20 | 0,01 | 0,38 | 0,27 | -0,10 | 0,09 |
| FQx+ | 0,22 | 0,15 | 0,03 | 0,21 | 0,07 | -0,01 | 0,02 | 0,15 | 0,35 | 0,09 | -0,01 | -0,01 |
| FC | 0,20 | 0,06 | -0,08 | -0,10 | 0,09 | 0,07 | -0,14 | 0,05 | -0,05 | 0,60 | -0,04 | 0,03 |
| FC' | 0,17 | 0,22 | 0,00 | -0,02 | -0,05 | 0,03 | 0,05 | 0,03 | -0,08 | 0,46 | 0,03 | 0,17 |
| FY | 0,03 | -0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,04 | -0,11 | 0,10 | 0,13 | 0,06 | 0,45 | -0,10 | -0,13 |
| Art | 0,15 | 0,18 | 0,33 | 0,18 | -0,16 | -0,04 | 0,10 | -0,06 | 0,02 | 0,37 | 0,09 | 0,11 |

Tableau 21 : Matrice complète des saturations par les Composantes

| | RC1 | RC2 | RC3 | RC4 | RC5 | RC6 | RC7 | RC8 | RC9 | RC10 | RC11 | RC12 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| (Ad) | 0,05 | -0,10 | 0,04 | -0,02 | 0,00 | -0,03 | 0,09 | -0,07 | 0,19 | 0,31 | -0,02 | -0,24 |
| FD | 0,18 | 0,19 | -0,14 | 0,22 | 0,13 | 0,07 | 0,03 | 0,13 | 0,19 | 0,26 | -0,12 | 0,14 |
| FQxo | 0,13 | -0,18 | -0,14 | 0,02 | 0,03 | 0,08 | -0,23 | 0,02 | -0,08 | 0,00 | 0,78 | 0,03 |
| FQxu | 0,00 | -0,05 | -0,07 | 0,07 | -0,01 | 0,02 | -0,25 | -0,02 | -0,12 | 0,11 | -0,63 | 0,25 |
| P | 0,28 | -0,03 | -0,01 | 0,01 | 0,13 | -0,05 | -0,15 | -0,05 | -0,02 | 0,05 | 0,62 | 0,13 |
| PSV | -0,08 | 0,15 | 0,02 | 0,03 | -0,04 | -0,14 | 0,08 | -0,05 | -0,01 | -0,10 | 0,23 | 0,11 |
| PER | 0,04 | 0,03 | -0,03 | 0,09 | 0,01 | 0,03 | 0,07 | 0,00 | -0,02 | -0,06 | -0,02 | 0,49 |
| DR1&2 | 0,12 | -0,03 | 0,21 | 0,05 | 0,15 | 0,09 | 0,20 | 0,01 | -0,09 | 0,01 | 0,04 | 0,46 |
| C'+C'F | -0,01 | 0,11 | 0,27 | 0,24 | -0,07 | 0,05 | -0,11 | 0,04 | 0,04 | 0,11 | -0,08 | 0,36 |
| Hh | 0,29 | 0,00 | -0,07 | -0,08 | -0,15 | 0,13 | -0,22 | 0,09 | 0,02 | 0,15 | 0,08 | 0,34 |
| DV1&2 | -0,19 | 0,07 | -0,01 | -0,08 | 0,14 | -0,01 | -0,03 | 0,16 | 0,25 | -0,01 | 0,05 | 0,26 |

1.4) DISCUSSION

Portée de nos résultats: la structure dimensionnelle du Rorschach

Les résultats que nous présentons ont une très grande portée. Ils sont issus du plus grand échantillon jamais soumis à une analyse multivariée du Rorschach. Il s'agit de la première étude qui comprenne quasiment tous les scores primaires du Rorschach (nous avons exclu les contaminations CONTAM et les nominations de couleur Cn de l'analyse) afin de proposer un modèle dimensionnel complet de ce test. Nous avons résolu des problèmes psychométriques très substantiels concernant la distribution des variables et le nombre total de réponse en ayant recours à des transformations par rang et des corrélations partielles. Bien que cela signifie, comme l'a mentionné Wittenborn, que nous analysons le Rorschach "tel qu'il n'est pas", nous avons montré que les rangs et les valeurs brutes du Rorschach apportent une information très similaires (la corrélation moyenne entre les rangs et les valeurs brutes est de $r=0,91$). En effet, les variables du Rorschach sont des échelles de mesure rationnelle, elles présentent généralement un fort coefficient d'asymétrie positif et elles suivent donc un même patron de variation. Autrement dit, la perte d'information impliquée par notre méthode est minimale et nous analysons le Rorschach "presque tel qu'il est". Le rapport coût/bénéfice est

clairement favorable: les propriétés des données brutes du Rorschach font que ce test se prête très mal (voire pas du tout) à l'analyse multivariée. A l'inverse, la méthode que nous avons mis en œuvre nous a permis d'inclure presque toutes les variables primaires (c'est-à-dire issue directement de la cotation) et nous n'avons dû exclure aucun participant. De plus, cette méthode présente l'avantage de résoudre les problèmes de base de colinéarité que pose le Rorschach (le nombre total de réponses est égal à la somme des localisations, à la somme des qualités de développement et à la somme des qualités formelles $R = W + D + Dd = DQ+ + DQo + DQv + DQv/+ = FQx+ + FQxo + FQxu + FQx- + FQxnone$). Aussi, nous avons été en mesure d'évaluer les hypothèses de l'Analyse en Composante Principale ce qui n'est jamais fait dans la littérature sur l'analyse multivariée du Rorschach (et nous ne violons pas ces hypothèses dans notre étude). Nous avons combiné des techniques de rééchantillonnage avec les principes de l'Analyse Parallèle, ce qui nous a permis de déterminer avec une grande précision le nombre de dimensions à extraire de l'analyse (12 Composantes dont la valeur propre diffère significativement d'une répartition aléatoire des données $p < 0.0001$). Aussi, nos résultats prennent en compte les fluctuations d'échantillonnage, ce qui signifie qu'ils sont hautement généralisables au moins dans des échantillons normatifs français, belge et finlandais. Néanmoins, nos résultats répliquent en partie et viennent préciser des résultats antérieurs qui ont étudié le Rorschach de manière partielle dans une variété d'échantillons cliniques et de pays (Dominance de la Forme, Dominance de la Couleur, Acuité Perceptive, Kinesthésie, Synthèse). En revanche, nous ne retrouvons pas de facteur général de productivité qui semble être un artefact statistique dû à une violation des hypothèses de l'analyse multivariée et/ou une sous-extraction.

Un aspect intéressant de ce modèle est qu'il met en lumière la cohérence interne du Rorschach en Système Intégré. Un certain nombre d'associations semblent découler directement des règles de cotation, ce qui n'est pas trivial car autrement on pourrait

légitimement douter de la validité du modèle. D'autres associations sont plus inattendues mais présentent une signification psychologique relativement claire. Enfin certaines associations attendues (c'est-à-dire qui correspondent aux scores dérivés qu'on a l'habitude d'utiliser) ne se retrouvent pas dans notre modèle et ces combinaisons "traditionnelles" (la somme pondérée des couleurs par exemple) ne sont pas justifiées d'un point de vue psychométrique. Nous sommes convaincus que l'évolution des méthodes statistiques ainsi que les répliques de notre étude dans différents pays ou échantillons cliniques viendront améliorer le modèle dimensionnel que nous proposons. Quoi qu'il en soit, nos résultats posent les bases pour le développement de nouvelles échelles du Système Intégré qui soient basées sur une approche nomothétique et dimensionnelle.

Le Modèle des Composantes du Rorschach

Nous avons montré qu'un modèle complet du Rorschach pouvait être décrit en 12 Composantes. La **Composante Kinesthésique** est liée aux capacités de synthèse ainsi qu'à des aspects interpersonnels définissant ainsi une dimension d'activité relationnelle. La **Composante Globale/Analytique** est une dimension stylistique qui concerne les tendances aperceptives d'une personne (voir les choses dans leur globalité ou en détail). La **Composante Sans-Forme** est une surprise car les réponses en couleur pure C ne sont pas considérées comme très fiables du point de vue de la cotation. Néanmoins, elles constituent une des dimensions les plus explicatives du Rorschach, et il est donc absolument nécessaire de revoir les critères de cotation de ces réponses afin d'augmenter leur fiabilité. Quoi qu'il en soit, cette Composante représente la mesure dans laquelle une personne a court-circuité le processus de reconnaissance de forme du Rorschach, probablement sous l'effet d'expériences émotionnelles imprévisibles et perturbatrices. La **Composante Reflet** représente le rapport entre l'attention qu'une personne prête à elle-même et celle qu'elle prête aux autres. Une élévation de cette Composante s'accompagne de sentiments de détresse ou d'impuissance, ce

que nous avons interprété comme une forme d'aliénation sociale. La **Composante Animale** est cohérente avec l'interprétation générale des réponses de mouvement animal comme mesure des demandes instinctuelles ou d'une forme de pensée instinctuelle. La **Composante de Mouvements Inanimés** représente les perturbations des processus volitionnels et de contrôle émotionnel généralement impliqués par des états de stress. La **Composante de Mauvaise Forme** est une dimension complètement indépendante du Rorschach et correspond au degré de violation/distorsion de l'épreuve de la réalité. La **Composante Vista-Texture** mesure le besoin de relation de proximité ainsi que des processus d'auto-dévalorisation qu'on peut observer dans des états de deuil ou de lamentation. La **Composante Visage** est une autre dimension complètement indépendante du Rorschach et il apparaît clairement que les réponses visage doivent être reconsidérées du point de vue de la cotation et du point de vue empirique. La **Composante de Dominance Formelle** indique la capacité à utiliser les couleurs et les estompages sans porter atteinte au processus de reconnaissance de forme du Rorschach ce qui semble indiquer des capacités de contrôle émotionnel. La **Composante de Forme Ordinaire** évalue dans quelle proportion une personne partage ses représentations avec les autres ou au contraire si cette personne adopte un point de vue plus original. Enfin, la **Composante Digressive** indique une stratégie de fuite en réaction aux difficultés à s'engager dans des situations chargées sur le plan émotionnel ou relationnel.

Dans l'ensemble, le Modèle des Composantes du Rorschach offre au praticien une base psychométrique pour l'interprétation du test et présente des propriétés intéressantes du point de vue de la recherche empirique. Nous avons implémenté le calcul des Composantes dans CHESSSS (Fontan et al., 2013) afin que ces scores puissent être facilement étudiés par nos collègues. Nous pensons que ces Composantes permettront d'obtenir des résultats empiriques plus robustes dans la mesure où elles sont plus fiables sur le plan psychométrique.

2) DIFFERENCES CULTURELLES DANS LES ECHANTILLONS NORMATIFS DU RORSCHACH EN SYSTEME INTEGRE

2.1) INTRODUCTION

La question de l'appartenance culturelle et de son impact éventuel sur les résultats du Rorschach a été étudiée dès l'origine par Hermann Rorschach. Cet auteur a considéré que son test présentait des caractéristiques intéressantes pour l'étude des différences culturelles. En effet, les taches d'encre sur les planches sont neutres d'un point de vue culturel : comme elles n'ont pas de dimension picturale claire, elles ne peuvent pas être rattachées à une iconographie spécifique. De plus, il s'agit d'un test de perception qui ne requiert pas de compétences linguistiques et le système de cotation est indépendant de la langue de la personne (Mattlar, 2004). Hermann Rorschach pensait donc que son test permettait d'étudier les différences culturelles entre deux cantons suisses (Rorschach, 1921).

Un certain nombre d'auteurs partagent la position d'Hermann Rorschach (Allen & Dana, 2004; Andronikof-Sanglade, 2000; Chen, Gong, Li, & Jie, 1997; Franchi & Andronikof-Sanglade, 1999; Mattlar, 2004; Sorai & Ohnuki, 2008). En effet, des différences significatives ont pu être observées entre différents échantillons nationaux. Par exemple, Mormont et ses collègues trouvèrent que 12 variables différaient de manière significative entre des échantillons francophones et américains (Mormont et al., 2007). Néanmoins, ce résultat implique également que ces échantillons ne diffèrent pas pour la grande majorité des variables (99). On voit donc que ce genre de résultat est difficile à interpréter en raison d'une multiplication des analyses univariées.

La question de l'expression des différences culturelles au Rorschach s'est posée différemment aux Etats-Unis (la façon d'aborder la question de la culture et du Rorschach

dépend de la culture de l'auteur !). Dans ce pays, l'impact éventuel de la culture sur les résultats du test se traduit assez directement par l'étude des minorités, voire des ethnies (afro-américain et hispaniques notamment) : s'il apparaît qu'un test tend à « surpathologiser » une minorité ethnique, cela déclenche une polémique assez vive.

Wood et ses collègues ont trouvé que les scores au Rorschach des minorités différaient des normes américaines avec une tendance à la surpathologisation (Wood & Lilienfeld, 1999). En réponse, Meyer a étudié les différences entre des patients américains d'origines européenne et africaine. Cet auteur a montré que les différences mentionnées par Wood ne se retrouvaient pas si on contrôlait des variables démographiques comme le niveau d'éducation, le sexe et le statut marital ainsi que le statut des patients (hospitalisé vs. ambulatoire). Néanmoins, sa démonstration repose sur le calcul des corrélations entre l'appartenance ethnique et les scores du Rorschach : des corrélations sont calculées sur une variable nominale (0 = patient d'origine européenne ; 1 = patient d'origine africaine) (Meyer, 2002). De plus l'inconvénient principal de cette étude est que tous les participants sont des patients et qu'ils sont tous américains.

Par ailleurs, l'étude de Wood a fait porter des doutes sur les normes du Rorschach en Système Intégré et la tendance à la surpathologisation en général et non pas seulement sur les minorités ethniques américaines. Meyer a suggéré que les procédures de recrutement utilisées pour établir les normes du Système Intégré tendaient à inclure des participants qui manifestaient des signes de bonne santé psychique. Par exemple, la majorité des participants ont été recrutés sur leur lieu de travail, ce qui exclut mécaniquement les chômeurs. De même les participants ne devaient pas avoir d'antécédents psychiatriques. Autrement dit, les normes du Système Intégré seraient plutôt représentatives de la santé mentale que de la population générale (Meyer, 2001). En effet, cet auteur a comparé les normes du Système Intégré à 9 échantillons normatifs de différents pays qu'il a combinés en un échantillon composite

international. Il a ensuite calculé la moyenne de la différence des moyennes entre l'échantillon composite et les normes du Système Intégré. Dans l'ensemble, l'échantillon composite déviait de 0,3 écart-type des normes dans le sens de la psychopathologie. Exprimé dans la métrique du QI, l'échantillon composite obtiendrait un score de 95. Meyer conclut donc que les normes du Système Intégré n'impliquent pas de surpathologisation. Si cette étude n'a pas de rapport direct avec la question de l'impact de la culture sur le Rorschach, elle a ouvert la voie vers la constitution de l'échantillon de référence international pour le Système Intégré.

Meyer et ses collègues ont combiné les données normatives de 16 pays différents. Ils ont calculé la moyenne et l'écart-type des scores moyens du Rorschach dans les différents pays. Cela a permis de calculer la note standard de chaque échantillon national par rapport à la moyenne et l'écart-type de « l'échantillon » international combiné. Les auteurs concluent que les scores moyens des échantillons nationaux ne dévient pas de plus d'un écart-type de ceux du composite international et qu'on peut donc utiliser ces derniers comme référence universelle (Meyer, Erdberg, & Shaffer, 2007). Il est à noter qu'en dehors de cette étude on ne dispose pas de recherche décisive sur la question de l'expression de différences culturelles au Rorschach. Néanmoins, la procédure employée dans cette étude implique une erreur statistique basique. En effet, les auteurs stipulent : « T-scores allow one to compare quickly individuals **or samples** to an excepted reference value » (p.204, *ibid*, nous avons ajouté les caractères gras). L'erreur est simple : une personne n'est pas un groupe. Si une personne dévie de moins d'un écart-type de la moyenne de sa population, on considérera qu'elle est normale. En revanche, si deux groupes diffèrent dans de telles proportions cela constitue une différence importante.

