

包括システムによるロールシャッハ・テストでの 日本人高校生の記述的統計資料

小 西 宏 幸

I. はじめに

今日、ロールシャッハ・テストは、パーソナリティの査定手段として定義されているが、これがあくまで臨床心理学の文脈によるものである。というのも、精神科医である Rorschach (1921) は、形態知覚実験として、この査定手段を発表したが、開発当初の目的は、今でいう統合失調症の鑑別であった。現在では、その効用に関しては、鑑別診断の補助手段であるとの認識が主流ではあるが、少なくとも精神医学的な臨床群の抽出を意図して作成された。しかし、彼の早すぎる逝去もあって、このテストは、かなり恣意的に使用されてきた。また、精神科医に比して臨床心理士が、その実践と研究を熱心に行ってきた。

ただし、国際的にエビデンスが重視される昨今の臨床心理学においては、必ずしもロールシャッハ・テストが高く評価されているとは言い難い。Rorschach の立場に忠実な原点回帰を意図し、さらに実証性を追求した Exner (1986, 1993, 2003) による体系「包括システム (Comprehensive System)」が登場したにもかかわらず、心理測定法的な信頼性と妥当性の精度は、それほど向上されなかったとの批判も存在する（例えば、Lilienfeld et al., 2000； Wood et al., 2003 など）。そして、心理学の分野においても、本邦の心理臨床（臨床心理学の同義語ではない）では重視されるロールシャッハ・テストも、意外なことにパーソナリティ心理学の領域ですら、その研究は低調である。実際、わが国の学術誌「性格心理学研究」「パーソナリティ研究」にも、この手法に関する論文は皆無に近い。

繰り返しになるが、ロールシャッハ・テストは、その起源とは異なり、精神医学よりも臨床心理学との親和性が高いといえる。臨床心理学的な視点で、ある対象群を特定する文脈は、実際的（判別）妥当性である。そして、心理学では非臨床群の準拠資料（時折、ノーマルデータと表現される）を重視する。心理測定法の分野では、個人差とは人間の全体的・普遍的な傾向が把握されてはじめて成立する概念である。解釈学的な精神医学や臨床心理学は事例研究を重視するが、ノーマルデータは不可欠といえる。なお、精神医学では、患者の抱える問題や訴える症状を個人の問題に終始せずに、患者と非患者を包含した人間全体に潜在する現象や特徴として考察することが多い。それゆえ、精神科医が記述した著作でも「～の心理学」というタイトルがつく⁽¹⁾。

批判はあるものの、現在のロールシャッハ・テストにおいて、国際的な共通言語とされている体系は、包括システムである。この体系の特徴の1つとして、膨大なノーマルデータ（包括システムでは非臨床群に対して非患者という表現が多用される）の蓄積にある。Exner の没後、包括システムの名称での改訂が事実上、不可能になったためか、近年、包括システムの精度をさらに向上、そして、学習する際の簡素化も意図して登場した R-PAS (Rorschach Performance Assessment System)⁽²⁾にも、この特徴は受け継がれている。本邦において、この体系は Meyer, Mihura, & Erdberg (2011) によって紹介された。

包括システムや R-PAS では、非患者データの基準を重視して解釈を行う。ただし、成人に比して、思春期や子どもの非患者の基準に関して、準拠資料の蓄積は不十分である。数少ない貴重な研究報告として、中村ら (1992) による 127 名の中学生のノーマルデータや大野木・星野 (2000) による 60 名の女子高校生のノーマルデータがある。また、幼少期から思春期まで、幅広い若年層のロールシャッハ・データを収集した研究には松本 (2003) の報告がある。小西・岸本 (2001) も、包括システムによる非患者データの収集の一環として、高校生における記述的統計を報告した。その後、非行臨床をはじめとする心理職の方々から、紙面化されていなかった準拠資料を請求されることが度々あった。包括システムによる児童青年期の分野を詳細に記述した Exner, & Weiner (1995) の著作によると、15~16 歳におけるほとんどのロールシャッハ諸変数の代表値は、ほぼ成人の基準に達している。そのためか、17 歳や 18 歳の非患者の準拠データは掲載されていない。本報告では、この問題を検討したい。さらに、判別妥当性の観点から、思春期層の非患者データから臨床群を検討する際の留意点についても、併せて論じたい。

II. 方 法

1. 対象者

関西圏の高等学校に通う 15~18 歳（15 歳：14 名、16 歳：34 名、17 歳：4 名、18 歳：12 名）の学生で、男性 27 名、女性 37 名の計 64 名である。対象者の平均年齢は 16.2 歳（標準偏差：0.99）である。対象者の募集に関しては、研究の趣旨を理解して自発的に協力していただける方を対象とした。

2. 手続き

すべての対象者に、個人法によってロールシャッハ・テストを実施した。検査の実施法とコード化（スコアリング）は包括システムに準拠したが、平凡反応や形態水準などの決定については、日本人の非患者成人資料による定義を用いた⁽³⁾。

検査は筆者を含む 4 名の検査者によって実施した。64 名の対象者のなかで、筆者が実施担当した事例は、全体の約 3 分の 2 である。ところで、包括システムでは、Exner (1988) が検証しているように、再検査信頼性の問題より、R（反応総数）が 14 未満の場合は、テストの反応

