

包括システムのロールシャッハ・テスト に関する再検査研究：初回検査時に ハイラムダ・スタイルを示したデータを対象にして

小 西 宏 幸

I. はじめに

今日、ロールシャッハ・テスト（以下、ロ・テストとする）は、広義としてのパーソナリティの査定手段として定義されている。この場合、臨床心理学的な文脈が中心となっている。一方、狭義で、厳密な定義をパーソナリティなる構成概念に求める場合、一過性の症状や状態、あるいは、対人関係における態度とは異なり、時系列的にも状況的にも安定していることが前提となる。このため、パーソナリティ心理学の文脈で、性格検査における信頼性が探求される際、再検査が主要な方法となる。

ロ・テストは性格検査において、投映法の代表格として紹介されることが多いが、ここで用いられる「性格」なる構成概念は広義であり、精神病理学的な所見をパーソナリティ障害のような DSM のⅡ軸だけに限定したものでなく、不安や抑うつなどの気分の問題をはじめとする DSM のⅠ軸まで包含していることを前提としている。

ロ・テストには多様な体系が併存しているが、現時点でロ・テストにおける公共性、および実証性の側面では、Exner（1993, 2003）による包括システムが確固たる地位を築いている。包括システムの実証的基盤の成立過程においては、再検査法が重視されてきた。例えば、Exner（1980）は、さまざまな対象や検査間隔期間、さらに実験的操作を加味した複数の再検査研究の知見を示しながら、ロ・テストの性質を記述した。また、非患者成人を対象に包括システムにおけるロールシャッハ変数の時系列的安定性を検討した Exner et al.（1978）の研究報告も重要である。この研究は、パーソナリティ心理学領域における性格検査の心理測定法的視点を踏襲したものである。

ところで、包括システムにおいては、純粹形態反応（以下、F とする）が、どれほど優位であるかを LAMBDA（以下、L とする）なる指標で示す。R を反応総数とした時、L は次式によって算出される。

$$L = F / (R - F)$$

つまり、反応総数（R）の半数が F の決定因子によって成立する記録では、L は 1.00 となる。

そして、**L** の数値が 1.00 以上になるとハイラムダ・スタイル（以下、**HS** とする）と表現される。**Exner**（1995）によると、**HS** は代表的なロールシャッハ指標である体験型と同様、反応スタイルとして定義される。この反応スタイルは、さまざまな他のロールシャッハ変数や指標に影響を与える（小西，1999 a, 2001, 2003）。

ただし、**HS** はロ・テストを受検した対象者の性格傾向（いわゆるパーソナリティ特性）を反映している場合もあるが、その一方で、心理検査に対する防衛的な構えに代表される状況要因によっても表出される。後者の場合、**HS** によって、重要なロールシャッハ所見が偽陰性を示すことも少なくない。**Exner**（2000）は、当該の **HS** が性格傾向なのか、検査時における防衛的な構え（態度）を反映しているのか、サブタイプの識別として、**R** や **EA** などの他の変数の検討を推奨している。小西（2013）は、初回検査時と再検査時を通じて、両検査時とも **HS** が示された事例を対象としたロールシャッハ諸変数の再検査信頼性を検討した結果、顕著に高い再相関係数が認められた変数は少なかった。通常、臨床場面では常にロ・テストの再検査の実施が保証されているわけではない。仮に、**HS** の記録と遭遇した場合、再検査データが存在していない状況で、検査諸知見が、クライアントのパーソナリティ特性によって形成されたものなのか、一時的な状況要因によって成立したものかを判定することが必要である。それでは、いかなる可能性を考慮しつつ **HS** の記録を解釈すべきであろうか。本研究では、初回検査時に **HS** を示した記録を対象として、この反応スタイルが再検査時にも表出される確率を検討し、それとともに、**HS** における他のロールシャッハ変数の再検査信頼性の水準を検証することである。小西（2013）の再検査データとは異なり、再検査時に **HS** を示さないデータも含まれるために、実際の臨床場面で生じやすい条件下での検討ともいえる。

II. 方 法

1. 対象者

両検査時を通じて、臨床機関を利用していない 19～43 歳の非患者成人で、大学生が 8 名、社会人が 22 名から構成された計 30 名である（男性 5 名、女性 25 名）。対象者の初回検査時における平均年齢は 25.0 歳（標準偏差：6.84）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。