Par exemple si un groupe A présente une moyenne de 13 à la BDI avec un écart-type de 5 tandis qu'un groupe B présente une moyenne de 20 avec un écart-type de 3 ; chaque

groupe dévie de 0,85 écart-type du composite des groupes A et B. Pourtant, le d de Cohen indique qu'il y a une différence considérable entre ces deux groupes ($d=1,69$, l'effet est large quand $d > 0,8$).

La problématique est donc la suivante : les différences culturelles s'expriment-elles au Rorschach et donc doit-on utiliser des normes nationales ou internationales pour interpréter ce test ? Compte tenu des limites que nous avons identifiées dans la construction des normes internationales et du consensus assez large d'une majorité d'auteurs sur la question, nous faisons l'hypothèse que des différences culturelles (ou tout du moins nationales) peuvent s'observer dans le Rorschach.

L'étude sur les dimensions du Rorschach nous permet d'aborder cette question de manière très efficace. En effet les Composantes du Rorschach sont indépendantes les unes des autres et elles regroupent les variables qui tendent à mesurer un même construit. Aussi, si des différences existent entre les échantillons nationaux, les Composantes du Rorschach pourront les faire apparaître plus clairement. De plus, nous avons de la chance : nous disposons d'un échantillon français, belge et finlandais. Il est raisonnable de penser que si notre hypothèse est valide, les différences entre les Belges et les Français seront faibles, voire négligeables, mais qu'il y aura une différence plus importante entre les Finlandais et les francophones (prédiction).

2.2) METHODES

Population

La population est constituée de l'Echantillon Normatif Européen décrit dans l'étude précédente

Analyses

Afin de tester l'hypothèse, nous avons réalisé une Analyse Discriminante Pas à Pas (inclusion $p=0,00005$, exclusion $p=0,0001$) en prenant les Composantes du Rorschach comme variables indépendantes et la nationalité comme variable dépendante. Nous cherchons à déterminer s'il existe des profils Rorschach en fonction de la nationalité. Nous avons ensuite enregistré les scores des fonctions discriminantes et réalisé une ANOVA à un facteur avec la nationalité comme variable indépendante et les scores des fonctions discriminantes comme variable dépendante. L'Analyse Discriminante se situe au niveau des individus tandis que l'ANOVA porte sur les groupes. L'intérêt principal de l'ANOVA en ce qui nous concerne est de quantifier la taille de l'effet. Nous avons ensuite regroupé les échantillons français et belge en un échantillon francophone et répété les analyses.

Dans la mesure où nous ne tâchons pas de construire un modèle qui permette de déterminer la nationalité d'une personne à partir de ses résultats au Rorschach, nous n'avons pas réalisé de validation croisée pour les Analyses Discriminantes qui sont donc utilisées ici de manière descriptive plutôt qu'inférentielle.

2.3) RESULTATS

Tableau 22 : Analyse Discriminante (Composantes Rorschach -> pays)
Résultats du classement^a

| PAYS | | Classe(s) d'affectation prévue(s) | | | Total |
|-------------|------------|-----------------------------------|--------|----------|-------|
| | | Finlande | France | Belgique | |
| Echantillon | % Finlande | 77 | 11 | 12 | 100,0 |
| Original | France | 15 | 54 | 31 | 100,0 |
| | Belgique | 13 | 27 | 60 | 100,0 |

a. 66% des observations originales classées correctement.

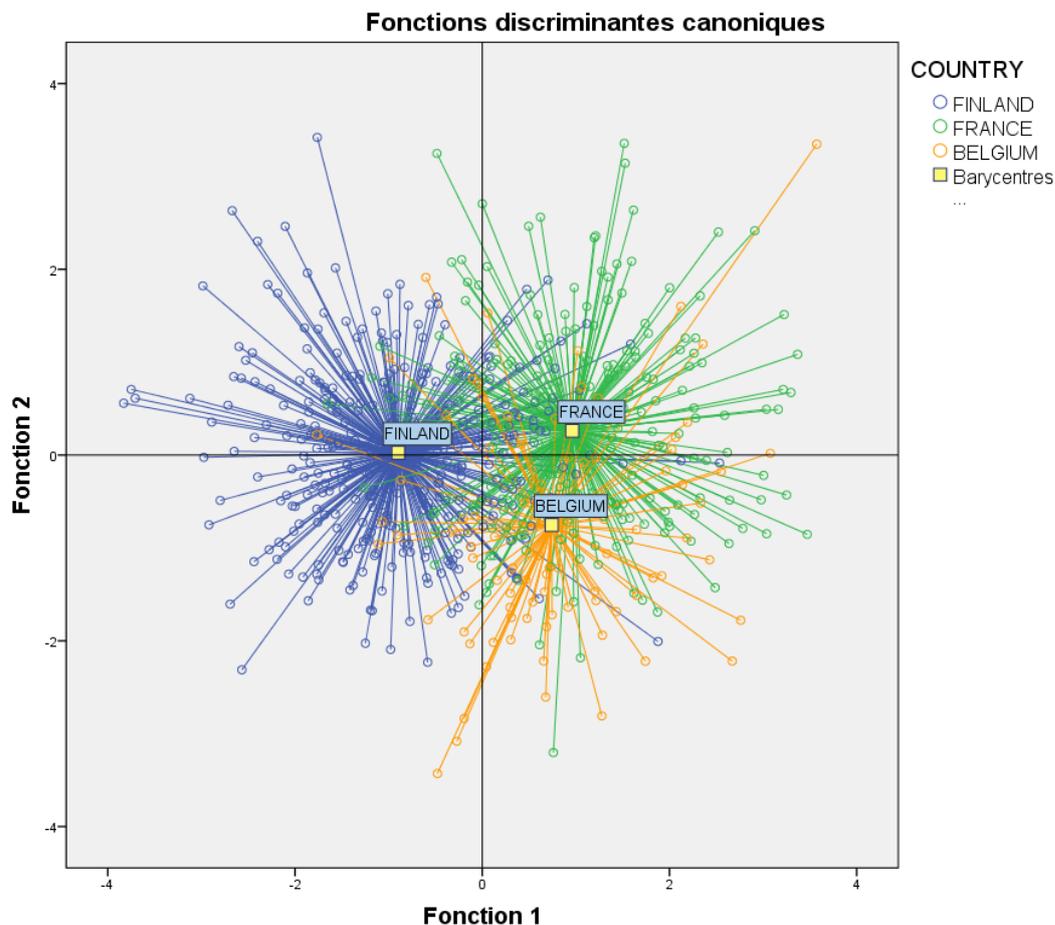


Illustration 23 : Analyse Discriminante (Facteurs Rorschach -> pays) – Représentation graphique

Comme le montre l'illustration 23 la première fonction discriminante distingue assez nettement les Finlandais des francophones. La seconde fonction discriminante tend à distinguer les Français des Belges. Concernant les résultats en termes de classes d'affectation, 77% des Finlandais sont correctement identifiés ainsi que 54% des Français et 60% des Belges : la seconde fonction discriminante n'est pas très effective (tableau 22). En effet, si on considère qu'on a une chance sur deux (50%) de prédire au hasard l'appartenance à l'échantillon français parmi les francophones ; alors la fonction discriminante n'est pas beaucoup plus performante qu'un tirage aléatoire et il en va de même pour les Belges. En effet, l'Analyse de Variance (ANOVA) qui compare la moyenne des scores des fonctions

discriminantes pour les 3 pays montre que la taille de l'effet est considérable pour la première fonction (qui discrimine les Finlandais des francophones) ($df=2$, $F=274$, $p<0.0001$, $\eta^2=0,44$, considéré comme large pour $\eta^2>0,14$) ; tandis qu'elle est modérée pour la seconde (qui discrimine les Français des Belges) ($df=2$, $F=28$, $p<0.0001$, $\eta^2=0,07$).

Les différences culturelles entre la France et la Belgique francophone ont un impact modéré sur les Composantes du Rorschach et nous avons regroupé les échantillons francophones ($N=347$). Dans ces conditions, l'Analyse Discriminante classe correctement les participants comme Finlandais ou francophones dans 80% des cas (tableau 23). L'ANOVA montre que la différence de moyennes sur les scores de la fonction discriminante entre les francophones et les Finlandais est significative avec une taille d'effet considérable et une puissance statistique parfaite ($F=519.2$, $df=1$, $p<0.0001$, $\eta^2=0.43$, $\Pi = 1.00$).

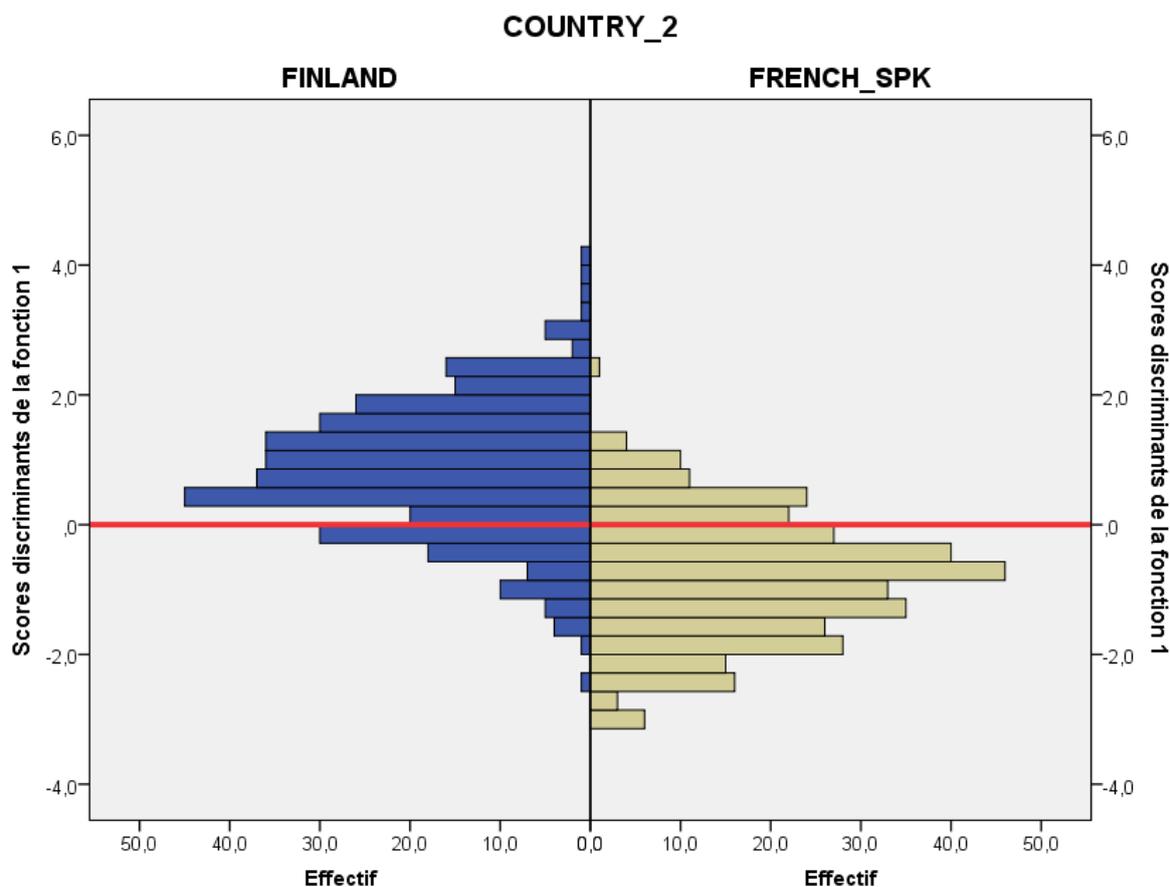


Illustration 24: Analyse Discriminante 2 (Facteurs Rorschach -> pays) – Représentation graphique

Tableau 23 : Analyse Discriminante (Facteurs Rorschach -> pays (2))
Résultats du classement^a (2)

| Pays (2) | | Classe(s) d'affectation prévue(s) | | Total |
|----------|--------------|--------------------------------------|-------------|-------|
| | | Finlandais | Francophone | |
| Original | % Finlandais | 79,9 | 20,1 | 100,0 |
| | Francophones | 18,4 | 81,6 | 100,0 |

a. 80,7% des observations originales classées correctement.

Tableau 24 : Matrice de structure de
la fonction discriminante (Finlandais
vs. Francophones)

| | Fonction |
|--------------------|----------|
| | 1 |
| Vista/Texture | ,368 |
| Digressive | ,353 |
| Reflet | ,252 |
| Dominance Formelle | -,178 |
| Visage | -,229 |
| Mauvaise Forme | -,476 |

Interprétation

Les francophones se caractérisent par des scores faibles sur la fonction discriminante par opposition aux Finlandais qui ont des scores élevés (illustration 24). Sur le pôle positif (c'est-à-dire pour les Finlandais), la fonction discriminante sature les Composantes Vista/Texture, Digressive et Reflet (tableau 24). Autrement dit, les Finlandais, (par opposition aux francophones) sont plus centrés sur eux-mêmes et isolés socialement, tendent à réprimer leurs émotions et à éviter les situations embarrassantes et ils sont plus prompts à culpabiliser et à ressentir des besoins de proximité affective.

A l'inverse, le pôle négatif de la fonction discriminante sature les composantes de Dominance Formelle, Visage et surtout de Mauvaise Forme (tableau 24). Comme nous l'avons indiqué dans l'étude sur les dimensions du Rorschach, on ne dispose pas de connaissances directes en ce qui concerne la Composante Visage. Cette Composante sature les détails Humain Hd, les détails animaux Ad et les détails humains imaginaires (Hd). Ces trois variables rentrent dans le calcul de 3 items sur 5 de l'indice d'Hypervigilance du Système Intégré qui mesure une attitude chronique de méfiance envers les autres. En 1999, 21% des Français et 28% des Belges estimaient qu'on pouvait faire confiance aux autres contre 57% des Finlandais (Bréchon, 2003).

Les francophones apparaissent donc comme plus contrôlés sur le plan émotionnel et plus méfiant sur le plan social que les Finlandais. En général, la méfiance implique moins de proximité affective, de sentiments de culpabilité et de répression émotionnelle, ce qui est cohérent avec les résultats présentés ci-dessus. Néanmoins, la variable qui discrimine le plus les francophones des Finlandais est la Composante de Mauvaise Forme, c'est-à-dire la tendance à percevoir des choses qui ne ressemblent pas à la tache d'encre par rapport à laquelle la réponse a été donnée. Il y a deux possibilités : soit les Français présentent un dysfonctionnement marqué de l'épreuve de réalité, soit les tables de Qualités Formelles américaines ne sont pas appropriées pour évaluer la Qualité Formelle des réponses chez les francophones. Nous privilégions – bien sûr – la seconde interprétation. Quoi qu'il en soit, ce résultat indique que les francophones et les Finlandais ne perçoivent pas le monde de la même façon, ce qui est l'expression même d'une différence culturelle.

2.4) DISCUSSION

Les résultats que nous présentons ont une très grande portée. Tout d'abord, la question de l'expression des différences culturelles au Rorschach est assez discutée mais on dispose de peu de connaissances empiriques à ce sujet. Pour être plus précis, un certain nombre de différences ont été remarquées entre différents échantillons nationaux mais sans pouvoir réellement trancher sur le caractère distinct ou non de ces échantillons. En effet, ces résultats sont difficiles à interpréter en raison de la multitude d'analyses univariées qu'elles impliquent (Mormont et al., 2007; Shaffer, Erdberg, & Haroian, 1999; S. Sultan, Andronikof, Fouques, Lemmel, Mormont, Réveillère, et al., 2004).

Une étude a tâché d'aborder ces questions en considérant les échantillons nationaux comme des individus et a conclu que « **by and large**, adults look pretty much the same on the CS no matter what language they speak, what country they reside in, and what cultural background influences them » (Meyer et al. 2007, p. 204, nous avons ajouté les caractères gras). Compte-tenu du degré considérable d'approximation de ces résultats, nous avons questionné cette conclusion.