段階の再試行が推奨されている。このため、通常、包括システムの準拠資料では $R < 14$ に該当する記録は含まれない。ただし、再試行を行っても R が 14 未満の事例も存在する。今回のデータ収集の過程において、 $R < 14$ に該当する対象者は 3 名であった。また、包括システムでは反応拒否も認められない (Exner, 1993, 2003)。ただし、この実施法に関しても、ある図版に対する反応拒否は生じる。今回のデータ収集の際、反応拒否が生じた事例は 2 名であり、いずれの記録も $R < 14$ の条件に該当する。これらの記録は分析対象外とした。

なお、包括システムにおける反応段階の再試行や反応拒否を認めない側面に関しては、高橋・西尾 (1994) や高橋・高橋・西尾 (2006) によると、特に臨床場面では、検査者と対象者の関係性の観点より、 $R < 14$ の場合でも反応段階の再試行は行われないし、介入を行っても反応拒否が生じる際は、それ以上の促しは行われない。

反応のコード化に際しては、4 名の検査者がお互いにコード・チェックを行い、不一致の生じた際には、合議によって決定した。また、コード化の決定に意見が分かれる反応には、検査者以外の包括システムに習熟した者の見解も参照しながら、最終的には筆者が決定した。

III. 結果と考察

64 名の高校生に関する記述的統計と該当頻度は、付表 A と B を参照されたい。以下に、その特徴を検討していきたい。なお、付表 A における GHR の最頻値が多重となっているが、この背景として、 $GHR = 2$ と $GHR = 3$ の頻度が、それぞれ 13 名であった。

1. 非患者成人との傾向差について

本邦における包括システムによる非患者成人の準拠資料としては、高橋・西尾 (1994) や高橋・高橋・西尾 (1998)、高橋・高橋・西尾 (2007) の研究結果がある。また、佐藤ら (1998) や Nakamura, Fuchigami, & Tsugawa (2007) による報告もあり、学童期や思春期に比して、非患者データの蓄積が豊富である。

①R

ロールシャッハ・テストの群間比較においては、 R の統制が非常に重要である。包括システムは、その実施法の特徴から、それまでの体系に比して、 R の分散が過度に大きくならない。最近の R-PAS⁽²⁾では、過度な R による解釈誤差をさらに減少させるために、包括システムよりも R に関する統制が厳密になっている。実際、小西 (1996, 1999 b) の知見によると、包括システムで収集したプロトコルでも、 R と共に変数を示すロールシャッハ変数（特に、数的変数は包括システムでは、構造データと表現される）は数多い。今回の高校生データにおける R の代表値は、平均値が 22.77（標準偏差：7.71）、中央値が 21.00 と非患者成人の代表値と大差はない。つまり、非患者成人との基準の差異が認められた場合、少なくとも R の要因はそれほど大きく作用していないと考えられる。Nakamura, Fuchigami, & Tsugawa (2007) による 240

名の日本の非患者成人における R は、平均値が 26.25 とやや高い数値を示しているが、国際的なデータでは非患者成人における R の平均値は 22.31 となっている。同様に、高橋・高橋・西尾（2007）による 400 名の非患者成人データでは、その平均値は 23.51（中央値 22.00）を示している。

②L（ラムダ：LAMBDA）

R に次いで、複数の群間比較の際に重要な変数は L である。特に、L の高い記録は、ハイラムダ・スタイルと表現される重要な鍵変数に該当し、さまざまな構造データの数値が低くなる傾向にある（例えば、Exner, 1995 参照）。今回の高校生データにおける L の代表値は、平均値が 1.23（標準偏差：0.84）、中央値が 1.00 と非患者成人に比して高いといえる。高橋・高橋・西尾（2007）の資料では、非患者成人における L の代表値は、平均値が 0.96（標準偏差：0.88）、中央値が 0.78 である。Exner, & Weiner (1995) の準拠資料とは異なり、日本人の場合は、15～18 歳の年齢層でも成人の基準値には達しないといえよう。つまり、日本人の場合、Exner の提示している基準よりも L は高いが、思春期層ではその傾向がさらに顕著である。これに関連するが、中村ら（1992）による中学生データでは、L の平均値が 13 歳で 2.05, 14 歳で 2.17, 15 歳で 1.78 を示しており、高校生データよりもさらに高い傾向にある。また、小西（1998）は、包括システムにおける非患者成人の準拠データの偏りの観点から、大学生 60 名（男女ともに 30 名）と社会人 60 名（男女ともに 30 名）のロールシャッハ変数の記述的統計の群間比較を行ったところ、大学生は社会人に比して、L が有意に高い傾向にあり（Wilcoxon の順位和検定： $p <.001$ ）、今回の高校生データと同じような傾向が認められた。これらの研究知見を総合すると、中学生・高校生・大学生⁽⁴⁾といった学生に一貫した特徴として、一般成人に比して L が高く、この背景として外界を単純化して認識しているといえよう。

③体験型

日本人の体験型は、Ambitent（両向型や不定型などの訳語が与えられる）が多いとされる。今回の高校生データでも、全体の半数以上は Ambitent を示し、モーダル・タイプといえる。なお、鍵変数の文脈から、ハイラムダ・スタイルを体験型と比較すると、思考優位や感情優位の対処様式よりも重視される。そして、体験型を構成する M と WSumC の数値のどちらが高いかにかかわらず、 $L > .99$ に該当する記録を「回避型」と表現する。ただし、L が高い傾向にある日本人の場合、 $L > .99$ への該当頻度は多く、高橋・西尾（1994）による非患者成人の資料では、220 名中 88 名（40%）である。高校生データにおいては、この回避スタイルへの該当頻度はさらに高くなり、64 名中 36 名と過半数をこえている。