両検査時における対象者の生活環境の変化に関しては、再検査の終了時に、検査者が口頭で質問した。初回検査時と再検査時の間に、結婚による転居があった対象者は 1 名認められ、この **L** の変動は、1.38 から 0.89 であった。また、初回検査時に大学生であった者が、再検査時に社会人になった事例は認められなかった。さらに、初回検査時と再検査時の間に、子どもを妊娠・出産した事例、親族や親しい知人と死別した事例や離婚した事例、入院生活など、顕著な生活環境の変化に該当する事例も認められなかった。

2. 手続き

再検査法を用いて（6～9 か月の検査間隔期間）、すべての対象者に対して、同一の検査者が個人法によってロ・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については、高橋・高橋・西尾（2002）の日本人の非患者成人資料による基準を用いた。

反応のコード化に際しては、包括システムに習熟した 3 名以上の臨床家によって、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。なお、コード化の決定に意見が分かれる反応に関しては、最終的には筆者が決定した。

3. 分析方法

両検査時における主要変数の記述的統計を算出し、再検査時の統計値の変動を検討した。そして、初回検査時と再検査時における数値の差の分布について歪度と尖度を算出し、これらの 2 つの指標が、正規分析の基準値から、絶対値として 1 未満の差異を示している場合には、対応のある t 検定を用いた。一方、いずれかの指標が正規分布から、絶対値として 1 以上の差異を示している場合は、Wilcoxon の符合化順位検定を用いた。

次に、主要変数の再検査相関係数を算出した。ロールシャッハ諸変数には、頻度データが多く含まれるため、外れ値に対する頑強性の観点より、ノン・パラメトリックな統計量も示すことが重要である。そこで、Pearson の相関係数 (r) と併せて Kendall の相関係数 (τ) も算出した。

Ⅲ. 結果と考察

1. HS の一貫性

今回、初回検査時に HS を示した 30 名のうち、再検査時にも同様の HS に該当した者は 19 名であった。のこりの 11 名は、再検査時において、L の数値は 0.36～0.93 の範囲内であった。HS と R の少なさは、再検査の安定性を保証するものではないが、Exner (1988) が問題視するような $R < 14$ の記録は、本研究のデータには含まれていない。ただし、一般的に R が少ないとされる範囲 ($R < 17$) を示した HS は 11 名中 2 名であった。このうち 1 名は、両検査時とも R は 15 であり、EA も初回検査時に 3.5、再検査時に 4.0 と大差はないが、L は初回検査時に 1.14、再検査時に 0.67 と大きく変動した。もう 1 名は、R が初回検査時に 14、再検査時に 23 と顕著に増加しており、EA も初回検査時に 0.0、再検査時に 3.0 と変化した。L については、初回検査時に 3.67、再検査時に 0.77 と大きく変動した。この事例は、Exner (2000) の定義通りの状況要因による HS の表出パターンと考えることができよう。ただし、EA = 0 の場合、この変数だけでなく、体験型などの指標の信頼性も低下している前提で解釈すべきだが、この事例に限って言えば、再検査時の EA = 3.0 はそれほど高い数値とはいえない。

ところで、包括システムでは $R < 14$ の記録に遭遇した際、受検者に対して、より多くの反応を産出することを要求し、反応段階の再試行を推奨しているが、この実施法の根拠になっている知見も再検査法から得られている。Exner (1988) によると、 R が少ない記録から得られた解釈所見は、再検査データの研究知見から、対象者の継時的に一貫したパーソナリティ構造をアセスメントするには、短期間でのテスト所見の変動性があまりにも大きかった。つまり、 R が 14 以上なる基準は、最低限の再検査信頼性の確保ともいえる。実際、包括システムでは R が 14～16 の範囲内にある記録でさえも、信頼性、さらには妥当性が十分であるとはいえず、特に、HS に該当した記録が $R < 17$ である場合、自殺の可能性や抑うつ指標等の特殊指標をはじめとする多くの偽陰性を考慮する必要がある。包括システムでは、 R が少ない、かつ L が高い記録に対する警鐘がなされている。

また、11 名中 3 名は、初回検査時は $R > 17$ に該当していたが、 $EA < 4.0$ と低い水準であり、再検査時には、 $L < 1.00$ と同時に 4.0 以上の EA を示していた。そのうち 1 名は EA が 2.5 から 8.0 と 3 倍以上の増加を示し、 L の数値も 1.25 から 0.36 と大幅な変動が認められた。