Nous disposons d'échantillons français, belge francophone et finlandais. Si on fait l'hypothèse que des différences culturelles s'expriment au Rorschach, il devrait apparaître que ces différences sont faibles entre les Belges et les Français, mais importantes entre les Finlandais et les francophones. Nos résultats s'accordent parfaitement avec cette prédiction et ils sont sans appel : il y a une différence considérable entre les Finlandais et les francophones tandis qu'il y a une différence modérée entre Belges et Français. Ces résultats sont basés sur le modèle des Composantes du Rorschach qui est particulièrement adapté à l'analyse de données dans le cadre de recherches empiriques, la taille des échantillons est très importante et les résultats présentent une très grande puissance statistique, ce qui signifie qu'ils sont

hautement généralisables. Autrement dit, il apparaît clairement qu'il est faux de considérer « qu'en gros » les différences culturelles ne s'expriment pas au Rorschach, mais de plus qu'il est difficile de formuler une assertion qui soit aussi éloignée de la réalité.

Concernant l'interprétation de nos résultats, il y a deux aspects principaux. Les francophones apparaissent au Rorschach comme plus méfiants que les Finlandais qui sont, eux, plus prompts à se remettre en question ou à douter d'eux-mêmes. Il se trouve que ce résultat est en accord avec les données portant sur la confiance aux autres en Europe. L'autre résultat principal concerne les qualités formelles. On considère qu'une réponse est en mauvaise forme quand le percept évoqué ne correspond pas à la découpe de la planche qui a été utilisée (pattern recognition). A strictement parler, ce résultat devrait indiquer un niveau considérable de psychopathologie dans la population francophone et on ne peut pas accepter que cela soit valide. On peut remettre en question la qualité des données de l'échantillon belge dans la mesure où elles ont été recueillies par des étudiants, mais ce n'est pas le cas pour l'échantillon français qui a été recueilli par des psychologues expérimentés. Il semble donc que le problème provienne effectivement des tables de Qualités Formelles qui ont été développées aux Etats-Unis (pour une part, ces tables sont fondées sur la fréquence des réponses au Rorschach). Il apparaît donc qu'en plus de données normatives nationales, il serait nécessaire de développer des tables de Qualités Formelles correspondantes. Quoi qu'il en soit, ce résultat indique à minima que les Finlandais et les francophones ne perçoivent pas le monde de la même façon, ce qui est l'expression même d'une différence culturelle.

Une limite importante de ces résultats est qu'ils remettent en question l'utilisation d'un échantillon de référence international pour interpréter les résultats du Rorschach. Or, nous avons-nous même constitué un échantillon normatif européen pour construire le modèle des Composantes du Rorschach sur lequel se basent nos résultats. Nos résultats sur l'expression

des différences culturelles au Rorschach remettent-ils en cause la construction du modèle des Composantes du Rorschach ?

Tout d'abord, d'un point de vue logique, les résultats que nous présentons ici découlent des Composantes du Rorschach. Il faut donc que ce modèle soit valide pour considérer que nos résultats le sont. Si on considère que les résultats de l'étude culturelle remettent en cause le modèle des Composantes du Rorschach, alors on ne peut pas les considérer comme valides (puisque'ils découlent de ce modèle) et dans ce cas ils ne peuvent invalider le modèle. Autrement dit, le modèle des Composantes du Rorschach doit être valide pour que l'étude des différences culturelles puisse l'invalider. Il y a là quelque chose de paradoxal qu'il convient de comprendre.

La situation est moins compliquée qu'il n'y paraît : il suffit de prendre en compte un modèle hiérarchique des échantillons normatifs. En effet, si on veut disposer d'un test qui mesure la même chose dans tous les pays (ce qui est très souhaitable), il faut établir les dimensions du test sur un échantillon international. Néanmoins, cela ne signifie en aucune façon que les échantillons nationaux doivent présenter les mêmes caractéristiques (moyennes et écarts-types) que l'échantillon international dont ils sont issus (et il en va de même pour n'importe quel sous-ensemble de la population). Il n'est pas nécessaire que les Finlandais par exemple soient représentatifs de l'ensemble de la population européenne.

C'est d'étalonnage dont il est question ici : est-il raisonnable de penser que les populations de tous les pays présentent un niveau d'introversion ou d'extraversion équivalent ? Le principe basique d'étalonnage des tests psychologiques se heurte ici à l'expérience banale et quotidienne qui stipule par exemple que les Espagnols sont plus extravertis que les Européens du nord. Si on utilise des versions étalonnées du NEO-PI R, il est clair qu'on ne peut pas tester une telle hypothèse (puisque *par définition* tout échantillon

étalonné présente une moyenne de 50 et un écart-type de 10 pour les 5 dimensions de la personnalité). En effet, concernant le NEO-PI R on sait que le test mesure des dimensions identiques dans différents pays, *mais pas de la même façon*. C'est-à-dire que les conventions utilisées pour interpréter le test diffèrent en fonction des étalonnages. Cette situation est comparable à la différence qui existe entre la mesure de la température en degrés Celsius ou Fahrenheit.

Autrement dit, on a effectivement besoin d'outils qui mesurent la même chose dans différents échantillons nationaux. Dans cette optique, il est nécessaire d'utiliser un échantillon de référence international. Par ailleurs, on a également besoin de quantifier la déviation d'un individu par rapport à la population nationale dont il est issu. Cela ne pose pas de problème psychométrique particulier : il suffit de standardiser les scores du test par rapport aux valeurs observées dans l'échantillon national. Ainsi pour une dimension donnée (la Composante Visage par exemple), un individu présenterait deux scores : un score « absolu » issu de l'échantillon international et un score « relatif » à sa population. Cette technique permettrait de formuler des assertions du type : « cette personne présente un score absolu élevé sur la Composante Visage ce qui indique qu'il tend à se méfier des autres. Toutefois le score relatif de la Composante Visage indique que cette tendance est normale dans la population française : cette personne est méfiante mais pas plus qu'un autre Français ».

On peut sans difficulté intégrer ce modèle hiérarchique des échantillons normatifs au modèle des Composantes du Rorschach. Ainsi, on disposerait d'un test qui permet à la fois d'étudier les différences interculturelles et la déviation d'une personne par rapport à sa population.

3) TYPE DE RESONANCE INTIME ET STRATEGIES DE RESOLUTION DE PROBLEME

3.1) INTRODUCTION

Bien que nous tâchions de répondre aux difficultés psychométriques que pose le Rorschach, ce qui revient *in fine* à aborder ces questions selon une « approche dimensionnelle », nous ne rejetons pas l'approche typologique. Dans ce cadre, nous nous intéresserons au Type de Résonance Intime (TRI, traduction d'Erlebnistypus) qui constitue un élément clé du Rorschach.

3.1.1) LE TRI DANS LES SYSTEMES D'HERMANN RORSCHACH ET DE JOHN EXNER

Le TRI est une typologie proposée par Herman Rorschach lors de la création du test. Elle repose sur l'idée qu'il existe différents genres de sensibilité et que cela permet d'identifier différents types de personnalité. En particulier, certaines réponses (les réponses kinesthésiques) impliquent *l'impression du mouvement* (« une femme qui danse » par exemple). On considère généralement que ces réponses sont *déterminées* par une sensibilité aux processus internes, aux représentations de l'action et de l'activité propre d'une personne. Par ailleurs, d'autres réponses semblent plus directement liées à une sensibilité à la couleur présente dans certaines planches (« une tache de sang » par exemple). Herman Rorschach pensait que ces deux catégories de réponses correspondent à des processus psychiques différents. Dans la mesure où il appartenait à l'école suisse, il a fait un parallèle entre ses travaux et ceux de Carl Jung (C.G. Jung, 1950).

Rorschach considérait que le type extraverti défini par Jung constituait un *état* dans lequel peuvent se trouver certaines personnes et il a défini les fonctions psychiques qui

tendent vers cet état « extratension » (il en va de même pour le type introverti et « l'introversiion »). Rorschach estimait que les fonctions d'extratension présidaient l'organisation psychologique de certaines personnes sans nécessairement impliquer l'état du type extraverti. Il a nommé le type d'organisation psychologique où les fonctions d'extratension dominant « extratensif » (ce qui correspond à une prédominance des réponses couleur). Il a distingué trois autres Types de Résonance Intime : celui où les fonctions d'introversiion dominant (le type introversif, prédominance des mouvements), celui où les fonctions d'introversiion et d'extratension sont équilibrées (type ambiéqual) et celui où ces deux fonctions sont peu exprimées (type coarcté). Rorschach a consacré la plus grande partie de sa monographie à l'étude de ces types (Rorschach, 1921). Del Pilar (2005) a effectué une synthèse des conceptions de Rorschach que nous présentons dans le tableau 25. On peut constater que pour Rorschach, le TRI s'exprime dans des domaines très différents : la motricité, des aspects relationnels, affectifs et cognitifs.

Tableau 25 : Synthèse des conceptions de Rorschach sur le TRI (del Pilar, 2005)

| Movement predominant | Color predominant |
|---------------------------------------|---------------------------------------|
| Awkwardness, clumsiness | Skill and adroitness |
| Measured, stable motility | Restless, labile motility |
| More intensive than extensive rapport | More extensive than intensive rapport |
| Less adaptable to reality | More adaptable to reality |
| Stable affective reactions | Labile affective reactions |
| Greater productive ability | More reproductive ability |
| More individualized intelligence | More stereotyped intelligence |
| More « inner » life | More « outward » life |

Lors de la création du Système Intégré, John Exner a suivi Rorschach dans cette direction. Il accorde une place très importante au TRI dans l'interprétation (il constitue un élément clé ou préliminaire à l'analyse de la plupart des domaines d'interprétation du Système Intégré), et il a même développé des normes spécifiques pour les différents TRI. En effet, dans le Système Intégré, tout comme dans la tradition de l'interprétation du Rorschach, les protocoles sont interprétés différemment en fonction du TRI. Autrement dit, la signification

des signes est rapportée à la configuration de base du protocole représentée par le TRI (Exner, 2003).

D'un point de vue empirique, John Exner a pu mettre en lien le TRI avec les stratégies de résolution de problème. En fait, on considère dans le Système Intégré que le Rorschach est une tâche de résolution de problème. Aussi, le TRI et ses liens avec les stratégies de résolution de problème acquièrent un statut central dans cette approche. Il se trouve que cet aspect du Rorschach a été particulièrement négligé dans la recherche. Il n'y a que trois études qui portent sur la question : une antérieure à la création du Système Intégré (Rosenthal, 1962), l'étude princeps de John Exner (Exner, 1978) et une seule étude indépendante qui a étudié le lien entre stratégie de résolution de problème et le TRI tel que défini dans le Système Intégré (Orme, 1990). Cela constitue clairement un point faible du Système Intégré.

Par ailleurs, nos propres recherches sur les dimensions du Rorschach ont montré que la somme pondérée des couleurs *WsumC* (qui est un des deux termes du TRI) ne peut pas être considérée comme un indice valide d'un point de vue psychométrique. En effet, les trois types de réponses couleur (FC : dominées par la forme, CF : dominées par la couleur et C pure : sans composante formelle) appartiennent à des dimensions clairement indépendantes du Rorschach (contrôle émotionnel, stress et perturbation affective respectivement) et il n'est pas justifié de les additionner.

Compte tenu de l'importance du TRI pour l'interprétation du Rorschach en Système Intégré, du faible niveau de preuve disponible pour cet indice et des problèmes psychométriques qu'il présente ; il semble tout à fait nécessaire de chercher à répliquer les études portant sur le TRI et les stratégies de résolution de problème.

3.1.2) RECHERCHES SUR LE TYPE DE RESONANCE INTIME

3.1.2.1 – ROSENTHAL, 1962

Les corrélats comportementaux du TRI ont d'abord été mis en évidence par Melvin Rosenthal. Il recruta 81 étudiants en psychologie. Dans ce groupe, la valeur médiane de la somme des mouvements humains SumM était de 3 et celle de la somme pondérée des couleurs WSumC était de 2. Deux groupes de 10 participants ont été sélectionnés selon les critères suivants :

- groupe M: $\text{SumM} > 3$ et $\text{WSumC} \leq 2$, $N=10$
- groupe C: $\text{SumM} \leq 3$ et $\text{WSumC} > 2$, $N=10$

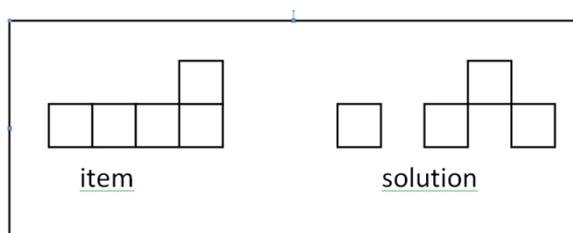


Illustration 25 : un problème d'allumettes (« déplacez 3 allumettes pour ne former que 4 carrés »)

Le problème à résoudre était une version modifiée du test des allumettes de Georges Katona (9 items de difficulté croissante, illustration 25). Les mesures étaient constituées du temps de latence (avec une transformation logarithmique) et de l'activité motrice (fréquence des actions par unité de temps de 15 secondes). Rosenthal conclut que le groupe M se caractérisait par une approche basée sur la délibération, la précaution et une faible activité motrice tandis que le groupe C préférait ne pas différer l'action et se caractérisait par une activité motrice importante (Rosenthal, 1962). Les deux groupes ne se distinguaient pas en ce qui concerne le nombre de problèmes résolus.

3.1.2.2) EXNER, 1978

John Exner a utilisé le Dispositif d'Analyse Logique pour étudier le Type de Résonance Intime. Exner recruta 3 groupes de 15 étudiants qui présentaient un score D ajusté supérieur à zéro (de bonnes capacités de contrôle) et des scores entre 575 et 600 à l'échelle verbale du Scholastic Aptitude Test (la moyenne en 1978 était de 507). Concernant la constitution des groupes, il y a avait une différence d'au moins 3 points entre la somme des mouvements humains SumM et la somme pondérée des couleurs WSumC pour les groupes introversifs et extratensifs, tandis qu'il y avait au maximum une différence d'un demi-point pour le groupe des ambiéquaux. Quatre problèmes de difficulté croissante étaient proposés avec des limites de temps de 10, 15, 20 et 30 minutes.

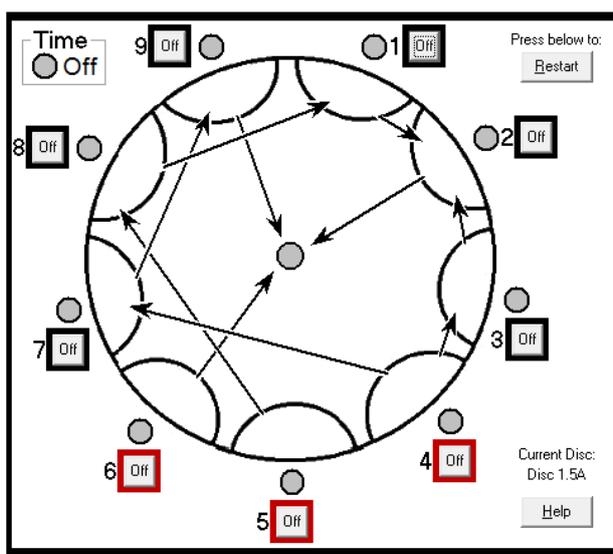


Illustration 26: Dispositif d'Analyse Logique

Le Dispositif d'Analyse Logique est constitué de 9 lampes actionnées par des boutons et une lampe centrale sans bouton (illustration 26). Des relations entre les lampes sont figurées par des flèches. Il y a trois types de relations (activation, inhibition et combinaison), mais c'est au participant de découvrir la nature des relations entre les lampes dans un problème. Le dispositif est contrôlé par un cycle de temps (jour/nuit) dont la fréquence est de trois secondes (lampe en haut à gauche du dispositif). Le résultat d'une opération apparaît lors

du cycle suivant. Certaines séquences d'opérations peuvent s'étendre sur trois ou quatre périodes de temps. Certaines lampes peuvent être actionnées le jour et d'autres, la nuit. La consigne est de parvenir à allumer la lampe centrale en n'utilisant que les trois boutons rouges au bas du dispositif (Langmuir, 1958).