Ambitent や回避型の対処様式の解釈仮説は、Exner (1991, 2000) によると、解釈過程では否定的な所見が与えられる。それらの例をいくつか挙げると「問題解決のスタイルに一貫性がなく、非効率的である」「外界刺激を適度に取り込むことができない幅の狭いスタイル」などと記述することが可能である。ただし、日本人対象者の場合、非患者の反応傾向から、これらの解釈仮説の妥当性に関しては疑問がのこる。

④平凡反応（P）と形態水準に関して

平凡反応と形態水準は、知覚（認知）の慣習性を検討する際、重要な構造データである。非患者成人の場合、P の代表値は 5~6 であるが（高橋・西尾, 1994；高橋・高橋・西尾, 2007）、高校生では 4 と比較的少ない。

これに関連するが、高校生は成人に比して、X+ % が低く、その代表値は 0.50~0.60 の範囲内を示す。成人の代表値は約 0.75 であり、その差異は顕著といえよう。Xu% と X- % に関しては、X+ % との共変関係により、高校生データの代表値は成人よりも高い傾向にある。

これらの認知的媒介に関する指標の差異は、一般成人が高校生よりも社会通念上の常識に長けているとの了解しやすい結果といえよう。

⑤特殊指標：特に CDI（対処力不全指標：Coping Deficit Index）に関して

CDI は DEPI（抑うつ指標）の研究の副産物として開発された。当初は、DEPI で偽陰性となるうつ病患者の鑑別のために作成されていたが、他の多くの臨床群（非行や嗜癖・依存性の問題、パーソナリティ障害など）にも該当しやすい広範な特殊指標として位置づけられた。

ただし、日本人対象者において、この CDI 陽性（CDI>3）には高頻度で該当する。非患者成人の場合、高橋・高橋・西尾（2007）による 400 名のデータでは、CDI 陽性には全体の 29% が該当しているが、今回の高校生データでは、さらに高頻度で該当する（47%）。この背景にある 1 つの要因には、既述の L が考えられる。というのも、CDI は L と正の相関関係を示す特性がある（例えば、小西, 2001, 2003 参照）。特に、EA<6 の条件に該当する場合、CDI の偽陽性の可能性が高くなる。つまり、臨床群であるか否かにかかわらず、CDI=4 の場合、この指標が有する否定的な解釈仮説を慎重に検討する必要があり、高校生の年齢層ではこの観点が重要となる。

2. 男女差について

非患者成人における包括システムによるロールシャッハ・テストの男女差に関しては、小西・西尾（1997）の報告がある。そのなかで、L や FM、COP など、いくつかの主要変数において、性別による有意差が認められている。ただし、数多くの構造データのうち、男女差の認められたものは 10 変数にも満たなかった。L の高低は、他の多くの変数の代表値や出現頻度と関連性が認められる重要な要因である（小西, 1996, 1999 a）。にもかかわらず、有意差の認められた変数が少ない知見から、ロールシャッハ・データにおける性別は小さいといえる。

それに対して、今回の高校生データにおける男女の群間差を検討した結果、L に関しては、男性 27 名の平均値が 1.46（中央値：1.18）に対して、女性 37 名の平均値が 1.06（中央値：1.00）であり、傾向水準にとどまった（u 検定, $p < .08$ ）。この L の平均値は、大野木・星野（2000）による 60 名の女子高生の記述的統計とほぼ同じ水準である（平均値：1.06、中央値：0.87）。そして、非患者成人よりも多くの構造データに有意差が認められた。女性により高い数値が示されたものには、S（空白反応）と普通形態水準（o）、M、Ma、ペア反応、EA、積極的

運動反応 (active)、X+ %、平凡反応 (P)、人間反応内容 (All H)、GHR、PHR、Cg、COP があった。つまり、L の群間差は傾向水準にとどまったが、M や EA、積極的運動反応、COP などはいずれも L との共変関係が認められる構造データであり、非患者成人よりも高い L の要因が顕著に反映された可能性も否定できない。

3. 非行臨床における準拠資料との比較：判別妥当性の問題

心理臨床場面において、ロールシャッハ・テストが重宝される理由の 1 つに、非臨床群と臨床群の反応傾向に差異が認められる、つまり、判別妥当性がある。ここでは、服部・浦川・酒井 (2009) が報告した包括システムによる 53 名の非行少年データとの比較検討を行いたい。この記述的統計は、16~19 歳の非行少年による資料から算出されている。今回の高校生データにおける年齢の範囲 (15~18 歳) とは、完全に一致しているわけではないが、年齢層やサンプル数が近似値を示している条件での比較といえる。

R に関しては、非行少年においても、その平均値が 23.04 と高校生データと大差はない。L が高い (平均値 : 1.55、中央値 : 1.08) ことも共通しているが、高校生データよりもさらに高い傾向にある。