さらに、11 名中 6 名の過半数が、初回検査時に R が 17 以上、 EA も 4.0 以上を示す性格傾向としての HS の条件に該当するものであるが、再検査時には HS が再現されなかった。このような知見は、 R と EA の検討だけでは性格傾向としての HS を判断する根拠としては不十分であることを示唆しているとも考えられる。

2. 体験型の一貫性

初回検査時における体験型の分布は、内向型が 9 名、不定（両向）型が 16 名、外拡型が 5 名であり、再検査時では、内向型が 10 名、不定（両向）型が 16 名、外拡型が 4 名であった。つまり、両検査時を通じて、不定（両向）型が最頻値を示しており、外拡型が少なかった。初回検査時の不定（両向）型は、HS の定義に該当する記録だが、現在の包括システムの枠組みでは、「回避型」の観点のもと、HS に該当しない不定（両向）型と区別する風潮がある。同様に、内向型と外拡型も、HS に該当する反応スタイルを「回避－内向型」「回避－外拡型」と表記することもある。ただし、この分類法に従うと、異なる反応スタイルとしての HS と体験型が、文脈によっては混同されたり、並立されたりする。つまり、反応スタイルが 6 種類に下位分類されたり、4 種類に分類されたりすると、複雑な下位分類体系が成立してしまう。元来、ラムダのスタイルと体験型は鍵変数のうえでも、異なる次元として評価されるので、今回の体験型における頻度は、内向型と不定（両向）型、外拡型の 3 類型で示した。

Exner (1995) が HS と同様、反応スタイルとして定義した体験型については、再検査時に変化が認められた対象者は、30 名中 11 名であった。このうち、内向型から不定（両向）型に変化した者は 3 名、不定（両向）型から内向型に変化した者が 3 名、外拡型から不定（両向）型、あるいは、不定（両向）型から外拡型に変化した頻度は、ともに 2 名ずつであり、外拡型から内向型に変化した者は 1 名であった。

3. 再検査時における統計量の変動

表1は、両検査時における主要なロールシャッハ諸変数の記述的統計、および再検査時における統計値の増減に関する検定結果である。

この結果が示すように、再検査時に有意な変動が認められた変数には、L や DO+, M, CF, EA, passive, Mp, Ad があった。再検査時での L 以外のこれらの7変数は、すべて有意な増加を示した。

表1 両検査時における主要変数の記述的統計 (N=30)

									上段 下段	初回検査時 再検査時
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	検定
R	22.46	5.82	14.00	38.00	30	22.50	19.00	0.62	0.15	**(t)
	24.26	6.90	14.00	36.00	30	23.00	23.00	0.13	-1.06	
W	9.63	4.13	3.00	21.00	30	9.50	5.00	0.82	1.01	
	9.76	4.74	3.00	27.00	30	9.50	9.00	1.69	5.05	
D	10.73	4.79	3.00	20.00	30	11.00	8.00	0.19	-0.94	
	12.16	5.80	3.00	24.00	30	10.50	9.00	0.25	-0.93	
Dd	2.10	2.00	0.00	8.00	25	1.00	1.00	1.41	1.93	
	2.33	1.72	0.00	7.00	26	2.00	1.00	0.73	0.38	