Les résultats montrèrent que les extratensifs réalisaient plus d'opérations et qu'ils répétaient plus d'opérations et d'erreurs que les introversifs. Néanmoins, il n'y avait pas de différence concernant les temps de résolution des problèmes. En revanche, les ambiéquaux prirent plus de temps pour résoudre les problèmes et ils répétaient plus d'opérations et d'erreurs que les groupes d'introversifs et d'extratensifs. Exner conclut que les introversifs adoptaient une stratégie de résolution de problème systématique, que les extratensifs semblaient plus intuitifs et que les ambiéquaux oscillaient entre ces deux stratégies, ce qui les rendaient inefficaces en termes de performances (Exner, 2003).

3.1.2.3) ORME, 1990

Daniel Orme recruta 69 élèves de 6^{ème} et de 5^{ème} et leur fit passer le Rorschach en Système Intégré, et les subtests cubes, assemblage d'objets et labyrinthes du WISC-R dans cet ordre. Il sélectionna deux groupes de 15 introversifs et 15 extratensifs. En plus des notes aux échelles de Wechsler, Orme compta les erreurs commises dans les labyrinthes (entrées dans les culs de sac), et le nombre d'actions réalisées lors des cubes et de l'assemblage d'objet. Il n'y avait pas de différence entre les deux groupes en ce qui concerne l'assemblage d'objet et les labyrinthes, mais les extratensifs réalisèrent significativement plus d'actions que les introversifs au subtest cubes.

3.1.3) CRITIQUES ET OBJECTIFS

Les recherches sur le Type de Résonance Intime sont intéressantes dans leur aspect empirique. Néanmoins ces études mettent en œuvre un même paradigme qui présente des problèmes méthodologiques. En effet, Le TRI est utilisé comme variable indépendante, un certain nombre de mesures sont réalisées sur un dispositif-problème (VD) et les tendances centrales des groupes sont comparées par le biais de test de comparaison de moyenne (test t, ANOVA) ou de test de médiane (Chi²).

Cette méthode revient à inférer les stratégies de résolution de problème avec l'hypothèse implicite que le TRI les mesure effectivement : on définit les stratégies sur la base des résultats de l'étude. Or, il est clair que si on pense que le Rorschach mesure les stratégies de résolution de problème, il faut les évaluer indépendamment du Rorschach. Si on dispose d'un dispositif qui le permet, il est alors bien plus simple de se demander dans quelle mesure le Rorschach permet d'identifier ces stratégies. Cette méthode présente l'avantage de ne pas postuler a priori de lien entre le TRI et les stratégies de résolution de problème et de prendre en compte d'autres composantes du Rorschach. Les résultats seront en accord ou non avec le modèle du TRI. Ce sont les résultats et non la méthode qui constituent la démonstration. En accord avec ces principes nous allons donc tester l'hypothèse selon laquelle le Rorschach permet d'identifier des stratégies de résolution de problème.

3.2) METHODES

Population

L'échantillon a été recueilli dans le cadre de cette thèse. 100 étudiants de psychologie inscrits en première année à l'Université Paris Ouest Nanterre participants à l'Unité d'Enseignement Expérimentations ont été recrutés mais 69 seulement se sont effectivement

présentés à l'étude. Les étudiants devaient s'inscrire à 20 études menées par les différents laboratoires de recherche de l'UFR de Sciences Psychologiques et Sciences de l'Education, et la note qu'ils recevaient dépendait du nombre d'expérimentations auxquelles ils avaient participé.

Stratégies de résolution de problème :

Nous avons eu recours au logiciel Samuel (version informatisée des cubes de Kohs) dont l'objectif est précisément d'évaluer des stratégies de résolution de problème (Rozencwajg, 1991; Rozencwajg & Corroyer, 2002; Rozencwajg & Huteau, 1996). Principalement, Samuel analyse l'ordre de placement des cubes lors de la reproduction de la figure présentée au participant. Si celui-ci place les cubes en ligne et en colonne (c'est-à-dire selon un modèle interne), on considère qu'il emploie une méthode Analytique ; s'il place les cubes selon les gestalten de la figure (selon un modèle externe), il utilise une méthode Synthétique et s'il n'y a pas d'ordre de placement apparent, on considère qu'il procède par tâtonnement selon une méthode Globale.

Nous avons proposé une révision de ce test et il se trouve que les placements en ligne et colonne ou selon les gestalten ne sont pas mutuellement exclusifs, mais qu'ils constituent deux dimensions indépendantes de Samuel. Ainsi nous avons pu définir trois stratégies révisées : Analyse pure (placement en ligne et colonne), Synthétique Ordonnée (placement en ligne et colonne **et** selon les gestalten) et Intuitive qui regroupe les méthodes Synthétique Pure (placement selon les gestalten) et par Tâtonnement (sans ordre de placement apparent).

Procédure :

Les participants devaient passer le Rorschach et Samuel lors d'une seule séance de 2 heures. L'ordre des tests était contrebalancé et tiré au hasard. Tous les protocoles ont été administrés selon les procédures du Système Intégré par Patrick Fontan et cotés par le

Professeur Anne Andronikof. 25 protocoles ont été double cotés par Patrick Fontan. Les coefficients Kappa de fiabilité interjuge (Meyer, 1999) pour ces protocoles sont globalement excellents (tableau 26). Ils sont un peu moins bon pour les Qualités Formelles (K=0.74, good) et les cotations spéciales cognitives (K=0.48, fair).

Tableau 26 : Coefficient Kappa de fiabilité interjuge pour l'échantillon Rorschach*Samuel

| N=25 | Kappa | interpretation. |
|--------------------------------|-------|-----------------|
| Localisations | 0,97 | excellent |
| Qualité du Développement | 0,89 | excellent |
| Déterminants | 0,87 | excellent |
| Qualités Formelles | 0,74 | good |
| Paires | 0,94 | excellent |
| Contenus | 0,89 | excellent |
| Banalités | 0,98 | excellent |
| Score Z | 0,88 | Excellent |
| Cotations Spéciales Cognitives | 0,48 | Fair |
| Autres Cotations Spéciales | 0,85 | Excellent |
| Toutes les Cotations Spéciales | 0,75 | Excellent |

Analyse

Nous avons réalisé une Analyse Discriminante Pas à Pas où les Composantes du Rorschach doivent prédire les stratégies de résolution de problème mise en œuvre dans le logiciel Samuel telles que nous les avons redéfinies. L'inclusion des Composantes du Rorschach dans la fonction discriminante se fait au seuil $p=0,05$ et l'exclusion au seuil $p=0,10$. Avant de présenter les résultats de cette analyse, nous présentons tout de même la table de correspondance entre les stratégies définies initialement dans Samuel et le TRI du Système Intégré.

Hypothèse opérationnelle :

D'un point de vue opérationnel, on s'attend à trouver deux fonctions discriminantes. La première serait principalement corrélée à la Composante Kinesthésique et la seconde serait

corrélée aux composantes en rapport avec la couleur à savoir les Composantes Couleur Pure, Explosive et Dominance Formelle. Concernant les stratégies de résolution de problème, on s'attend à ce que les participants qui mettent en œuvre une stratégie Analytique Pure aient des scores élevés sur la première fonction discriminante et à ce que ceux qui utilisent des stratégies de Synthèse Ordonnée aient des scores élevés sur la seconde fonction discriminante. Les participants qui ont recours à une stratégie Intuitive devraient avoir des scores nul ou négatif sur les deux composantes. Force est de constater que cette hypothèse est beaucoup plus complexe qu'elle ne peut le sembler à première vue.

L'illustration 27 est une représentation graphique de cette hypothèse. Les cercles colorés figurent le placement attendu des participants et les étoiles représentent les corrélations attendues entre les Composantes du Rorschach et les fonctions discriminantes.

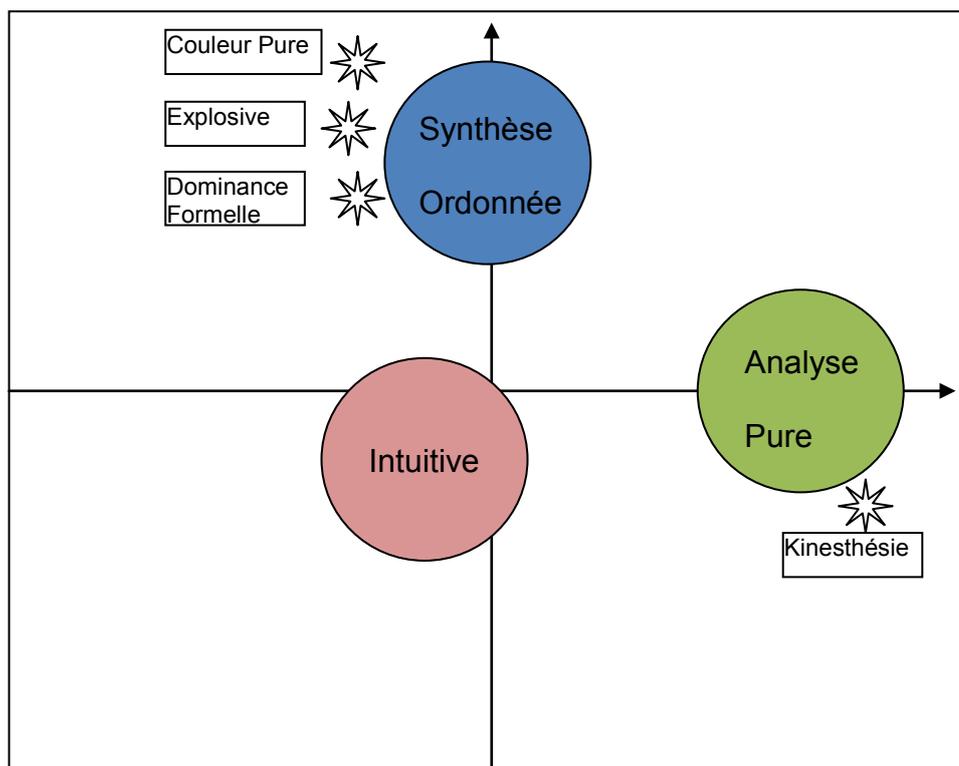


Illustration 27 : représentation graphique de l'hypothèse

3.3) RESULTATS

Il y a une correspondance très faible entre les stratégies telles que définies initialement dans le logiciel Samuel et le TRI du Système Intégré (tableau 27) : seules 23% des observations correspondent au modèle attendu.

Tableau 27 : Table de Contingence entre le Type de Résonance intime du Système Intégré et les stratégies de Samuel*

| | | Stratégies de Samuel | | | Total général |
|--------------------------------------|-------------|----------------------|-----------|-------------|---------------|
| | | analytique | globale | synthétique | |
| Type de Résonance Intime (effectifs) | Introversif | 1 | 10 | 5 | 16 |
| | Ambiequal | 6 | 15 | 6 | 27 |
| | Extratensif | 5 | 3 | 0 | 8 |
| Total général | | 17 | 38 | 14 | 69 |

(*les correspondances attendues sont colorées en orange, 23% des observations correspondent au modèle attendu)

Concernant l'Analyse Discriminante, le modèle attendu ne correspond que partiellement à l'hypothèse. Effectivement, la Composante Kinesthésique est bien corrélée à la première fonction discriminante, mais on ne retrouve qu'une des trois composantes liées à la couleur sur la seconde fonction discriminante (la Composante Explosive). On trouve tout de même un rapport inverse entre les couleurs et la kinesthésie pour la première fonction discriminante (illustration 28 et tableau 29). De plus, le modèle inclut la Composante Reflet, ce qui est inattendu. Ce modèle parvient à classer correctement environ 64% des participants : on se trompe plus d'une fois sur trois quand on cherche à prédire les stratégies de résolution de problème à partir des résultats du Rorschach dans notre échantillon (tableau 28). Autrement dit, le modèle correspond partiellement à l'hypothèse et il ne discrimine pas très bien les participants.

Les résultats les plus surprenants concernent l'identification des stratégies de résolution de problème. Selon l'hypothèse, on s'attendait à ce que les participants qui présentent des scores élevés sur la Composante Kinesthésie mettent en œuvre une stratégie Analytique, or ils utilisent plutôt une stratégie Intuitive. De même, on s'attendait à ce que les participants qui ont des scores élevés sur les composantes liées aux couleurs (Couleur Pure, Explosive et Dominance Formelle) utilisent plutôt une stratégie Synthétique Ordonnée. Or quand la Composante Explosive prédomine les participants utilisent plus souvent une stratégie Analytique Pure. Il était également attendu que les participants qui présentent des scores faibles sur les deux fonctions discriminantes mettent en œuvre une stratégie Intuitive, mais en réalité ils ont plutôt recours à une stratégie Synthétique Ordonnée. Il est donc relativement clair les Composantes du Rorschach ne permettent pas d'identifier de manière satisfaisante les stratégies que nous avons définies pour Samuel et qu'en outre les tendances observées ne correspondent absolument pas aux attentes théoriques.

Tableau 28 : Analyse Discriminante (Facteurs Rorschach -> stratégies révisées de Samuel)
Résultats du classement^a

| Stratégies Révisées de Samuel | | Classe(s) d'affectation prévue(s) | | | Total |
|-------------------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|-----------|-------|
| | | Analyse pure | Synthétique Ordonnée | Intuitive | |
| Echantillon Original | Analyse pure | 9 | 6 | 5 | 20 |
| | Synthétique Ordonnée | 0 | 9 | 2 | 11 |
| | Intuitive | 6 | 6 | 26 | 38 |

a. 63,8% des observations originales classées correctement.

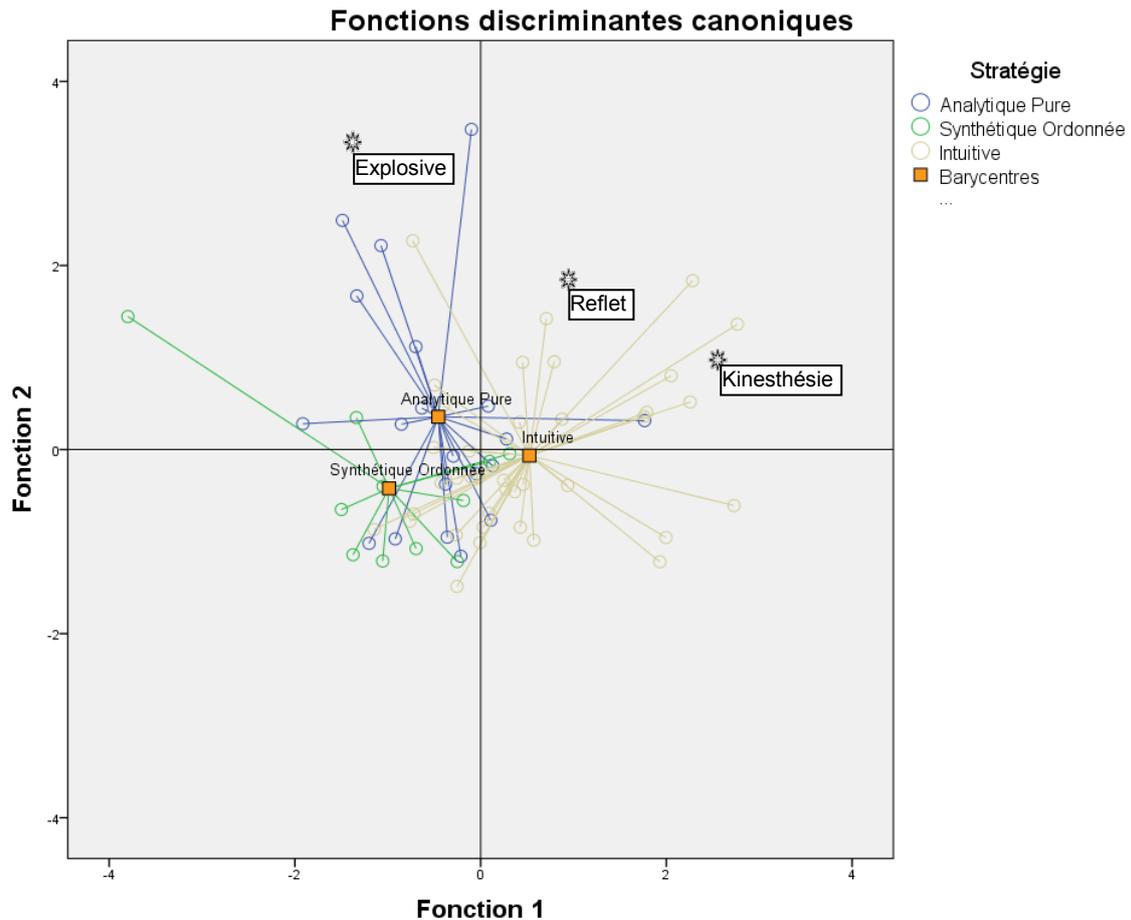


Illustration 28 : Analyse Discriminante (Composantes Rorschach -> stratégies révisées de Samuel)
Représentation graphique (les étoiles figurent les corrélations entre les Composantes du Rorschach et les fonctions discriminantes redimensionnées à l'échelle du diagramme).