ただし、R の代表値がほぼ同じような水準、平均値の差異は認められるものの、L も高い傾向である点、外拡型をはじめとする体験型への該当頻度も類似傾向にあるなど、大きな反応スタイルは、ほぼ同年齢にある非患者データ（統制群とも考えることが可能である）と共通の基盤が存在している。そのうえで、多くの構造データを個別に検討すると、高校生と非行少年の記述的統計はかなり類似している。実際、非行臨床の専門家から請求されて、今回の高校生データを提示すると、「日々の臨床活動で得られる非行少年のデータに驚くほど似ていました」との感想が述べられたこともある。

次に、両群において、統計値が近似値を示している主要な構造データをいくつか紹介したい。EA については、高校生データの平均値が 5.88、非行少年データの平均値が 5.92 であり、es については、高校生データの平均値が 6.63、非行少年データの平均値が 6.11 である。そして、これらの構成要素である M や FM、m、積極的運動反応、消極的運動反応、色彩反応などの代表値も、両群において同じような水準である。また、平凡反応 (P) は、どの基準を使用するかによって、定義が多少異なるものの、高校生データの平均値が 4.50、非行少年データの平均値が 4.58 であり、中央値と最頻値は、両群ともに 4 と成人層よりもやや少ない。同様に、3 r + (2)/R についても、高校生データの平均値が 0.25、非行少年データの平均値が 0.26 と酷似している。

さらに、臨床群のデータでは特殊指標への該当頻度が重要である。包括システムにおける 6 つの特殊指標の中で、DEPI 陽性 ($DEPI > 4$) への該当頻度は、高校生データでは 64 名中 22 名 (34%)、非行少年データでは 53 名中 15 名 (29%) であり、ともに高橋・高橋・西尾 (2007) の非患者成人における 20% の該当頻度とは差異が認められる。また、HVI 陽性への該

当類度は、高校生データでは 64 名中 16 名 (25%) を示しており、非行少年データにおける 53 名中 12 名 (23%) とほぼ同様の水準である。これらの結果は、高橋・高橋・西尾 (2007) の非患者成人における 12% の該当類度と比較すると、顕著な差異が認められる。CDI 陽性 (CDI > 3) への該当類度は、高校生データでは 64 名中 30 名 (47%)、非行少年データでは 53 名中 21 名 (40%) である。この結果に関しては、非患者成人における CDI 陽性への該当類度は約 30 ~ 40% の範囲にあるので、判別力が顕著に高い指標とはいえない。これらの主要構造データ以外にも、多くの変数の記述的統計値に高校生と非行少年のロールシャッハ・データに類似傾向が認められる。

このような知見は、ロールシャッハ・テストにおける判別妥当性に大きな疑問が生じる 1 つの例ともいえる。つまり、臨床群と非臨床群の実質的な群間差が明らかに存在しているにもかかわらず、非臨床群の偽陽性や臨床群の偽陰性の確率が高すぎる場合、その心理検査ツール上には、有意差は認められないことになる。ロールシャッハ・テストに対する広範な批判の 1 つに特定の臨床群に対する鑑別力の低さがある (Wood et al., 2003)。今回の比較検討の結果から包括システムでは、非行少年に特有なロールシャッハ諸変数の布置が検出しにくいとの見解も成立する。勿論、群間差と個人の特徴を同列に語ることはできない。しかし、心理尺度の変数分布、つまり、分散やレンジ (範囲) に差異が認められない場合、少なくともサイン・アプローチを多用する心理検査に不可欠な基準作成は困難であろう。

一方、それぞれのデータにおける信頼性・妥当性が保証されている前提で考察すると次の 2 つの仮説が生成される。

①どの高校生にも非行のリスクが内在している

これは、どちらかといえば精神医学的視点と関連する。たしかに日常で痛ましい事件や事故が生じると、問題が生じた少年について、「あんなに普通に見える人物がなぜ?」とマスコミでとりあげられることも多い。そういう意味では、表面的には適応状態を装っていても、内在する衝動性や非適応的な思考などは、だれにでも存在している特性との見解である。

②どの非行少年にも健常な日常生活を営んでいる高校生と同じ特性を有する

この見解は、どちらかといえば心理学的視点に親和性があると考えられる。ただし、日常業務において、精神病理や行動病理が重篤な臨床群を主たる対象としている心理臨床家にとって、①の視点の方が馴染みは深いともいえる。実は、これが大きな盲点になることもある。心理検査の対象となる臨床群への支援を効果的なものにするためには、クライエントのリソース (資源)、つまり、個人の肯定的な側面に焦点づけを行う作業が不可欠である。そして、そのような視点が、アセスメントおよび処遇計画の過程において、支援方針の材料となる。換言すれば、臨床群において、非臨床群と大差のない長所や傾向を把握することは、心理療法やカウンセリングが効果的に展開する最大の要因である。

IV. 今後の課題

今回のデータ数は限られたものであり、研究知見の普遍化には思春期層の継続的なプロトコルの収集と蓄積が不可欠である。そして、それらの実証的データを基盤としたロールシャッハ解釈におけるガイドラインの作成が臨床現場では求められる。特に、今回の比較検討の結果に限っていえば、非行臨床という観点では、臨床群と非臨床群の差異は顕著なものではなく、むしろ成人層との差異、つまり、年齢の要因がより大きくロールシャッハ反応に寄与していることになる。その文脈では、思春期層でも、他の対象者群における反応傾向も同じような結果を示すか否かの検討も今後の重要な課題といえる。