S	2.60	2.17	0.00	10.00	26	2.00	2.00	1.56	3.62	
	3.00	1.94	0.00	8.00	27	2.50	2.00	0.57	0.06	
DQ+	3.30	1.74	0.00	7.00	28	3.50	4.00	-0.12	-0.24	
	4.43	2.35	0.00	10.00	29	4.00	2.00	0.40	-0.03	
DQv/+	0.13	0.43	0.00	2.00	3	0.00	0.00	3.49	12.51	
	0.10	0.30	0.00	1.00	3	0.00	0.00	2.80	6.30	
DQo	17.90	5.52	10.00	31.00	30	17.00	13.00	0.54	-0.43	
	18.63	6.65	8.00	33.00	30	18.50	26.00	0.14	-0.90	
DQv	1.13	1.71	0.00	8.00	15	0.50	0.00	2.49	8.10	
	1.10	1.12	0.00	3.00	18	1.00	0.00	0.56	-1.05	
M	2.43	1.94	0.00	8.00	24	3.00	3.00	1.94	3.77	
	3.13	1.61	1.00	6.00	30	3.00	3.00	0.40	-0.95	
FM	2.20	1.58	0.00	6.00	26	2.00	1.00	0.48	-0.41	
	2.30	1.82	0.00	6.00	25	2.00	2.00	0.61	-0.57	
m	0.50	0.86	0.00	3.00	10	0.00	0.00	1.90	3.21	
	0.90	1.47	0.00	7.00	14	0.00	0.00	2.76	9.71	
FM+m	2.70	1.96	0.00	7.00	27	2.00	1.00	0.47	-0.77	
	3.20	2.38	0.00	12.00	27	3.00	2.00	1.79	5.42	
FC	1.90	2.00	0.00	8.00	23	1.50	1.00	1.90	4.23	
	1.86	1.52	0.00	6.00	25	1.50	1.00	0.86	0.30	
CF	1.01	1.30	0.00	6.00	18	1.00	0.00	2.20	6.47	
	1.53	1.33	0.00	6.00	23	1.00	1.00	1.22	2.76	
C	0.13	0.34	0.00	1.00	4	0.00	0.00	2.27	3.38	
	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00			
CF+C	1.15	1.29	0.00	6.00	20	1.00	1.00	1.98	5.72	
	1.53	1.33	0.00	6.00	23	1.00	1.00	1.22	2.76	
WSumC	2.16	1.60	0.00	7.00	30	2.25	2.50	1.16	2.25	
	2.46	1.47	0.00	6.50	30	2.25	2.00	0.89	1.34	
SumC'	1.36	1.51	0.00	5.00	18	1.00	0.00	1.03	0.32	
	1.70	1.85	0.00	6.00	18	1.00	0.00	0.78	-0.58	
SumT	0.06	0.25	0.00	1.00	2	0.00	0.00	3.65	12.20	
	0.23	0.50	0.00	2.00	6	0.00	0.00	2.15	4.24	