Tableau 29 : Matrice de structure des fonctions discriminantes

| | Fonction | |
|-------------|----------|------|
| | 1 | 2 |
| Kin.Comp | ,684 | ,259 |
| Expl.Comp | -,337 | ,880 |
| Reflec.Comp | ,267 | ,488 |

3.4) DISCUSSION

Les résultats de cette étude sont avant tout un constat d'échec. Nous nous attendions à trouver une relation forte, quasiment une équivalence entre stratégies de résolution de problème et le Type de Résonance Intime. Nos résultats sont en contradiction avec cette hypothèse. De plus, bien que nous ayons résolu un certain nombre de problèmes que pose cette question (méthodologique : définition des stratégies indépendante de l'étude, opératoire : révision des stratégies dans Samuel et identification des dimensions du Rorschach) ; il apparaît que les Composantes du Rorschach prédisent assez mal les stratégies de résolution de problème révisées mises en œuvre dans Samuel (cubes de Kohs), tout du moins dans notre échantillon : il n'y a pas de rapport clair et direct entre Rorschach et stratégies de résolution de problème. De plus, mêmes les tendances observées ne correspondent pas au modèle théorique du TRI comme mesure des stratégies de résolution de problème (les introversifs se montrent intuitifs alors que les extratensifs seraient plutôt analytiques). La limite principale de ces résultats est la faible représentativité de l'échantillon, notamment en ce qui concerne les extratensifs (N=8).

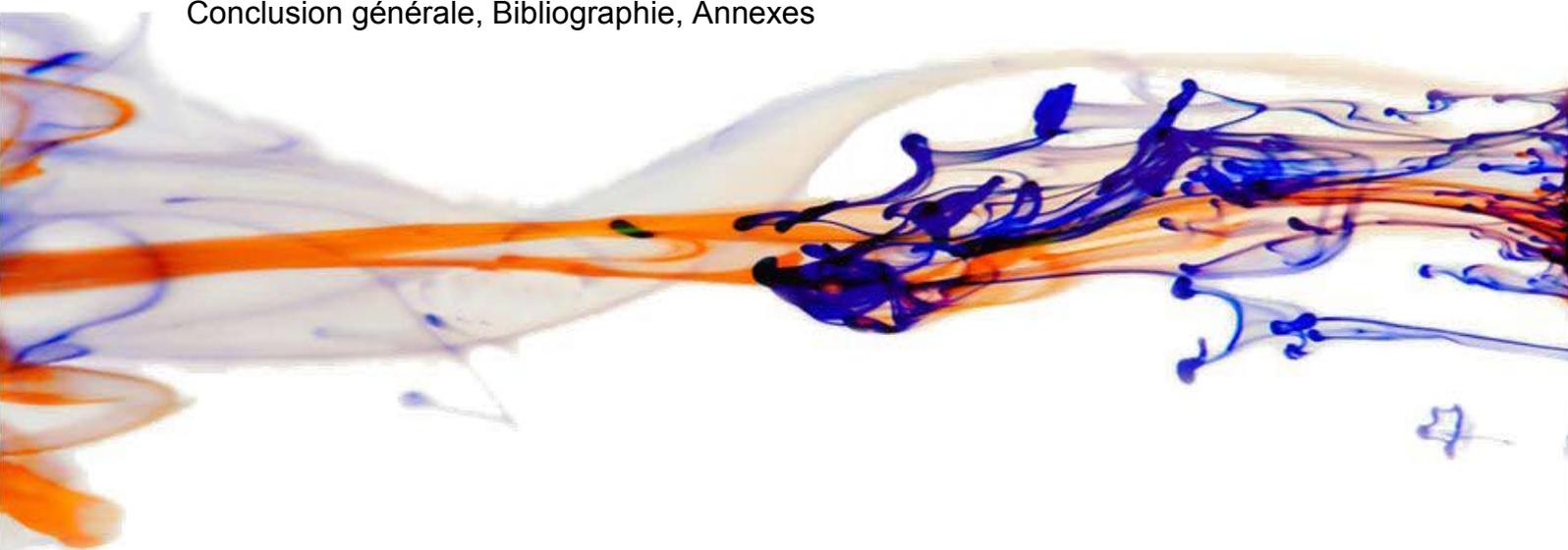
On peut bien évidemment critiquer la méthode, le choix des outils, la qualité de l'échantillon, les analyses réalisées et l'interprétation des résultats que nous faisons. Néanmoins, dans le Système Intégré, l'interprétation du TRI en termes de stratégies de résolution de problème est sans équivoque ni exceptions et, de ce point de vue, notre étude montre que ce point doit être questionné.

Dans l'ensemble, l'étude que nous avons menée sur les dimensions du Rorschach montre que le TRI n'est pas un indice valide d'un point de vue psychométrique puisqu'une de ces composantes (la somme pondérée des couleurs W_{sumC}) ne peut pas être considérée comme une dimension unique (les variables FC, CF et C pure appartiennent à trois

dimensions indépendantes). De plus les résultats de la présente étude – en dépit de leur faiblesse statistique – semblent indiquer assez clairement que cet indice n’a pas une forte validité empirique. Il est à noter que la seule étude indépendante menée sur la question a apporté des résultats plutôt négatifs (Orme, 1990). A minima, ces résultats indiquent que le lien entre TRI et stratégie de résolution de problème n’est pas fort ou systématique. Il semble donc qu’il faille remettre en cause cet aspect du Rorschach en Système Intégré qui en est pourtant l’un des éléments clés (Andronikof, 2002). Si cette conclusion est valable, cela impliquerait de revoir en profondeur la conceptualisation, la construction et l’interprétation du Rorschach en général et du Système Intégré en particulier.

CONCLUSIONS

Conclusion générale, Bibliographie, Annexes



CONCLUSION GENERALE

Il existe actuellement deux méthodes principales d'interprétation du test de Rorschach : le Système Intégré et le Rorschach Performance Assessment System (R-PAS). Le Système Intégré présente certains points-fort : focalisation sur des indicateurs de validité externe (tests de critères), système d'interprétation riche, standardisé et prenant en compte le profil des personnes (approche typologique), prise en compte également de l'état dans lequel se trouve une personne au moment du test (état stable ou état de crise), combinaison d'éléments relevant de la personnalité et d'indicateurs plus directement reliés à la psychopathologie. Ces points-fort permettent de décrire le fonctionnement psychologique d'une personne de manière très fine et détaillée. En revanche, ce système a été bâti sur des approches cliniques et empiriques et il présente des problèmes psychométriques importants qui diminuent de manière substantielle l'intérêt et l'utilité du Rorschach dans la pratique et dans la recherche.

Le second système d'interprétation (R-PAS) est plus récent et vise à résoudre les difficultés psychométriques du Rorschach. Fondamentalement, la construction du R-PAS consiste à rejeter le système d'interprétation du Rorschach en Système Intégré (qui est pourtant sa plus grande valeur ajoutée), simplifier l'administration et la cotation, conserver un maximum d'indices selon une approche fondée sur la preuve, constituer un échantillon de référence international et ajuster les résultats des personnes qui passent le test en fonction de leur productivité (c'est-à-dire du nombre de réponses qu'ils donnent). En dépit d'intentions honorables, ce système présente des défauts de construction majeurs : (a) chaque variable est interprétée comme une dimension alors qu'une dimension unique (la Complexité) permet de décrire toutes les variables et (2) les échantillons normatifs nationaux sont traités comme des individus pour construire un échantillon de référence international. Malgré ces limites, les

auteurs du R-PAS ont le mérite d'avoir remis sur le devant de la scène des problématiques qui étaient occultées dans le Système Intégré.

Dans l'ensemble, nos résultats montrent que certains principes fondamentaux de construction de ces deux systèmes d'interprétations sont à remettre en cause. En effet, nous avons cherché à reprendre ces questions à la base et à considérer les résultats du Rorschach comme ceux de n'importe quel autre test psychologique. Nous nous sommes focalisés sur les données primaires, c'est-à-dire les variables directement issues de la cotation et nous avons tâché de mettre en œuvre des analyses qui permettent de traiter ces données de manière satisfaisante sur le plan psychométrique (on peut parler de remise à plat). Ainsi, nous avons pu dégager les dimensions du test (le modèle de Composantes du Rorschach) ce qui permet de mieux comprendre ce que ce test mesure effectivement.

Nos résultats montrent que le système d'interprétation du R-PAS est caduque (on ne saurait réduire le Rorschach à une dimension unique) et que le Type de Résonance Intime – qui est un élément clé du Système Intégré – n'est pas valide sur le plan psychométrique. De plus, nous avons étudié cet indice de manière empirique et nous apportons des résultats négatifs (le Type de Résonance Intime n'est pas un indicateur fiable des stratégies de résolution de problème). Ainsi, nos résultats remettent en cause certains principes fondamentaux des deux grands systèmes d'interprétation du Rorschach.

Par ailleurs, nous apportons également des résultats tranchés concernant la question normative. Dans le Système Intégré, cet aspect est au second plan dans la mesure où l'interprétation est principalement fondée sur des tests de critères. Néanmoins une dimension normative existe nécessairement dans le Système Intégré, et de ce point de vue il n'y a pas d'autre alternative que d'avoir recours à l'échantillon de référence américain. Les auteurs du

R-PAS, pour leur part, considèrent que la culture n'a pas d'impact sur le Rorschach et donc qu'on peut utiliser un échantillon de référence international de manière universelle.

Nous avons étudié cette question empiriquement et il apparaît sans la moindre ambiguïté que des différences culturelles s'expriment au Rorschach et qu'elles peuvent même être considérables. Autrement dit, on ne saurait se passer de valeurs de références nationales pour interpréter correctement le Rorschach dans différents pays. Le recours systématique aux normes du Système Intégré ou à celles du R-PAS ne permet pas de décrire fidèlement la déviation d'un individu par rapport à sa population.

La synthèse de ces différents résultats suggère clairement qu'il est nécessaire de construire un nouveau système d'interprétation du Rorschach. Le modèle des Composantes du Rorschach ainsi que le modèle hiérarchique des échantillons normatifs (score absolu / score relatif) ne constituent que les premières pierres d'un tel système. Tout d'abord, il est nécessaire de décrire un modèle dimensionnel du Rorschach sur un nombre beaucoup plus important de pays. De plus, il apparaît assez clairement que certaines dimensions du Rorschach ont été négligées du point de vue de la recherche et que des études empiriques sont donc nécessaires dans ce domaine. Les Composantes du Rorschach font également apparaître certaines difficultés concernant les règles de cotation qu'il conviendrait de régler. Enfin, et c'est là une question beaucoup plus délicate, il faudrait prendre en compte des données cliniques pour rendre les Composantes du Rorschach effectives et utiles sur le plan de la pratique. L'ensemble de ces points constituent des perspectives de recherches stimulantes sur le plan de la recherche et importantes sur le plan de la pratique clinique.

BIBLIOGRAPHIE

- Acklin, M. W., & McDowell, C. J. (1995). Statistical power in Rorschach research. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research*. (pp. 181-193). Hillsdale, NJ, England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Acklin, M. W., McDowell, C. J., & Orndoff, S. (1992). Statistical Power and the Rorschach: 1975-1991. *Journal of Personality Assessment*, 59(2), 366.
- Adcock, C. J. (1951). A factorial approach to Rorschach interpretation. *Journal of General Psychology*, 44, 261-272.
- Allen, J., & Dana, R. H. (2004). Methodological Issues in Cross-Cultural and Multicultural Rorschach Research. *Journal of Personality Assessment*, 82(2), 189-206.
- Anderson, T., & Dixon Jr, W. E. (1993). The Factor Structure of the Rorschach for Adolescent Inpatients. *Journal of Personality Assessment*, 60(2), 319-332.
- Andronikof-Sanglade, A. (1993). L'abstraction au Rorschach comme mécanisme d'anti-symbolisation: réflexion autour du protocole d'une adolescente suicidaire. *Bulletin de la Société du Rorschach et des Méthodes Projectives de Langue Française*, 37, 71-91.
- Andronikof-Sanglade, A. (2000). Use of the Rorschach Comprehensive System in Europe: State of the art. In R. H. Dana (Ed.), *Handbook of cross-cultural and multicultural personality assessment*. (pp. 329-344). Mahwah, NJ US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Andronikof, A. (2002). *Le Type de Résonance Intime : pierre angulaire de l'édifice Rorschach*. Paper presented at the XVIIe congrès international du Rorschach et des Méthodes projectives, 9-14 sept. 2002, Rome.
- Andronikof, A. (2005). Science and soul: Use and misuse of computerized interpretation. *Rorschachiana*, 27(1), 1-3.
- Archer, R. P., Maruish, M., Imhof, E. A., & Piotrowski, C. (1991). Psychological test usage with adolescent clients: 1990 survey findings. *Professional Psychology: Research and Practice*, 22(3), 247-252. doi: 10.1037/0735-7028.22.3.247
- Aristote. (1969). *Organon: I - Catégories ; II - De L'interprétation (trad. Tricot, J.)*: J. Vrin.
- Beck, S. J. (1937). *Introduction to the Rorschach Method: A Manual of Personality Study*: American Orthopsychiatric Association.
- Beck, S. J., Rabin, A. I., Thiesen, W. G., Molish, H., & Thetford, W. N. (1950). The normal personality as projected in the Rorschach Test. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 30, 241-298.
- Benton, A. L. (1945). Rorschach performances of suspected malingerers. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 40(1), 94-96.
- Binet, A., & Simon, T. (1911). *La mesure du développement de l'intelligence chez les jeunes enfants*: F. Alcan.
- Blatt, S. J., & Berman Jr, W. H. (1984). A Methodology for the Use of the Rorschach in Clinical Research. *Journal of Personality Assessment*, 48(3), 226.