注

- (1) 訳密には、心理学と精神医学は異なるので、精神科医の著作には「心理学」のタイトルを用いるべきではない。しかし実際には、一般的のイメージとして、心理学と精神医学は混同されることも多い。
- (2) この体系を作成したメンバーは、Meyer や Erdberg, Viglione らで、包括システムの研究や改訂に大きく関わってきた Exner の共同研究者たちが中心となっている。このなかで、Erdberg は包括システムの大著において、Exner の共著者となっている (Exner, & Erdberg, 2005)。R-PAS は、R の統制の問題や文化圏をこえた形態水準表の作成など、包括システムの精度を向上させた体系となっているが、国際的に包括システムを上回る普及が実現するかについては、投映法における反応自由度を重視する観点から、現時点では未知数と言える。
- (3) 日本人の平凡反応や形態水準の基準は、高橋・西尾 (1994) と高橋・高橋・西尾 (2002)、高橋・高橋・西尾 (2009) でいくつかの変更点がある。ただし、実質的な記述的統計の数値変動には、ほとんど影響しない程度のものである。今回、付表 A と B に掲載した準拠資料は、高橋・西尾 (1994) の基準による。
- (4) ただし、大学生に関しては、テスト状況や学年、心理学専攻か否かなどによって、かなりの群内変動が認められ、一概に純粹形態反応 (F) が多くて L も高いとは断言できない。

文献

- Exner, J. E. (1986) *The Rorschach : A Comprehensive System. Vol.1 : Basic foundations* (2nd ed.). John Wiley & Sons, Inc. 高橋雅春・高橋依子・田中富士夫 (上巻) / 秋谷たつ子・空井健三・小川俊樹 (下巻) 監訳 (1991) 現代ロールシャッハ・テスト体系. 金剛出版.
- Exner, J. E. (1988) Problems with brief Rorschach protocols. *Journal of Personality Assessment*, 52, 640-647.
- Exner, J. E. (1991) *The Rorschach : A Comprehensive System. Vol.2 : Interpretation* (2nd ed.). John Wiley & Sons, Inc. 藤岡淳子・中村紀子・佐藤 豊・寺村堅志訳 (1994) エクスナー法 ロールシャッハ解釈の基礎. 岩崎学術出版社.
- Exner, J. E. (1993) *The Rorschach : A Comprehensive System. Vol.1 : Basic foundations* (3rd ed.). John Wiley & Sons, Inc.
- Exner, J. E. (1995) Introduction. Exner (ed.) *Issues and methods in Rorschach research*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 1-24.
- Exner, J. E. (2000) *A Primer for Rorschach interpretation*. Rorschach Workshops. 中村紀子・野田昌

- 道監訳 (2002) ロールシャッハの解釈. 金剛出版.
- Exner, J. E. (2003) *The Rorschach: A Comprehensive System. Vol.1: Basic foundations and principles of interpretation* (4th ed.). John Wiley & Sons, Inc. 中村紀子・野田昌道監訳 (2009) ロールシャッハ・テスト 包括システムの基礎と解釈の原理. 金剛出版.
- Exner, J. E., & Erdberg, P. (2005) *The Rorschach: A Comprehensive System. Vol.2: Advanced interpretation* (3rd ed.). John Wiley & Sons, Inc.
- Exner, J. E., & Weiner, I. B (1995) *The Rorschach: A Comprehensive System. Vol.3: Assessment of children and adolescents* (2nd ed.). John Wiley & Sons, Inc.
- 服部元喜・浦川忠久・酒井宏智 (2009) 包括システムによるロールシャッハ・テストにおける 16 歳以上の非行少年の記述統計資料. 包括システムによる日本ロールシャッハ学会誌, 13, 43-49.
- 小西宏幸 (1996) 包括的システムにおけるロールシャッハ変数の相互関係. 関西心理学会 第 108 回大会発表論文集, 40.
- 小西宏幸 (1998) ロールシャッハ・テストの包括的システムからみた統制群としての大学生被検者. 関西大学大学院「人間科学」48, 71-87.
- 小西宏幸 (1999 a) 包括システムにおける LAMBDA の影響力. 包括システムによる日本ロールシャッハ学会誌, 3, 53-64.
- 小西宏幸 (1999 b) 包括システムにおける R の影響力. ロールシャッハ法研究, 1, 1-11.
- 小西宏幸 (2001) ロールシャッハ・テストの包括システムにおける L と CDI の関係. 心理臨床学研究, 19, 132-139.
- 小西宏幸 (2003) ロールシャッハ・テストの包括システムにおける L. 心理学研究, 73, 502-505.
- 小西宏幸・岸本和子 (2001) 包括システムによる高校生データの 1 例. 日本ロールシャッハ学会第 5 回大会プログラム・抄録集, 52-53.
- 小西宏幸・西尾博行 (1997) 包括システムにおけるロールシャッハ諸変数の性差. 包括システムによる日本ロールシャッハ学会誌, 1, 34-40.
- Lilienfeld, S. O., Wood, J. M., & Garb, H. N. (2000) The scientific status of projective techniques. *Psychological Science in the Public Interest*, 1, 27-66.
- 松本真理子 (2003) 子どものロールシャッハ法に関する研究. 風間書房.
- Meyer, G. J., Mihura, J. L., & Erdberg, P. (2011) Understanding the New Rorschach Performance Assessment System (R-PAS) as Applied to a Case. XX International Congress of Rorschach and Projective Methods, Abstract Book, 4.
- 中村紀子・佐藤 豊・藤岡淳子・寺村堅志・木村尚代・紀 理恵子・永井幸子・岩井昌也・中村伸一 (1992) EXNER 法による児童青年期のロールシャッハ・ノーマルデータの基礎研究. 安田生命事業団研究助成論文集, 28, 70-75.
- Noriko Nakamura, Yasuyuki Fuchigami, & Ritsuko Tsugawa (2007) Rorschach Comprehensive System data for a sample of 240 adult nonpatients from Japan. *Journal of Personality Assessment* 89 (S 1), S 97-102.
- 大野木 泉・星野良一 (2000) 包括システムによる女子高校生のロールシャッハ・ノーマルデータの基礎研究. 包括システムによる日本ロールシャッハ学会 第 6 回大会プログラム・抄録集, 7-8.
- Rorschach, H. (1921) *Psychodiagnostik*. Ernst Bircher.
- 東京ロールシャッハ研究会訳 (1958) 精神診断学. 牧書店.
- 片口安史 (1976) 精神診断学 (改訳版). 金子書房.
- 鈴木睦夫 (1998) 新・完訳 精神診断学-付 形態解釈実験の活用. 金子書房.
- 佐藤 豊・寺村堅志・中村紀子・藤岡淳子・佐藤尚代・岩井昌也・市川京子・渡邊 悟・内田桂子 (1998) 包括システムによるロールシャッハ・テストでの日本人一般成人の記述統計資料.