表 1 (つづき)

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	検定
SumV	0.13	0.34	0.00	1.00	4	0.00	0.00	2.27	3.38	
	0.23	0.50	0.00	2.00	6	0.00	0.00	2.15	4.24	
SumY	0.63	0.88	0.00	3.00	12	0.00	0.00	1.13	0.16	
	0.60	0.77	0.00	3.00	14	0.00	0.00	1.33	1.87	
SumSH	2.20	1.84	0.00	7.00	25	2.00	2.00	1.02	0.55	
	2.76	2.40	0.00	8.00	24	2.00	0.00	0.58	-0.82	
Fr + rF	0.06	0.25	0.00	1.00	2	0.00	0.00	3.65	12.20	
	0.06	0.36	0.00	2.00	1	0.00	0.00	5.47	30.00	
FD	0.63	0.66	0.00	2.00	16	1.00	0.00	0.58	-0.58	
	0.53	0.73	0.00	2.00	12	0.00	0.00	0.73	0.53	
F	13.66	3.91	8.00	23.00	30	13.50	11.00	0.67	-0.17	
	13.46	5.32	5.00	23.00	30	13.50	6.00	0.13	-0.91	
(2)	6.03	3.24	1.00	13.00	30	5.00	4.00	0.22	-0.80	
	7.66	4.09	1.00	18.00	30	8.00	9.00	0.38	0.02	
3r + (2)/R	0.27	0.14	0.05	0.69	30	0.26	0.21	0.56	0.69	
	0.32	0.14	0.04	0.67	30	0.32	0.04	0.05	0.04	
L	1.78	0.96	1.00	5.25	30	1.37	1.38	2.02	4.71	*(s)
	1.45	1.14	0.36	6.67	30	1.25	0.75	3.53	15.30	
EA	4.60	2.33	0.00	11.00	30	4.00	4.00	0.44	0.73	*(s)
	5.60	2.24	1.00	9.50	30	5.00	4.00	0.14	-0.43	
es	4.90	3.17	1.00	12.00	30	4.00	4.00	0.90	-0.04	
	5.96	3.87	1.00	17.00	30	6.00	6.00	1.10	1.02	
D score	-0.10	1.21	-3.00	2.00	30	0.00	0.00	-0.66	1.19	
	-0.10	1.12	-3.00	2.00	30	0.00	0.00	-0.88	1.99	
Adj D	0.00	1.17	-3.00	2.00	30	0.00	0.00	-0.82	1.83	
	0.13	1.10	-3.00	2.00	30	0.00	0.00	-0.44	1.56	
a	2.43	2.06	0.00	9.00	27	2.00	2.00	1.56	2.80	
	2.56	2.02	0.00	8.00	25	2.00	4.00	0.69	0.26	
p	2.70	1.57	0.00	6.00	28	2.50	2.00	0.25	-0.66	** (t)
	3.80	1.64	1.00	8.00	30	4.00	4.00	0.49	0.38	
Ma	1.16	1.36	0.00	6.00	19	1.00	0.00	1.84	4.50	
	1.16	1.01	0.00	3.00	21	1.00	1.00	0.47	-0.79	
Mp	1.26	1.11	0.00	4.00	21	1.00	0.00	0.55	-0.33	** (t)
	1.96	1.03	0.00	4.00	29	2.00	2.00	0.47	-0.33	
Intellect	0.80	1.15	0.00	4.00	30	0.00	0.00	1.56	2.04	
	0.83	1.11	0.00	5.00	30	1.00	0.00	2.10	5.82	
Zf	11.50	4.08	3.00	23.00	30	11.50	11.00	0.53	1.56	
	12.30	4.78	4.00	30.00	30	12.50	13.00	1.47	5.55	
Zd	-1.45	5.95	-14.00	14.00	30	-1.25	-1.00	0.28	1.36	
	-0.83	4.05	-12.50	5.50	30	-0.50	-3.50	-0.73	0.84	
Blends	2.13	1.50	0.00	6.00	27	2.00	2.00	0.99	1.24	
	1.96	1.97	0.00	7.00	23	1.00	1.00	1.05	0.17	
ColShdB1	0.26	0.44	0.00	1.00	8	0.00	0.00	1.11	-0.82	
	0.40	0.77	0.00	3.00	8	0.00	0.00	2.05	3.89	
Afr	0.53	0.27	0.25	1.60	30	0.49	0.58	2.32	7.38	
	0.51	0.16	0.27	0.79	30	0.48	0.42	0.29	-1.07	
Pop	5.10	1.62	2.00	9.00	30	5.00	4.00	0.49	0.09	
	5.33	2.73	1.00	12.00	30	5.00	4.00	0.68	0.03	
XA%	0.89	0.06	0.72	1.00	30	0.90	0.86	-0.74	0.62	
	0.89	0.06	0.73	1.00	30	0.89	0.87	-0.41	0.04	
WDA%	0.90	0.06	0.71	1.00	30	0.89	0.88	-0.60	1.62	
	0.90	0.06	0.72	1.00	30	0.91	0.86	-0.49	0.35	
X + %	0.69	0.14	0.30	1.00	30	0.72	0.79	-0.68	0.97	
	0.65	0.13	0.40	1.00	30	0.65	0.65	0.17	0.20	

表 1 (つづき)