- Bombel, G., Mihura, J. L., & Meyer, G. J. (2009). An Examination of the Construct Validity of the Rorschach Mutuality of Autonomy (MOA) Scale (English). *Journal of Personality Assessment, 91*(3), 227-237.
- Bornstein, R. F. (1996). Construct validity of the Rorschach Oral Dependency Scale: 1967–1995. *Psychological Assessment, 8*(2), 200-205. doi: 10.1037/1040-3590.8.2.200
- Bornstein, R. F. (2001). Clinical utility of the Rorschach Inkblot method : Reframing the debate : More data on the current Rorschach controversy. *Journal of Personality Assessment, 77*(1), 39-47.
- Bréchon, P. (2003). Confiance à autrui et sociabilité: analyse européenne comparative. *Revue internationale de politique comparée, 10*(3), 397-414.
- Broad, C. D. (1925). *The Mind and Its Place in Nature*: Routledge.
- Buja, A., & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research, 27*(4), 509-540. doi: 10.1207/s15327906mbr2704_2
- Camp, B. H. (1932). The converse of Spearman's two-factor theorem. *Biometrika, 24*, 418-427.
- Camp, B. H. (1934). Spearman's general factor again. *Biometrika, 26*, 260-261.
- Cattell, R. B. (1948). Primary personality factors in the realm of objective tests. *Journal of Personality, 16*(4), 459-487. doi: 10.1111/1467-6494.ep11573176
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*(2), 245-276.
- Chen, M., Gong, Y., Li, S., & Jie, Y. (1997). The cross-cultural comparison of the results of Rorschach test between American and Chinese adults. *Chinese Mental Health Journal, 11*(4), 209-212.
- Claparède, E. (1905). *Psychologie de l'enfant et pédagogie expérimentale*: H. Kündig.
- Coan, R. (1956). A factor analysis of Rorschach determinants. *Journal Of Projective Techniques, 20*, 280-287.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Psychological Bulletin, 112*(1), 155-159.
- Costello, R. M. (1998). Psychometric definition of Rorschach determinant component structure. *European Journal of Psychological Assessment, 14*(2), 116-123. doi: 10.1027/1015-5759.14.2.116
- Courtney, M. G. R. (2013). Determining the Number of Factors to Retain in EFA: Using the SPSS R-Menu v2.0 to Make More Judicious Estimations. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 18*(8).
- Cronbach, L. J. (1949a). 'Pattern tabulation': a statistical method for analysis of limited patterns of scores, with particular reference to the Rorschach test. *Educational and Psychological Measurement, 9*, 149-171.
- Cronbach, L. J. (1949b). Statistical methods applied to Rorschach scores: a review. *Psychological Bulletin, 46*(5), 393-429.
- Cronbach, L. J. (1960). *Essentials of Psychological Testing*.

- Dean, K. L., Viglione, D. J., Perry, W., & Meyer, G. J. (2007). A Method to Optimize the Response Range While Maintaining Rorschach Comprehensive System Validity. *Journal of Personality Assessment, 89*(2), 149-161. doi: 10.1080/00223890701468543
- del Pilar, G. E. H. (2005). Extraversion in differential psychology and experience balance in the Rorschach. *Rorschachiana, 27*(1), 51-62. doi: 10.1027/1192-5604.27.1.51
- Doenges, D. I., & Scheller, R. (1976). Scaling Rorschach responses with the one-dimensional Rasch model. *Psychologische Beitrage, 18*(3), 390-409.
- Dray, S. (2008). On the number of principal components: A test of dimensionality based on measurements of similarity between matrices. *Computational Statistics & Data Analysis, 52*(4), 2228-2237. doi: 10.1016/j.csda.2007.07.015
- Due, F. O., Wright, M. E., & Wright, B. A. (1945). The Multiple Choice Rorschach Test in Military Psychiatric Differentiation: The Use of Statistical Criteria *Large scale Rorschach techniques: A manual for the group Rorschach and Multiple Choice Test.* (pp. 195-204). Springfield, IL, US: Charles C Thomas Publisher.
- Dziuban, C. D., & Shirkey, E. C. (1974). When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin, 81*(6), 358-361. doi: 10.1037/h0036316
- Easton, K. A. Y., & Feigenbaum, K. (1967). An examination of an experimental set to fake the Rorschach test. *Perceptual and Motor Skills, 24*(3, PT. 1), 871-874.
- Edgington, E. (1995). *Randomization Tests, Fourth Edition*: Taylor & Francis.
- Einstein, A. (1905). Zur Elektrodynamik bewegter Körper (On the electrodynamics of moving bodies). *Annalen der Physik, 17*(891), 50.
- Ewert, L. D., & Wiggins, N. (1973). Dimensions of the Rorschach: A matter of preference. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 40*(3), 394-403. doi: 10.1037/h0034545
- Exner, J. E., Jr. (1992). R in Rorschach Research: A Ghost Revisited. *Journal of Personality Assessment, 58*(2), 245-251.
- Exner, J. E., Jr. (2000). *A Primer for Rorschach Interpretation*. Ashville: Rorschach Workshops.
- Exner, J. E., Jr. (2001). *A Rorschach Workbook for the Comprehensive System, 5th Ed.* Ashville: Rorschach Workshops.
- Exner, J. E., Jr. (2003). *The Rorschach: A comprehensive system (4th ed.)*. Hoboken, NJ US: John Wiley & Sons Inc.
- Exner, J. E., Jr. (2004). *Manuel de cotation du Rorschach pour le système intégré*. Paris: Frison-Roche.
- Exner, J. E., Jr. (2005). Comment on 'Science and soul.'. *Rorschachiana, 27*(1), 3-3. doi: 10.1027/1192-5604.27.1.3
- Exner, J. E., Jr., Kinder, B. N., & Curtiss, G. (1995). Reviewing basic design features. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research.* (pp. 145-158). Hillsdale, NJ, England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Exner, J. E., Jr., & Sendin, C. (1997). Some issues in Rorschach research. *European Journal of Psychological Assessment, 13*(3), 155-163. doi: 10.1027/1015-5759.13.3.155

- Exner, J. E., Jr., Viglione, D. J., & Gillespie, R. (1984). Relationships Between Rorschach Variables as Relevant to the Interpretation of Structural Data. *Journal of Personality Assessment*, *48*(1), 65.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, *4*(3), 272-299. doi: 10.1037/1082-989x.4.3.272
- Fava, J. L., & Velicer, W. F. (1992). The Effects of Overextraction on Factor and Component Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, *27*(3), 387-415. doi: 10.1207/s15327906mbr2703_5
- Fava, J. L., & Velicer, W. F. (1996). The effects of underextraction in factor and component analyses. *Educational and Psychological Measurement*, *56*(6), 907-929.
- Field, A. P. (2000). *Discovering Statistics Using SPSS for Windows: Advanced Techniques for the Beginner*: Sage Publications.
- Fiske, D. W., & Baughman, E. E. (1953). Relationships between Rorschach scoring categories and the total number of responses. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, *48*(1), 25-32.
- Fleiss, J. L., Levin, B., & Paik, M. C. (2013). *Statistical Methods for Rates and Proportions*: Wiley.
- Fontan, P., Andronikof, A., Nicodemo, D., Al Nyssani, L., Guilheri, J., Hansen, K. G., . . . Nakamura, N. (2013). CHESSSS: A free software solution to score and compute the Rorschach Comprehensive System and Supplementary Scales. *Rorschachiana*, *34*(1), 56-82. doi: 10.1027/1192-5604/a000040
- Franchi, V., & Andronikof-Sanglade, A. (1999). Methodological and epistemological issues raised by the use of the Rorschach Comprehensive System in cross-cultural research. *Rorschachiana*, *23*(1), 118-134. doi: 10.1027/1192-5604.23.1.118
- Gacano, C. B., & Meloy, J. R. (1994). The aggression response. In C. B. Gacano & J. R. Meloy (Eds.), *The Rorschach assessment of aggressive and psychopathic personalities* (pp. 259-278). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Gacono, C. B., Loving, J. L. J. R., & Bodholdt, R. H. (2001). The Rorschach and psychopathy : Toward a more accurate understanding of the research findings : More data on the current Rorschach controversy (English). *Journal of Personality Assessment*, *77*(1), 16-38.
- Ganellen, R. J. (2001). Weighing evidence for the Rorschach's validity : A response to Wood et al. (1999) : More data on the current Rorschach controversy (English). *Journal of Personality Assessment*, *77*(1), 1-15.
- Ganellen, R. J. (2002). Calming the storm: Contemporary use of the Rorschach. *PsycCRITIQUES*, *47*(3), 325-327. doi: 10.1037/001141
- Garb, H. N., & Florio, C. M. (1999). The Rorschach controversy: Reply to Parker, Hunsley, and Hanson. *Psychological Science (Wiley-Blackwell)*, *10*(3), 293.
- Garb, H. N., Wood, J. M., Lilienfeld, S. O., & Nezworski, M. T. (2005). Roots of the Rorschach controversy. *Clinical Psychology Review*, *25*(1), 97-118.
- Garb, H. N., Wood, J. M., Nezworski, M. T., Grove, W. M., & Stejskal, W. J. (2001). Toward a resolution of the Rorschach controversy. *Psychological Assessment*, *13*(4), 433-448. doi: 10.1037/1040-3590.13.4.433

- Gaskin, C. J., & Happell, B. (2014). On exploratory factor analysis: A review of recent evidence, an assessment of current practice, and recommendations for future use. *International Journal of Nursing Studies*, 51(3), 511-521. doi: 10.1016/j.ijnurstu.2013.10.005
- Gauss, C. F. (1809). *Theoria motvs corporvm coelestivm in sectionibvs conicis solem ambientivm*. Göttingen: Perthes et Besser.
- Geertsma, R. H. (1962). Factor analysis of Rorschach scoring categories for a population of normal subjects. *Journal of Consulting Psychology*, 26(1), 20-25. doi: 10.1037/h0040563
- George, L., & Kumar, R. (2008). Diagnostic efficiency of new Rorschach Depression Index (DEPI). *Journal of Projective Psychology & Mental Health*, 15(2), 118-127.
- Glickstein, M. (1959). A note on Wittenborn's factor analysis of Rorschach scoring categories. *Journal of Consulting Psychology*, 23(1), 69-75. doi: 10.1037/h0044015
- Good, P. (1994). *Permutation tests: A practical guide to resampling methods for testing hypotheses*. New York: Springer.
- Gorsuch, R. L. (1980). Factor Score Reliabilities and Domain Validities. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 895-897.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis*. Hillsdale, NJ:: Erlbaum Associates.
- Green, S. B., Levy, R., Thompson, M. S., Lu, M., & Lo, W.-J. (2012). A Proposed Solution to the Problem with Using Completely Random Data to Assess the Number of Factors with Parallel Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 72(3), 357-374.
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika*, 19, 149-161.
- Hair, J. F., Black, W. C., & Babin, B. J. (2010). *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*: Pearson Education, Limited.
- Harrower-Erickson, M. R., & Steiner, M. E. (1945). *Large scale Rorschach techniques: A manual for the group Rorschach and Multiple Choice Test*. Springfield, IL, US: Charles C Thomas Publisher.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: A Tutorial on Parallel Analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. doi: 10.1177/1094428104263675
- Heermann, E. F. (1964). The Geometry of Factorial Indeterminacy. *Psychometrika*, 29, 371-381.
- Hertz, M. R. (1936). *Frequency Tables to be Used in Scoring the Rorschach Ink-blot Test*. Cleveland: Brush Foundation, Western Reserve University.
- Hesterberg, T., Moore, D. S., Monaghan, S., Clipson, A., & Epstein, R. (2005). *Bootstrap Methods and Permutation Tests*. New York: W.H.Freeman.
- Hibbard, S., & Livingston, J. D. (1997). A tutorial in Rorschach research. *PsycCRITIQUES*, 42(3), 264-264. doi: 10.1037/000546
- Hilsenroth, M. J., & Handler, L. (1995). A Survey of Graduate Students' Experiences, Interests, and Attitudes About Learning the Rorschach. *Journal of Personality Assessment*, 64(2), 243.

- Hojnoski, R. L., Morrison, R., Brown, M., & Matthews, W. J. (2006). Projective Test Use among School Psychologists: A Survey and Critique. *Journal of Psychoeducational Assessment, 24*(2), 145-159.
- Holaday, M., & Blakeney, P. (1994). A comparison of psychologic functioning in children and adolescents with severe burns on the rorschach and the child behavior checklist. *The Journal of burn care & rehabilitation, 15*(5), 412-415.
- Holaday, M., Moak, J., & Shipley, M. A. (2001). Rorschach Protocols From Children and Adolescents With Asperger's Disorder. *Journal of Personality Assessment, 76*(3), 482-495.
- Holtzman, W. H. (1958). *Holtzman Inkblot Technique*. San Antonio, TX US: Psychological Corporation.
- Holtzman, W. H., Thorpe, J. S., Swartz, J. D., & Herron, E. W. (1961). *Inkblot perception and personality: Holtzman Inkblot Technique*. Oxford England: Univer. Texas Press.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185. doi: 10.1007/bf02289447
- Horn, J. L. (1969). On the internal consistency reliability of factors. *Multivariate Behavioral Research, 4*(1), 115-125.
- Hsü, E. H. (1947). The Rorschach responses and factor analysis. *Journal of General Psychology, 37*, 129-138.
- Huo, M., Heyvaert, M., Van den Noortgate, W., & Onghena, P. (2014). Permutation tests in the educational and behavioral sciences: A systematic review. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences, 10*(2), 43-59. doi: 10.1027/1614-2241/a000067
- Janet, P., & Nicolas, S. (1889). *L'automatisme psychologique: essai de psychologie expérimentale sur les formes inférieures de l'activité humaine (1889)*: Harmattan.
- Jelaska, I., Mandić-Jelaska, P., & Lovrić, F. (2012). Experimental comparison of Guttman Kaiser, Plum Brandy, scree and Parallel Analysis - Monte Carlo criterions in Exploratory Factor Analysis via selected kinesiological research. *Acta Kinesiologica, 6*(2), 80-84.
- Jensen, M. B., & Rotter, J. B. (1945). The validity of the Multiple Choice Rorschach Test in officer candidate selection. *Psychological Bulletin, 42*(3), 182-185. doi: 10.1037/h0058540
- Jung, C. G. (1910). The Association Method. *The American Journal of Psychology, 21*(2), 219-269. doi: 10.2307/1413002
- Jung, C. G. (1950). *Types Psychologiques*: Librairie de l'Université.
- Kaiser, H. F. (1958). The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika, 23*(3), 187-200.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 20*, 141-151. doi: 10.1177/001316446002000116
- Kaiser, H. F. (1974). *An Index of Factorial Simplicity*: Psychometrika.
- Kinder, B. N. (1992). The Problems of R in Clinical Settings and in Research: Suggestions for the Future. *Journal of Personality Assessment, 58*(2), 252.

- Klopfer, B., Davidson, H. H., & Kelley, D. M. G. (1942). *The Rorschach Technique. A Manual for a Projective Method of Personality Diagnosis*. New York: Yonkers-on-Hudson.
- Knight, J. L. (2000). *Toward Reflective Judgment in Exploratory Factor Analysis Decisions: Determining the Extraction Method and Number of Factors To Retain*. Paper presented at the Annual Meeting of the Mid-S.
- Köhler, W. (1929). *Gestalt Psychology*. New York: Liveright Publishing Corporation.
- Langmuir, C. R. (1958). *Varieties of decision making behavior: A report of experiences with the Logical Analysis Device*. Washington D.C.: American Psychological Association.
- Laplace, P. S. (1812). *Theorie analytique des probabilites*: Nabu.
- Laughlin, R. B. (2005). *A Different Universe: Reinventing Physics from the Bottom Down*. New York: Basic Books.
- Lerman, T. G., Fontan, P., Fiore, M. L. M., Nascimento, R. S. G., & Yazigi, L. (2014). *Identifying Depression on the CHESSES Comprehensive System: A Brazilian Study*. Paper presented at the XXlth International Congress Of Rorschach and Projective Methods, 15-19 July 2014, Istanbul, Turkey.
- Linting, M., & Van Der Kooij, A. (2012). Nonlinear Principal Components Analysis With CATPCA: A Tutorial. *Journal of Personality Assessment*, *94*(1), 12-25.
- Lipgar, R. M. (1992). The Problem of R in the Rorschach: The Value of Varying Responses. *Journal of Personality Assessment*, *58*(2), 223.
- Lord, F. M. (1980). *Applications of Item Response Theory to Practical Testing Problems*. New York: Erlbaum Associates.
- Malamud, R. F., & Malamud, D. I. (1945). The validity of the amplified multiple choice Rorschach as a screening device. *Journal of Consulting Psychology*, *9*(5), 224-227. doi: 10.1037/h0059964
- Malamud, R. F., & Malamud, D. I. (1946). The Multiple Choice Rorschach: a critical examination of its scoring system. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, *21*, 237-242.
- Manly, B. F. J. (1997). *Randomization, Bootstrap and Monte Carlo Methods in Biology*. Boca Raton, FL: Chapman and Hall.
- Masling, J., Rabie, L., & Blondheim, S. H. (1967). Obesity, level of aspiration, and Rorschach and TAT measures of oral dependence. *Journal of Consulting Psychology*, *31*(3), 233-239. doi: 10.1037/h0020999
- Mason, B. J., Cohen, J. B., & Exner, J. E., Jr. (1985). Schizophrenic, Depressive, and Nonpatient Personality Organizations Described by Rorschach Factor Structures. *Journal of Personality Assessment*, *49*(3), 295-305.
- Mattlar, C.-E. (2004). Are we entitled to use Rorschach Workshop's norms when interpreting the comprehensive system in Finland? *Rorschachiana*, *26*(1), 85-109. doi: 10.1027/1192-5604.26.1.85
- Mattlar, C.-E., Forsander, C., Carlsson, A., Norrlund, L., Vesala, P., Leppänen, T., . . . Alanen, E. (2007). Rorschach Comprehensive System Data for a Sample of 343 Adults From Finland. *Journal of Personality Assessment*, *89*, 57-60.