包括システムによる日本ロールシャッハ学会誌, 2, 74-78.

高橋雅春・西尾博行 (1994) 包括的システムによるロールシャッハ・テスト入門：基礎編. サイエンス社.

高橋雅春・高橋依子・西尾博行 (1998) 包括システムによるロールシャッハ解釈入門. 金剛出版.

高橋雅春・高橋依子・西尾博行 (2002) ロールシャッハ形態水準表－包括システムのわが国への適用. 金剛出版.

高橋雅春・高橋依子・西尾博行 (2006) ロールシャッハ・テスト実施法. 金剛出版.

高橋雅春・高橋依子・西尾博行 (2007) ロールシャッハ・テスト解釈法. 金剛出版.

高橋雅春・高橋依子・西尾博行 (2009) ロールシャッハ・テスト形態水準表. 金剛出版.

Wood, J. M., Nezworski, T. M., Lilienfeld, S. O., & Garb, H. N. (2003) *What's Wrong with the Rorschach?* John Wiley & Sons, Inc. 宮崎謙一訳 (2006) ロールシャッハテストはまちがっている－科学からの異議. 北大路書房.

付表 A 高校生の記述的統計 (N=64)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	度数	中央値	最頻値	歪度	尖度
年齢	16.33	0.99	15.00	18.00	64	16.00	16.00	0.73	-0.43
R	22.77	7.71	14.00	57.00	64	21.00	17.00	1.76	4.84
W	12.31	4.71	2.00	27.00	64	12.00	12.00	0.73	1.22
D	8.11	5.06	0.00	24.00	63	7.00	7.00	1.15	1.72
Dd	2.33	1.90	0.00	9.00	54	2.00	1.00	1.11	1.55
S	3.11	2.22	0.00	10.00	59	3.00	1.00	0.75	0.26
DQ +	4.86	3.51	0.00	26.00	62	5.00	5.00	3.52	20.39
DQv/+	0.22	0.45	0.00	2.00	13	0.00	0.00	1.91	2.92
DQo	15.81	5.44	6.00	31.00	64	15.00	12.00	0.64	-0.08
DQv	1.86	1.63	0.00	7.00	48	2.00	2.00	0.87	0.49
FQo	12.88	4.11	3.00	22.00	64	13.00	14.00	0.35	-0.12
FQu	6.66	4.18	0.00	22.00	63	6.00	6.00	1.22	2.14
FQ -	3.11	2.48	0.00	13.00	56	3.00	2.00	1.57	4.07
FQnone	0.13	0.33	0.00	1.00	8	0.00	0.00	2.32	3.50
MQo	2.03	1.83	0.00	7.00	48	2.00	0.00	0.71	-0.29
MQu	0.72	1.16	0.00	7.00	27	0.00	0.00	2.90	12.65
MQ -	0.20	0.44	0.00	2.00	12	0.00	0.00	2.06	3.63
MQnone	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
S -	0.53	0.93	0.00	5.00	24	0.00	0.00	2.82	10.23
M	2.95	2.65	0.00	16.00	55	2.50	2.00	2.12	8.20
FM	2.53	1.81	0.00	9.00	56	2.00	2.00	0.89	1.33
m	1.14	1.22	0.00	5.00	40	1.00	0.00	1.08	0.67
FM + m	3.67	2.32	0.00	13.00	60	3.00	3.00	1.06	2.79
FC	1.88	1.72	0.00	7.00	53	1.00	1.00	1.43	1.96
CF	1.73	1.50	0.00	6.00	50	1.00	1.00	0.90	0.33
C	0.14	0.39	0.00	2.00	8	0.00	0.00	2.89	8.40
Cn	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
AllC	3.75	2.58	0.00	12.00	61	3.00	4.00	1.15	1.50
WSumC	2.91	2.03	0.00	8.50	64	2.50	3.50	0.99	0.76
SumC'	1.72	1.79	0.00	9.00	47	1.00	0.00	1.84	4.56
SumT	0.20	0.48	0.00	2.00	11	0.00	0.00	2.37	5.11
SumV	0.28	0.58	0.00	3.00	15	0.00	0.00	2.47	7.46
SumY	0.75	0.96	0.00	4.00	32	0.50	0.00	1.42	1.72
SumSH	2.95	2.46	0.00	14.00	57	3.00	3.00	1.93	6.27
Fr + rF	0.22	0.60	0.00	3.00	9	0.00	0.00	3.00	8.97
FD	0.66	0.93	0.00	4.00	27	0.00	0.00	1.48	1.96
F	11.53	4.35	5.00	21.00	64	10.50	10.00	0.57	-0.38
(2)	4.89	3.24	0.00	15.00	60	4.00	3.00	1.08	1.54
3 r + (2) / R	0.25	0.14	0.00	0.76	64	0.25	0.29	1.02	2.48
L	1.23	0.84	0.36	6.00	64	1.00	1.00	3.19	15.94
EA	5.88	3.67	0.50	24.50	64	5.50	5.00	2.18	9.45
es	6.63	4.03	0.00	27.00	63	6.00	5.00	2.33	9.34
Dscore	-0.20	0.99	-3.00	2.00	64	0.00	0.00	-0.57	1.08
AdjD	0.02	0.90	-2.00	2.00	64	0.00	0.00	-0.44	0.48
a	3.39	2.79	0.00	17.00	56	3.00	2.00	2.03	7.87
p	3.33	2.52	0.00	14.00	57	3.00	2.00	1.69	5.04
Ma	1.17	1.87	0.00	12.00	33	1.00	0.00	3.44	17.08
Mp	1.84	1.61	0.00	7.00	50	2.00	1.00	0.98	0.84
Intellect	1.03	1.37	0.00	7.00	64	1.00	0.00	2.21	5.89
Zf	14.03	5.28	6.00	41.00	64	13.50	15.00	2.36	9.98
Zd	-0.95	4.78	-9.50	10.50	64	-1.00	0.00	0.26	-0.17
Blends	2.66	2.04	0.00	12.00	59	2.00	2.00	2.00	6.52
Blends/R	0.12	0.07	0.00	0.27	64	0.12	0.06	0.17	-0.37
ColShdB1	0.53	0.80	0.00	3.00	24	0.00	0.00	1.45	1.46
ShdB1	0.14	0.35	0.00	1.00	9	0.00	0.00	2.12	2.56
Afr	0.49	0.17	0.21	1.00	64	0.46	0.50	0.96	1.19
Populars	4.50	2.00	0.00	11.00	63	4.00	4.00	0.34	0.85
Common	0.47	0.59	0.00	2.00	27	0.00	0.00	0.84	-0.24