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	検定
Xu%	0.20	0.12	0.00	0.56	30	0.18	0.08	0.89	0.63	
	0.23	0.11	0.00	0.44	30	0.24	0.09	-0.01	-0.90	
X- %	0.10	0.06	0.00	0.28	30	0.10	0.05	0.82	0.79	
	0.10	0.06	0.00	0.27	30	0.10	0.13	0.47	0.10	
Isolate/R	0.11	0.12	0.00	0.67	30	0.07	0.00	3.15	12.78	
	0.12	0.13	0.00	0.71	30	0.09	0.00	3.14	12.97	
H	2.40	1.63	0.00	7.00	27	2.00	2.00	0.98	1.41	
	2.63	1.80	0.00	10.00	29	2.00	2.00	2.35	8.85	
(H)	1.20	1.56	0.00	7.00	18	1.00	1.00	2.08	5.56	
	1.13	1.19	0.00	4.00	18	1.00	0.00	0.76	-0.45	
Hd	1.20	0.96	0.00	3.00	23	1.00	1.00	0.56	-0.42	
	1.56	1.73	0.00	9.00	23	1.00	1.00	2.80	11.23	
(Hd)	0.83	1.34	0.00	5.00	13	0.00	0.00	1.97	3.40	
	0.83	0.98	0.00	3.00	16	1.00	0.00	1.05	0.18	
AllH	5.63	3.53	1.00	18.00	30	5.00	3.00	1.93	4.54	
	6.16	3.15	2.00	17.00	30	6.00	6.00	1.52	3.74	
A	8.43	4.14	4.00	18.00	30	7.00	4.00	1.14	0.50	
	8.60	3.79	4.00	18.00	30	7.50	6.00	0.80	-0.06	
(A)	0.66	0.84	0.00	3.00	14	0.00	0.00	1.09	0.46	
	0.70	0.91	0.00	3.00	14	0.00	0.00	1.23	0.79	
Ad	2.56	1.73	0.00	6.00	26	2.50	2.00	0.26	-0.65	*(t)
	3.33	2.07	0.00	9.00	27	3.00	4.00	0.49	0.56	
(Ad)	0.40	0.62	0.00	2.00	10	0.00	0.00	1.32	0.83	
	0.30	0.53	0.00	2.00	8	0.00	0.00	1.62	1.95	
An	0.40	0.67	0.00	2.00	9	0.00	0.00	1.47	0.95	
	0.23	0.50	0.00	2.00	6	0.00	0.00	2.15	4.24	
Cg	2.20	2.14	0.00	10.00	20	2.00	1.00	2.15	6.85	
	2.70	1.75	0.00	7.00	21	3.00	3.00	0.48	0.58	
Fd	0.25	0.44	0.00	1.00	6	0.00	0.00	1.23	-0.53	
	0.33	0.48	0.00	1.00	8	0.00	0.00	0.75	-1.56	
Xy	0.13	0.34	0.00	1.00	4	0.00	0.00	2.27	3.38	
	0.10	0.30	0.00	1.00	3	0.00	0.00	2.80	6.30	
Sum6 Sp	1.13	1.25	0.00	4.00	17	1.00	0.00	0.74	-0.71	
	1.30	1.66	0.00	7.00	17	1.00	0.00	1.79	3.89	
WSum6	2.20	2.68	0.00	10.00	30	1.00	0.00	1.29	1.36	
	3.43	4.78	0.00	19.00	30	2.50	0.00	2.18	5.22	
AG	0.20	0.61	0.00	3.00	4	0.00	0.00	3.78	15.85	
	0.20	0.55	0.00	2.00	4	0.00	0.00	2.75	6.73	
COP	0.46	0.73	0.00	2.00	10	0.00	0.00	1.26	0.17	
	0.46	0.73	0.00	2.00	10	0.00	0.00	1.26	0.17	
GHR	4.13	3.26	0.00	15.00	28	3.00	3.00	1.60	3.38	
	4.17	2.06	1.00	8.00	30	4.50	3.00	0.03	-0.91	
PHR	1.70	1.20	0.00	4.00	25	1.50	1.00	0.24	-0.94	
	2.16	2.27	0.00	9.00	26	1.00	1.00	2.01	4.09	
MOR	0.50	0.82	0.00	3.00	10	0.00	0.00	1.60	1.90	
	0.53	0.68	0.00	2.00	13	0.00	0.00	0.92	-0.24	
PER	0.26	0.58	0.00	2.00	6	0.00	0.00	2.14	3.74	
	0.30	0.65	0.00	3.00	7	0.00	0.00	2.82	9.57	
PSV	0.40	0.62	0.00	2.00	10	0.00	0.00	1.32	0.83	
	0.13	0.34	0.00	1.00	4	0.00	0.00	2.27	3.38	

注) *: $p < .05$ **: $p < .01$

t: 対応のある t 検定

s: Wilcoxon の符号化順位検定

4. 再検査相関係数

主要変数の再検査相関係数については、表 2 のような結果が得られた。

表 2 主要変数の再検査相関係数 (N=30)