- McGuire, H., Kinder, B. N., Curtiss, G., & Viglione, D. J. (1995). Some special issues in data analysis. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research*. (pp. 227-250). Hillsdale, NJ, England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Mehrens, W. A., Ebel, R. L., & National Council on Measurement in Education, E. L. M. I. (1979). *Some Comments on Criterion-Referenced and Norm-Referenced Achievement Tests*: NCME Measurement in Education.
- Meisner, S. (1988). Susceptibility of Rorschach Distress Correlates to Malingering. *Journal of Personality Assessment*, 52(3), 564.
- Meloy, J. R. (2005). Some Reflections On What's Wrong With the Rorschach? *Journal of Personality Assessment*, 85(3), 344-346. doi: 10.1207/s15327752jpa8503_11
- Meyer, G. J. (1992a). Response Frequency Problems in the Rorschach: Clinical and Research Implications With Suggestions for the Future. *Journal of Personality Assessment*, 58(2), 231.
- Meyer, G. J. (1992b). The Rorschach's Factor Structure: A Contemporary Investigation and Historical Review. *Journal of Personality Assessment*, 59(1), 117-136.
- Meyer, G. J. (1996). Construct Validation of Scales Derived From the Rorschach Method: A Review of Issues and Introduction to the Rorschach Rating Scale. *Journal of Personality Assessment*, 67(3), 598.
- Meyer, G. J. (1999). Simple procedures to estimate chance agreement and kappa for the interrater reliability of response segments using the Rorschach Comprehensive System. *Journal of Personality Assessment*, 72(2), 230-235.
- Meyer, G. J. (2001). Evidence to correct misperceptions about Rorschach norms. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 8(3), 389-396.
- Meyer, G. J. (2002). Exploring Possible Ethnic Differences and Bias in the Rorschach Comprehensive System. *Journal of Personality Assessment*, 78(1), 104-129.
- Meyer, G. J., Erdberg, P., & Shaffer, T. W. (2007). Toward International Normative Reference Data for the Comprehensive System. *Journal of Personality Assessment*, 89, 201-216.
- Meyer, G. J., & Shack, J. R. (1989). Structural convergence of mood and personality: Evidence for old and new directions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(4), 691-706. doi: 10.1037/0022-3514.57.4.691
- Meyer, G. J., Viglione, D. J., Mihura, J. L., Erard, R., & Erdberg, P. (2011). *Rorschach Performance Assessment System: Administration, coding, interpretation, and technical manual*. Toledo, OH: Rorschach Performance Assessment System.
- Mhlaba, S. L. (1972). Comparing criterion-referenced testing with norm-referenced testing. *College Student Journal*, 6(2), 39-43.
- Mielke, P. W., & Berry, K. J. (2001). *Permutation Methods: A Distance Function Approach*. New York: Springer.
- Mihura, J. L., Meyer, G. J., Dumitrascu, N., & Bombel, G. (2012). The Validity of Individual Rorschach Variables: Systematic Reviews and Meta-Analyses of the Comprehensive System. *Psychological Bulletin*. doi: 10.1037/a0029406

- Morey, L. C. (1982). An Adjustment for Protocol Length in Rorschach Scoring. *Journal of Personality Assessment, 46*(4), 338.
- Mormont, C., Thommessen, M., & Kever, C. (2007). Rorschach Comprehensive System Data for a Sample of 100 Adult Nonpatients From the Belgian French-Speaking Community. *Journal of Personality Assessment, 89*, 26-34.
- Murstein, B. I. (1960). Factor analyses of the Rorschach. *Journal of Consulting Psychology, 24*(3), 262-275. doi: 10.1037/h0041619
- Musewicz, J., Marczyk, G., Knauss, L., & York, D. (2009). Current Assessment Practice, Personality Measurement, and Rorschach Usage by Psychologists. *Journal of Personality Assessment, 91*(5), 453-461. doi: 10.1080/00223890903087976
- Noggle, N. L. (1979). *CRTs and NRTs Together*. Paper presented at the Annual Conference on Large Scale Assessment, June 1979, Denver, CO.
- Novick, M. R. (1966). The axioms and principal results of classical test theory. *Journal of Mathematical Psychology, 3*(1), 1-18.
- Orme, D. R. (1990). Rorschach Erlebnistypus and Problem-Solving Styles in Children. *Journal of Personality Assessment, 54*(1/2), 412-414.
- Osterholm, K., Woods, D. J., & Le Unes, A. (1985). Multidimensional scaling of Rorschach Inkblots: relationships with structured self-report. *Personality and Individual Differences, 6*(1), 77-82.
- Park, K. N. (2009). *A Review of Literature Regarding Scientific Controversies Surrounding the Psychometric Properties of the Rorschach Inkblot Test*. Online Submission.
- Pearson, K. (1896). Mathematical Contributions to the Theory of Evolution - On a Form of Spurious Correlation Which May Arise When Indices Are Used in the Measurement of Organs. *Proceedings of the royal society of london, 60*(359-367), 489-498.
- Peirce, C. S. (1868). On a New List of Categories. *Proceedings of the American Academy of Arts and Sciences, 7*, 287-298.
- Perfect, M. M., Tharinger, D. J., Keith, T. Z., & Lyle-Lahroud, T. (2011). Relations Between Minnesota Multiphasic Personality Inventory—A Scales and Rorschach Variables With the Scope and Severity of Maltreatment Among Adolescents. *Journal of Personality Assessment, 93*(6), 582-591. doi: 10.1080/00223891.2011.608754
- Perry, G. G., & Kinder, B. N. (1990). The Susceptibility of the Rorschach to Malingering: A Critical Review. *Journal of Personality Assessment, 54*(1/2), 47-57.
- Perry, W., & Viglione Jr, D. J. (1991). The Ego Impairment Index as a Predictor of Outcome in Melancholic Depressed Patients Treated With Tricyclic Antidepressants. *Journal of Personality Assessment, 56*(3), 487.
- Piotrowski, C., Sherry, D., & Keller, J. W. (1985). Psychodiagnostic Test Usage: A Survey of the Society for Personality Assessment. *Journal of Personality Assessment, 49*(2), 115.
- Piotrowski, Z. A. (1957). *Perceptanalysis: A Fundamentally Reworked, Expanded, and Systematized Rorschach Method*. New York: MacMillan.

- Raïche, G., Walls, T. A., Magis, D., Riopel, M., & Blais, J.-G. (2013). Non-graphical solutions for Cattell's scree test. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 9(1), 23-29. doi: 10.1027/1614-2241/a000051
- Rapaport, D., Schaefer, R., & Gill, M. M. (1944). *Manual of Diagnostic Psychological Testing, I: Diagnostic Testing of Intelligence and Concept Formation*. New York: Macy Foundation.
- Ricœur, P. (1965). *De l'interprétation: essai sur Freud*. Paris: Éditions du Seuil.
- Ritzler, B., & Alter, B. (1986). Rorschach Teaching in APA-Approved Clinical Graduate Programs: Ten Years Later. *Journal of Personality Assessment*, 50(1), 44.
- Ritzler, B., Erard, R., & Pettigrew, G. (2002). A final reply to Grove and Barden: The relevance of the Rorschach Comprehensive System for expert testimony. *Psychology, Public Policy, and Law*, 8(2), 235-246. doi: 10.1037/1076-8971.8.2.235
- Ritzler, B. A., & Del Gaudio, A. C. (1976). A Survey of Rorschach Teaching in APA-Approved Clinical Graduate Programs. *Journal of Personality Assessment*, 40(5), 451.
- Rogers, R., & Cavanaugh, J. L. (1983). Usefulness of the Rorschach: A survey of forensic psychiatrists. *Journal of Psychiatry & Law*, 11(1), 55-67.
- Rorschach, H. (1921). *Psychodiagnostics: a diagnostic test based on perception (5th ed. rev.)*. Oxford England: Grune and Stratton.
- Rosenthal, M. (1962). Some behavioral correlates of the Rorschach experience-balance. *Journal Of Projective Techniques*, 26, 442-446.
- Rozencajg, P. (1991). Analysis of problem solving strategies on the Kohs Block Design Test. *European Journal of Psychology of Education*, 6(1), 73-88. doi: 10.1007/bf03173149
- Rozencajg, P., & Corroyer, D. (2002). Strategy development in a block design task. *Intelligence*, 30(1), 1-25. doi: 10.1016/s0160-2896(01)00063-0
- Rozencajg, P., & Huteau, M. (1996). Les stratégies globale, analytique et synthétique dans les cubes de Kohs. *Psychologie Française*, 41(1), 57-64.
- Ruscio, J., & Roche, B. (2012). Determining the number of factors to retain in an exploratory factor analysis using comparison data of known factorial structure. *Psychological Assessment*, 24(2), 282-292. doi: 10.1037/a0025697
- Saussure, F., Bally, C., Sechehaye, A., & Riedlinger, A. (1968). *Cours de linguistique générale*: Payot.
- Schonemann, P. H., & Wang, M.-M. (1972). *Some New Results on Factor Indeterminacy (Vol. 37(1))*: Psychometrika.
- Schori, T. R., & Thomas, C. B. (1972). THE RORSCHACH TEST: AN IMAGE ANALYSIS. *Journal of Clinical Psychology*, 28(2), 195-199.
- Shaffer, J. W., Duszynski, K. R., & Thomas, C. B. (1981). Orthogonal dimensions of individual and group forms of the Rorschach. *Journal of Personality Assessment*, 45(3), 230-239. doi: 10.1207/s15327752jpa4503_2
- Shaffer, J. W., Duszynski, K. R., & Thomas, C. B. (1981). Orthogonal Dimensions of Individual and Group Forms of the Rorschach. *Journal of Personality Assessment*, 45(3), 230.

- Shaffer, T. W., Erdberg, P., & Haroian, J. (1999). Current Nonpatient Data for the Rorschach, WAIS-R, and MMPI-2. *Journal of Personality Assessment*, 73(2), 305.
- Shepard, L. (1979). Norm-Referenced vs. Criterion-Referenced Tests. *Educational Horizons*.
- Simon, T., & Binet, A. (1904). Méthodes nouvelles pour le diagnostic du niveau intellectuel des anormaux. *L'année psychologique*, 191-244.
- Smith, S., & George, C. E. (1954). The Harrower multiple choice Rorschach: a critique. *Journal Of Projective Techniques*, 18(4), 507-509.
- Sorai, K., & Ohnuki, K. (2008). The development of the Rorschach in Japan. *Rorschachiana*, 29(1), 38-63. doi: 10.1027/1192-5604.29.1.38
- SPA. (2005). The Status of the Rorschach in Clinical and Forensic Practice: An Official Statement by the Board of Trustees of the Society for Personality Assessment. *Journal of Personality Assessment*, 85(2), 219-237.
- Spearman, C. (1904). 'General intelligence,' objectively determined and measured. *The American Journal of Psychology*, 15(2), 201-293. doi: 10.2307/1412107
- Steiger, J. H. (1996). Coming full circle in the history of factor indeterminacy. *Multivariate Behavioral Research*, 31(4), 617-630.
- Steiger, J. H., & Schönemann, P. H. (1978). A history of factor indeterminacy. *Theory construction and data analysis in the behavioral sciences*. San Francisco: Jossey-Bass, 136-178.
- Stellefson, M., & Hanik, B. (2008). Strategies for Determining the Number of Factors to Retain in Exploratory Factor Analysis: Online Submission.
- Stevens, S. S. (1946). On the theory of scales of measurement. *Science*, 103, 677-680. doi: 10.1126/science.103.2684.677
- Sultan, S., Andronikof, A., Fouques, D., Lemmel, G., Mormont, C., Reveillere, C., & SaïAs, T. (2004). Vers des normes francophones pour le Rorschach en système intégré : premiers résultats sur un échantillon de 146 adultes (French). *Towards French language norms for the Rorschach comprehensive system: preliminary results in a sample of 146 adults (English)*, 49(1), 7-24.
- Sultan, S., Andronikof, A., Fouques, D., Lemmel, G., Mormont, C., Réveillère, C., & Saïas, T. (2004). Vers des normes francophones pour le Rorschach en système intégré : premiers résultats sur un échantillon de 146 adultes. *Psychologie Française*, 49(1), 7-24. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.psfr.2003.11.002>
- Sultan, S., & Porcelli, P. (2006). A critical review on using the Rorschach Method in somatic illnesses. *Rorschachiana*, 28(1), 36-57. doi: 10.1027/1192-5604.28.1.36
- Thomson, G. H. (1934). The meaning of 'i' in the estimate of 'g.'. *British Journal of Psychology*, 25, 92-99.
- Thomson, G. H. (1935). The definition and measurement of 'g' (general intelligence). *Journal of Educational Psychology*, 26(4), 241-262.
- Urist, J. (1977). The Rorschach Test and the Assessment of Object Relations. *Journal of Personality Assessment*, 41(1), 3.

- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, *41*(3), 321-327.
- Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In R. D. Goffin & E. Helmes (Eds.), *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy*. (pp. 41-71). New York, NY US: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Velicer, W. F., & Jackson, D. N. (1990). Component analysis versus common factor analysis: Some issues in selecting an appropriate procedure. *Multivariate Behavioral Research*, *25*(1), 1-28.
- Viglione, D. J. (1995). Basic considerations regarding data analysis. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research*. (pp. 195-226). Hillsdale, NJ, England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Viglione, D. J., & Exner, J. E., Jr. (1995). Formulating issues in Rorschach research. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research*. (pp. 53-71). Hillsdale, NJ, England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Viglione Jr, D. J., & Tanaka, J. S. (1997). Problems in Rorschach Research and What to Do About Them. *Journal of Personality Assessment*, *68*(3), 590.
- Weinberger-Katzav, Y. (2012). *L'analyse structurale du test de Rorschach (étude des caractéristiques des planches)*. (Thèse de Doctorat), Université Paris Ouest Nanterre La Défense.
- Weinberger, Y., & Andronikof, A. (2012). Human face responses in the Rorschach test: A reconsideration. *Rorschachiana*, *33*(1), 23-48. doi: 10.1027/1192-5604/a000026
- Weiner, I. B. (1995). Variable selection in Rorschach research. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research*. (pp. 73-97). Hillsdale, NJ, England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Weiner, I. B. (2001). The Value of Rorschach Assessment. *Harvard Mental Health Letter*, *18*(6), 4.
- Wilson, E. B. (1928a). 'The abilities of man, their nature and measurement.'. *Science*, *67*, 244-248.
- Wilson, E. B. (1928b). On hierarchical correlation systems. *Proceedings of the National Academy of Sciences. Washington*, *14*, 283-291.
- Wilson, E. B. (1929). Comment on Professor Spearman's note. *Journal of Educational Psychology*, *20*(3), 217-223.
- Wilson, E. B., & Worcester, J. (1939). Note on factor analysis. *Psychometrika*, *4*, 133-148.
- Wishner, J. (1959). Factor analyses of Rorschach scoring categories and first response times in normals. *Journal of Consulting Psychology*, *23*(5), 406-413.
- Wittenborn, J. R. (1949). Statistical tests of certain Rorschach assumptions: analysis of discrete responses. *Journal of Consulting Psychology*, *13*(4), 257-267.
- Wittenborn, J. R. (1950a). A factor analysis of Rorschach scoring categories. *Journal of Consulting Psychology*, *14*(4), 261-267. doi: 10.1037/h0054657
- Wittenborn, J. R. (1950b). Level of mental health as a factor in the implications of Rorschach scores. *Journal of Consulting Psychology*, *14*(6), 469-472.