变数	平均值	標準偏差	最小值	最大值	度数	中央值	最頻值	歪度	尖度
XA%	0.87	0.09	0.53	1.00	64	0.87	1.00	-0.72	2.43
WDA%	0.88	0.09	0.52	1.00	64	0.87	1.00	-0.85	2.54
X+%	0.58	0.16	0.17	0.94	64	0.56	0.50	0.08	-0.13
Xu%	0.28	0.14	0.00	0.78	64	0.28	0.35	0.69	1.57
X-%	0.13	0.08	0.00	0.42	64	0.13	0.00	0.53	1.50
Isolate/R	0.19	0.11	0.00	0.48	64	0.18	0.14	0.71	0.10
H	2.08	1.58	0.00	7.00	53	2.00	1.00	0.62	0.13
(H)	0.75	1.59	0.00	11.00	25	0.00	0.00	4.60	27.30
Hd	1.58	1.51	0.00	7.00	47	1.00	1.00	1.16	1.46
(Hd)	0.84	1.13	0.00	5.00	29	0.00	0.00	1.41	2.03
Hx	0.08	0.37	0.00	2.00	3	0.00	0.00	4.85	23.04
AIIH	5.33	3.27	1.00	19.00	64	5.00	5.00	1.56	3.96
A	7.45	3.09	2.00	17.00	64	7.00	6.00	0.83	0.50
(A)	0.69	0.91	0.00	4.00	30	0.00	0.00	1.46	2.19
Ad	2.39	2.07	0.00	7.00	49	2.00	2.00	0.64	-0.56
(Ad)	0.31	0.59	0.00	2.00	16	0.00	0.00	1.75	2.06
An	0.45	0.89	0.00	4.00	17	0.00	0.00	2.17	4.48
Art	0.53	0.71	0.00	3.00	27	0.00	0.00	1.25	1.23
Ay	0.25	0.47	0.00	2.00	15	0.00	0.00	1.64	1.80
Bl	0.08	0.32	0.00	2.00	4	0.00	0.00	4.54	21.93
Bt	1.61	1.57	0.00	7.00	48	1.00	1.00	1.52	2.91
Cg	1.56	1.54	0.00	6.00	43	1.00	0.00	0.86	2.38
Cl	0.17	0.42	0.00	2.00	10	0.00	0.00	2.42	5.33
Ex	0.14	0.35	0.00	1.00	9	0.00	0.00	2.12	2.56
Fi	0.89	0.88	0.00	4.00	40	1.00	1.00	0.95	1.22
Food	0.39	0.58	0.00	2.00	22	0.00	0.00	1.20	0.50
Ge	0.08	0.32	0.00	2.00	4	0.00	0.00	4.54	21.93
Hh	0.56	0.81	0.00	3.00	25	0.00	0.00	1.34	1.03
Ls	1.30	1.45	0.00	6.00	40	1.00	0.00	1.31	1.40
Mask	0.33	0.67	0.00	3.00	16	0.00	0.00	2.48	6.76
Mu	0.58	0.59	0.00	2.00	34	1.00	1.00	0.42	-0.69
Na	0.52	0.84	0.00	4.00	23	0.00	0.00	1.97	4.50
Sc	1.03	1.04	0.00	4.00	41	1.00	1.00	0.99	0.62
Sx	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
Xy	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
Id	1.89	2.05	0.00	10.00	48	1.00	1.00	1.88	4.56
DV	0.39	0.66	0.00	2.00	19	0.00	0.00	1.46	0.88
INCOM	0.28	0.58	0.00	3.00	15	0.00	0.00	2.47	7.46
DR	0.05	0.28	0.00	2.00	2	0.00	0.00	6.36	41.98
FABCOM	0.41	0.75	0.00	4.00	19	0.00	0.00	2.43	7.64
DV2	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
INCOM2	0.06	0.24	0.00	1.00	4	0.00	0.00	3.70	12.08
DR2	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