変数	r	τ	変数	r	τ
R	0.58	0.46	Mp	0.27	0.25
W	0.69	0.45	Intellect	0.64	0.65
D	0.68	0.50	Zf	0.72	0.41
Dd	0.58	0.44	Zd	0.64	0.37
S	0.43	0.36	Blends	0.36	0.25
DQ+	0.54	0.44	Col Shd Blend	-0.01	0.09
DQv/+	0.15	0.24	Afr	0.29	0.22
DQo	0.67	0.58	Pop	0.72	0.50
DQv	0.29	0.39	XA%	0.41	0.27
M	0.53	0.45	WDA%	0.38	0.29
FM	0.56	0.39	X+%	0.64	0.45
m	0.25	0.51	Xu%	0.45	0.35
FM+m	0.39	0.35	X-%	0.42	0.27
FC	0.40	0.30	Isolate/R	0.91	0.55
CF	0.26	0.26	H	0.75	0.61
C	-----	-----	(H)	0.64	0.68
CF+C	0.27	0.29	Hd	0.54	0.49
WSum C	0.46	0.27	(Hd)	0.55	0.51
SumC'	0.36	0.35	AllH	0.68	0.53
SumT	0.14	0.19	A	0.76	0.49
SumV	0.60	0.55	(A)	0.62	0.53
SumY	0.58	0.53	Ad	0.62	0.45
SumSH	0.43	0.29	(Ad)	0.45	0.41
Fr+rF	-0.04	-0.04	An	0.53	0.56
FD	0.62	0.61	Cg	0.35	0.37
F	0.59	0.51	Food	0.45	0.45
(2)	0.32	0.30	Xy	0.85	0.85
3r+(2)/R	0.46	0.23	Sum6 Sp	0.47	0.39
L	0.18	0.20	WSum6	0.44	0.36
EA	0.41	0.35	AG	0.49	0.18
es	0.47	0.19	COP	0.54	0.45
D Score	0.39	0.36	GHR	0.64	0.56
Adj D	0.50	0.43	PHR	0.53	0.48
a	0.32	0.28	MOR	0.24	0.26
p	0.25	0.13	PER	0.32	0.32
Ma	0.54	0.51	PSV	-0.06	0.11

Exner et al. (1978) によると、包括システムのロールシャッハ主要変数の時系列的安定性は比較的高く、m や SumY を除いては、ほとんどが .75 以上の再検査相関係数 (r) を示す。今回は初回検査時に HS に該当する、いわゆる対象を限定した結果ではあるが、.75 以上の r を示した変数は A と H, Xy, Isolate (孤立指標) であった。ただし、Isolate については、 τ の数値が .55 と r=.91 に比して著しく低い。同様に、A に関しても、r=.76 に比して、 τ =.49 と格差が認められた。つまり、見かけ上の相関は高いものの、実質上の再検査信頼性の文脈からは、それほど安定性が認められてはいない。一方、Xy は 2 種類の相関係数の値に差は認められなかった。通常、出現頻度の低い頻度データでは、再相関係数は低くなる傾向にあるが .80 を上回る

水準は珍しいといえよう。

また、**Fr+rF** や色彩濃淡ブレンド、**PSV** など、ほぼ無相関を示した変数も認められ、**HS** の記録を対象者の比較的安定した特性と解釈することへの慎重な姿勢が、臨床家には要求される。特に、日本人は **HS** に該当する確率が高いので、この見地は重要である。

今回のように、状況要因の可能性が否定できない **HS** に限定した再検査データでは、通常の再検査研究で得られる知見よりも、再検査相関係数が低くなる傾向にあることは当然といえる。ただし、日本人対象者における再検査研究を概観すると（例えば、森田，1993；小西 1999 b, 2000 b, 2007 など）、**HS** に限定しないデータであったとしても、**Exner et al. (1978)** の示す水準よりは再検査相関係数の数値は低い傾向にある。この背景には、日本人を対象としたデータには **HS** に該当する記録の頻度が多いといえ、今回の研究知見が示すように、この反応スタイルが再検査信頼性を不安定なものにしているといえよう。そして、その反応スタイルが出現しやすい対象者群の 1 つに、日本人が該当するならば、わが国の臨床場面における心理アセスメント業務に際して、再検査一貫性の過剰評価を常に意識する必要があるだろう。実際、日本人における **L** の高さは、従来より、非患者成人の平均域からも示されている（例えば、高橋・高橋・西尾，2007）。

5. 比率データ

ロ・テストでは、体験型の他にも、複数の変数を左辺と右辺の比率形式に示す構造データがいくつも想定される。表 3 は、包括システムにおける代表的な比率データが、今回の **HS** を対象とした再検査研究の文脈で、どれほどの一貫性を示すかを検討したものである。小西（2000 a）による研究結果と同様、いずれの比率データも再検査時において、方向性が逆転した頻度は少ない。ただし、**a : p** や **Ma : Mp** が示しているように、両検査時を通じて、同一の方向性を示した頻度がそれほど多くない指標も認められた。つまり、比率データにおいても、**Exner et al. (1978)** が示すほどの再検査一貫性は保証されないことになる。