- Wittenborn, J. R. (1959). Some comments on confounded correlations among Rorschach scores. *Journal of Consulting Psychology, 23*(1), 75-77.
- Wood, J. M., Krishnamurthy, R., & Archer, R. P. (2003). Three factors of the comprehensive system for the Rorschach and their relationship to Wechsler IQ scores in an adolescent sample. *Assessment, 10*(3), 259-265.
- Wood, J. M., & Lilienfeld, S. O. (1999). The Rorschach Inkblot Test: A case of overstatement? *Assessment, 6*(4), 341-351.
- Wood, J. M., Lilienfeld, S. O., Nezworski, M. T., & Garb, H. N. (2001). Coming to grips with negative evidence for the Comprehensive System for the rorschach : A comment on Gacono, Loving, and Bodholdt; Ganellen; and Bornstein : More data on the current Rorschach controversy (English). *Journal of Personality Assessment, 77*(1), 48-70.
- Wood, J. M., Nezworski, M. T., Stejskal, W. J., & Garven, S. (2001). Advancing Scientific Discourse in the Controversy Surrounding the Comprehensive System for the Rorschach: A Rejoinder to Meyer (2000). *Journal of Personality Assessment, 76*(3), 369-378.
- Wood, J. M., Tataryn, D. J., & Gorsuch, R. L. (1996). Effects of under- and overextraction on principal axis factor analysis with varimax rotation. *Psychological Methods, 1*(4), 354-365. doi: 10.1037/1082-989x.1.4.354
- Zillmer, E. A., & Vuz, J. K. (1995). Factor analysis with Rorschach data. In J. E. Exner, Jr. (Ed.), *Issues and methods in Rorschach research*. (pp. 251-306). Hillsdale, NJ England: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*(3), 432-442.

ANNEXES

Annexe A) Scores ajoutés au Résumé Formel de CHESSSS

| Score | Cluster | Description |
|--------------------|----------|---|
| F% | Controls | F% = F / R : proportion des réponses formelles, alternative au Lambda |
| PC% | Affect | PC% = PC/R : proportion des réponses aux planches pasteltes, alternative au Rapport Affectif |
| Afr:EB:Age | Affect | Étape 6 : interprétation de l'Afr ("Emotionnal avoidance"; "low"; "medium"; "high") selon le TRI et l'âge |
| Late S | Affect | Étape 11 : Nombre de réponses dans le blanc à partir de la planche IV |
| Bld% | Affect | Étape 12 : Bld% = Blend/R : proportion des blends |
| Blend:EB:L | Affect | Étape 12 : interprétation du nombre de blends ("high"; "medium"; "low") selon le TRI et le Lambda |
| StressBld | Affect | Étape 13 : blends due à la présence de mouvements d'objets inanimées et/ou d'estompage de diffusion (e.g. Ma.FY ; CF.ma) |
| Adj Blend | Affect | Étape 13 : si Stress Blend > 1, Adj Blends = Blends - Stress Blend + 1 |
| AdjBld% | Affect | Étape 13 : AdjBld% = Adj Blend/R : proportion ajustée de blends (l'effet du stress est retiré). |
| Adj Blend : EB : L | Affect | Étape 13 : interprétation du nombre de blends ajusté (high; medium; low) selon le TRI et le Lambda |
| 3xBld | Affect | Étape 14 : Nombre de blends de 3 déterminants |
| >3xBld | Affect | Étape 14 : Nombre de blends de plus de 3 déterminants |
| 3xBld & >3xBld | Affect | Étape 14 : conclusion concernant la complexité des Blends |
| Col-Shd Bld | Affect | Étape 15 : nombre de blends couleur-estompage (e.g. FC.FC' ; CF.YF) |
| Shd Bld | Affect | Étape 16 : nombre de blends d'estompage (e.g. FC'.FV ; FY.FT) |

| Score | Cluster | Description |
|-----------|------------------------|--|
| Wsum6:Age | Ideation | Étape 8: interprétation de la somme pondérée des cotations spéciales ("no problem", "ideational slippage", "ideational discontinuity", "disturbed thinking") selon l'âge. |
| DQv 1st | Information Processing | Étape 8: Nombre de réponses vague données comme première réponse à une planche. |
| BC- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme parmi les Planches noires. |
| CC- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme parmi les Planches couleurs. |
| PC- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme parmi les Planches pastelles. |
| RC- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme parmi les Planches rouges. |
| 3.1stC- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme parmi les trois premières planches. |
| Color- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un déterminant couleur (FC, CF, C) |
| Dd- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec une localisation en Dd |
| FMm- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un déterminant FM ou m. |
| Hcont- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un contenu Humain (H, (H), (Hd), Hd) |
| M- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un déterminant M. |
| F- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un déterminant en pure Forme |
| Shd- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un déterminant d'estompage (ex. FC', YF, FT etc.) |
| S- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec une localisation dans le blanc. |

| Score | Cluster | Description |
|-------------------------------------|----------------------------------|--|
| AnXySxBI- | Mediation | Étape 3a : Homogénéité des FQ- : nombre de réponses en mauvaise forme avec un contenu Anatomique, Radio, Sexe ou Sang. |
| Hcont:EB:R | Relations | Étape 6 : interprétation du nombre de contenus Humain (interest in others, "high";"medium";"low") selon le TRI et R |
| Hpur:R:EB | Relations | Étape 6 : interprétation du nombre of contenu Humain réels et entiers (understanding of relations, "realist" or "misunderstood") selon le TRI et R |
| EGO:Age | Self | Étape 3 : interprétation de l'indice EGO (high, medium, low) en fonction de l'âge. |
| Self R° | Self | Étape 7a : interprétation du ratio H:(H)+Hd+(Hd) (représentation de soi basée sur " <i>expérience</i> " ou " <i>imagination</i> ") selon le TRI et R |
| EBt | Controls | Score expérimental qui vise à simplifier et unifier les critères du TRI. $EBt = (WSumC - SumM)/EA$. |
| ILI : Incoherent Localisation index | Information Processing | étape 3 - cohérence de la séquence des localisations : formalisation et standardisation de l'interprétation de la cohérence des séquences de localisation |
| easy | Information Processing (efforts) | Étape 3 : rapport entre les réponses Globales simples et complexes. Les réponses Globales simples sont celles données aux planches noires |
| GPF & GNF | Self | Étape 7b : standardisation de la qualité des réponses humaines. |

Annexe B : Fréquences des Qualités Formelles en fonction du Contenu et proportion des réponses en mauvaise forme

| Contenu | FQ- | Fqo | Fqu | Total | p.FQ- |
|----------------|------------|------------|------------|--------------|--------------|
| Hx | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Hd | 297 | 34 | 77 | 408 | 0,73 |
| An | 214 | 57 | 42 | 313 | 0,68 |
| Sx | 48 | 7 | 19 | 74 | 0,65 |
| Xy | 36 | 12 | 14 | 62 | 0,58 |
| A | 522 | 178 | 323 | 1024 | 0,51 |
| Ge | 36 | 3 | 43 | 82 | 0,44 |
| H | 68 | 60 | 27 | 155 | 0,44 |
| Ad | 142 | 81 | 184 | 407 | 0,35 |
| Bt | 125 | 74 | 172 | 371 | 0,34 |
| Fd | 20 | 13 | 27 | 60 | 0,33 |
| Cg | 39 | 18 | 64 | 121 | 0,32 |
| Hh | 44 | 34 | 77 | 155 | 0,28 |
| Sc | 175 | 119 | 411 | 705 | 0,25 |
| Ex | 3 | 4 | 7 | 14 | 0,21 |
| Cl | 9 | 8 | 29 | 46 | 0,2 |
| Na | 19 | 33 | 66 | 118 | 0,16 |
| ld | 7 | 9 | 40 | 56 | 0,13 |
| Art | 27 | 58 | 133 | 218 | 0,12 |
| (A) | 6 | 12 | 33 | 51 | 0,12 |
| (Hd) | 9 | 25 | 65 | 99 | 0,09 |
| Fi | 3 | 14 | 18 | 35 | 0,09 |
| (H) | 13 | 77 | 98 | 188 | 0,07 |
| Bl | 1 | 8 | 6 | 15 | 0,07 |
| Ls | 20 | 91 | 194 | 305 | 0,07 |
| Ay | 2 | 12 | 24 | 38 | 0,05 |
| (Ad) | | 1 | 6 | 7 | 0 |

Localisations (concerne les parties de la planche prises en compte dans la réponse) :

- W : (Whole) réponse globale, l'ensemble des taches d'encre est interprété
- D : (Détail) réponse dans une découpe, seule une partie des taches est interprétée
- Dd : (Détail rare) réponse dans une découpe rarement utilisée
- S : (Space) la réponse comprend une interprétation de l'espace blanc

Qualité du développement (concerne la qualité des objets mentionnés dans la réponse)

- DQv : (Vague) l'objet mentionné dans la réponse n'a pas de forme spécifique (ex: une île)
- DQo : (Ordinary) L'objet mentionné a une forme spécifique (ex : la Corse)
- DQ+ : (Synthesis) plusieurs objets sont mis en relation (ex : deux personnes qui se battent)
- DQv/+ : mise en relation de réponses vagues (ex : deux nuages qui se rapprochent)

Organisation du percept (Scores Z, vise à quantifier l'effort fourni par le sujet dans une réponse)

- ZW : toute réponse W dont le DQ n'est pas vague
- ZA : réponse de synthèse DQ+ mettant en relation des parties adjacentes de la planche
- ZD : réponse de synthèse DQ+ mettant en relation des parties distantes de la planche
- ZS : intégration de l'espace blanc aux taches d'encre

(la valeur du score Z (de 1 à 5.5) dépend de la planche : il est plus difficile de fournir une réponse globale à la planche X qu'à la planche I)

Déterminants (concerne les propriétés des planches utilisées et les impressions qu'elles évoquent)

Formels :

- F : (Form) seules les caractéristiques formelles sont utilisées (ex : un papillon)
- FD : (Form Dimension) : les formes évoquent une impression de perspective (ex : planche IV, un monstre en vue en contreplongée)
- (2) : (Pair) la symétrie implique la perception d'une paire d'objets (ex : deux bottes)
- Fr, rF : (Reflets) la symétrie évoque une image en miroir

Couleurs

- FC : (Form-Color) les couleurs sont intégrées dans les formes (ex : un papillon rouge)
- CF : (Color-Form) la couleur suscite une réponse qui implique des caractéristiques formelles (ex : une tache de sang)
- C : (Pure C) la couleur seule est à l'origine de la réponse (ex : du sang)
- FC', C'F, C' : utilisation des couleurs noire, grise ou blanche (« achromatiques »)

Estompages :

- FV, VF, V : (Vistas) les estompages sont interprétés en termes de profondeur, même distinctions concernant l'usage de la forme que les couleurs (ex : planche V : un canyon vu du ciel, c'est plus sombre au fond)
- FT, TF, T : (Texture) les estompages évoquent une impression tactile (ex : planche VI un tapis tout doux).
- FY, YF, Y : (Diffusion) les estompages sont utilisés mais il n'y a pas d'impression tactile ou de profondeur (ex : une radiographie)

Mouvements (Activité):

- M : (Human Movement) : la réponse implique une activité humaine (ex : un ours qui danse)
- FM : (Form Movement) : la réponse implique une activité animale (ex : un chien qui aboie)
- m' : (inanimate movement) : la réponse implique une activité d'un objet (ex : une forêt qui brûle)
- Actif/Passif : pour toute réponse M, FM ou m', on indique si l'activité revêt un caractère actif (ex : quelqu'un qui saute) ou passif (ex : une personne qui pense).
- COP et AG : pour certaines réponses M, FM ou m', on indique si l'activité revêt un caractère coopératif (ex : deux personnes qui préparent un repas) ou agressif (ex : deux personnes qui se battent).

Contenus :

Humains

- H : la réponse contient un humain entier et réel
- (H) : humain entier imaginaire (ex : Peter pan)
- Hd : (Human Detail) partie de corps humain (ex : tête, visage, bras)
- (Hd) : partie de corps humain imaginaire et toutes les réponses masques

Animaux

- A : animal entier

- (A) : animal entier imaginaire (ex : Loch Ness, Dragon)
- Ad : partie du corps d'un animal (ex : une trompe d'éléphant)
- (Ad) : partie d'un animal imaginaire (la trompe de BaBar)

Naturels

- Ls : (Landscape) la réponse implique la perception d'un paysage (ex : une chaîne de montagne)
- Bt : (Botanic) les réponses contenant des végétaux
- Na : (Nature) objets naturels ne pouvant être cotés Ls ou Bt
- Cl : (Nuages) toutes les réponses nuages
- Ge : (Geography) les réponses de type carte de géographie

Corporels

- An : (Anatomy) la réponse inclut des éléments anatomiques (ex : cœur, poumons)
- Bl : (Blood) les réponses qui mentionnent du sang
- Xy : (X-Ray) toutes les réponses « radiographie »
- Sx : (Sex) la réponse inclut des organes sexuels

Artistiques

- Art : les réponses présentant des contenus artistiques (ex : tableau, statue)
- Ay : (Anthropology) les réponses présentant des caractères culturels (ex : chapeau de Napoléon)

Objets

- Sc : (Science) objets produits de la technique et des sciences (ex : télescope)
- Hh : (Household) la réponse contient des éléments de mobiliers
- Cg : (Clothing) la réponse inclut des vêtements

Feu

- Fi : (Fire) la réponse implique du feu
- Ex : (Explosion) la réponse inclut une explosion, y compris les feux d'artifice

Phénomènes particuliers :

- Fd : (Food) des aliments sont mentionnés dans la réponse
- Hx : (Human Experience) une tache d'encre est interprétée comme une émotion (ex : ça, c'est la dépression)
- Id : (Idiography) la réponse comporte un contenu qui ne peut être coté dans aucune des catégories ci-dessus.

Qualité Formelle et Banalité :

- P : (Popular) réponse banale que l'on trouve dans un tiers des protocoles
- FQo : (ordinary) réponse fréquente que l'on trouve dans 2% des protocoles au moins
- FQu : (unusual) réponse inhabituelle mais appropriée à la découpe utilisée dans la réponse
- FQ- : (mauvaise forme) l'objet mentionné dans la réponse ne correspond pas à la découpe utilisée.
- FQnone : (sans forme) la réponse ne comprend pas de caractéristiques formelles (ex : la dépression, du sang)
- FQ+ : (hyperdétaillée) : la réponse est ordinaire et le sujet donne beaucoup plus de détails formels qu'il n'est habituel.

Cotations Spéciales :

- DV : (Deviant Verbalization) dérapage linguistique de type lapsus ou néologisme, DV2 si franchement pathologique
- DR : (Deviant Response) commentaire inapproprié, fuite des idées, DR2 si franchement pathologique
- INC : (Incongruous Combination) objets hybrides ou chimériques, INC2 si franchement pathologique
- FAB : (Fabulized Combination) mise en relation fantaisiste de plusieurs objets (ex : des fourmis qui dansent), FAB2 si franchement pathologique
- CONTAM : la réponse fusionne deux percepts (ex : pl. I, « une chauve souris qui sourit », combine la banalité et la réponse visage)
- ALOG : pensée concrète, syncrétique, logique hermétique
- PSV : deux réponses successives sont identiques en termes de cotations (ex : pl. V, une chauve-souris puis un papillon)
- MOR : un objet de la réponse est atteint dans son intégrité (détruit, abîmé, usé, pollué, mort, etc.)
- AB : la réponse revêt un caractère abstrait (ex : une statue représentant la dictature)