FABCOM2	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
ALOG	0.03	0.18	0.00	1.00	2	0.00	0.00	5.52	29.37
CONTAM	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
Sum6Sp	1.22	1.51	0.00	7.00	36	1.00	0.00	1.54	2.72
Lv2Sp	0.06	0.24	0.00	1.00	4	0.00	0.00	3.70	12.08
WSum6	3.13	4.41	0.00	22.00	64	1.50	0.00	2.08	5.23
AB	0.13	0.49	0.00	3.00	5	0.00	0.00	4.55	22.25
AG	0.30	0.58	0.00	3.00	16	0.00	0.00	2.35	6.82
COP	0.47	0.76	0.00	4.00	23	0.00	0.00	2.16	6.56
CP	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00		
GHR	3.39	2.29	0.00	13.00	61	3.00	多重	1.43	3.91
PHR	2.41	1.93	0.00	8.00	57	2.00	1.00	1.21	1.44
MOR	0.80	1.10	0.00	5.00	29	0.00	0.00	1.60	2.81
PER	0.33	0.69	0.00	3.00	14	0.00	0.00	2.14	3.90
PSV	0.30	0.55	0.00	2.00	16	0.00	0.00	1.74	2.18

付表 B 高校生における主要変数の頻度と百分率 (N=64)

	人数	%		人数	%	
体験型						
Introversive	16	25%	X + % > .89	1	2%	
Pervasive	14	22%	X + % < .70	47	73%	
Ambitent	34	53%	X + % < .61	41	64%	
Extratensive	14	22%	X + % < .50	14	22%	
Pervasive	9	14%	Xu % > .20	42	66%	
			X - % > .15	23	36%	
ハイラムダスタイル						
L > .99	36	56%	X - % > .20	8	13%	
			X - % > .30	1	2%	
D スコア						
D > 0	12	19%	XA% < .70	1	2%	
D = 0	33	52%	WDA < .75	3	5%	
D < 0	19	30%	FC : CF + C の比率			
D < -1	6	9%	FC > (CF + C) + 2	7	11%	
			FC > (CF + C) + 1	11	17%	
修正 D スコア						
AdjD > 0	17	27%	(CF + C) > FC + 2	7	11%	
AdjD = 0	34	53%	(CF + C) > FC + 1	14	22%	
AdjD < 0	13	20%	その他の変数			
AdjD < -1	5	8%	R < 17	12	19%	
Zd > +3.0	9	14%	R > 27	13	20%	
Zd < -3.0	19	30%	DQv + DQv + > 2	20	31%	
布置と特殊指標						
S-CON 陽性	3	5%	S > 2	35	55%	
			SumT = 0	53	83%	
HVI 陽性	16	25%	SumT > 1	2	3%	
OBS 陽性	0	0%	3 r + (2) < .33	51	80%	
			3 r + (2) > .44	4	6%	
PTI = 5	0	0%	PureC > 1	1	2%	
PTI = 4	0	0%	Afr < .40	19	30%	
PTI = 3	1	2%	Afr < .50	34	53%	
DEPI = 7	0	0%	FM + m < Sum SH	21	33%	
DEPI = 6	9	14%	Populars < 4	19	30%	
DEPI = 5	13	20%	Populars > 7	2	3%	
CDI = 5	8	13%	COP = 0	41	64%	
CDI = 4	22	34%	COP > 2	1	2%	
			AG = 0	48	75%	
			AG > 2	1	2%	
			MOR > 2	4	6%	
			Level 2 Sp Sc > 0	3	5%	
			GHR > PHR	37	58%	
			PureH < 2	26	41%	
			PureH = 0	11	17%	
			p > a + 1	18	28%	
			Mp > Ma	30	47%	