表 3 両検査時における比率データの変動

比率データ	A	B	C
EA : es	19	3	8
FM + m : Sum Shading	19	6	5
FC : CF + C	15	12	3
WSum C : Sum C'	22	5	3
a : p	8	16	6
Ma : Mp	11	16	3
W : D	24	4	2

- 注) A : 両検査時とも同一の方向性を示したか、左辺 = 右辺であった頻度
 B : 初回検査時（再検査時）には、左辺優位か、右辺優位を示したが、再検査時（初回検査時）には、左辺 = 右辺を示した頻度
 C : 再検査時において左辺優位から右辺優位に、あるいは、右辺優位から左辺優位に変化した頻度

6. 特殊指標

Exner（2003）の包括システムにおいては、S-CON（自殺の可能性に関する指標）、PTI（知覚と思考の指標）、DEPI（抑うつ指標）、CDI（対処力不全指標）、HVI（警戒心過剰指標）、OBS（強迫的様式指標）の6つの特殊指標が設定されている。表4に示したように、これらの指標の中で、両検査時を通じて、PTIとOBSに該当する対象者は皆無であった。S-CONについては、再検査時に8の数値を示した対象者が30名中1名認められた。初回検査時にS-CON>7を示した記録は皆無であった。

DEPIに関しては、両検査時を通じて、DEPI \geq 5（これがDEPI陽性とされる）を示した対象者は30名中2名であり、初回検査時のみに、この条件に該当した頻度は30名中5名であり、同様に、再検査時のみに陽性を示した頻度も30名中5名であった。

CDIに関しては、両検査時を通じて、CDI \geq 4（これがCDI陽性とされる）を示した対象者は30名中5名であり、初回検査時のみに、この条件に該当した頻度は30名中4名であり、再検査時のみに陽性を示した頻度も30名中6名であった。

なお、両検査時を通じて、HVIに該当した対象者は30名中2名であり、初回検査時のみに、この条件に該当した頻度は30名中5名であり、再検査時のみに陽性を示した頻度も30名中5名であった。

CDIとHVIに関しては、パーソナリティ構造を反映する指標としての側面も特徴的であるが、少なくとも、今回の結果からは、再検査一貫性は保証されなかったといえる。もちろん、臨床例に関しては、異なる結果の可能性も否定できないが、HSという反応スタイルがパーソナリティ構造のような比較的安定した特性の検出を困難にしている1つの要因とも考えられる。特に、CDIに関しては、小西（2001）も示しているように、Lと共変する変数が構成要素として多く含まれているために、状況要因としてHSが成立した結果、CDIに該当しやすい背景も、パーソナリティ要因とは異なる文脈で生じることになる。

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継続的な事例の収集および蓄積が必要である。特に、男女比率に関しては、今回の対象者は女性が多いので、男性データの蓄積は今後の重要な課題である。また、さまざまな対象者群に対する検証も不可欠であろう。

なお、非患者成人における包括システムによるロ・テストの男女差に関しては、小西・西尾

表4 両検査時における特殊指標の該当頻度

特殊指標	1st	2nd
S-CON>7	1	0
HVI 陽性	7	7
OBS 陽性	0	0
PTI \geq 3	0	0
DEPI=7	0	0
DEPI=6	0	1
DEPI=5	7	6
CDI=5	2	2
CDI=4	7	9

注) 1st：初回検査時

2nd：再検査時

(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有意差が認められているものの、数多くの変数、および指標のうち、有意な男女差の認められたものは少なかった。**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研究知見から、包括システムの構造的なロールシャッハ変数における男女差は小さいといえよう。そして、男性は女性に比して、**L** が高い傾向にあるので、今回のような **HS** を示す女性対象者の再検査データは貴重ともいえる。このような特性を有する再検査データの蓄積作業も重要であろう。

文献

- Exner, J. E. (1980) But it's only an inkblot. *Journal of Personality Assessment*, 44, 562-577.
- Exner, J. E. (1988) Problems with brief Rorschach protocols. *Journal of Personality Assessment*, 52, 640-647.
- 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., Armbruster, G. L., & Viglione, D. (1978) The temporal stability of some Rorschach features. *Journal of Personality Assessment*, 42, 474-482.
- 小西宏幸 (1996) 包括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 (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ロールシャッハ変数の時系列的安定性. 心理臨床学研究, 17, 497-503.
- 小西宏幸 (2000 a) 包括システムにおけるロールシャッハ指標の時系列的安定性. 関西大学大学院「人間科学」52, 251-264.
- 小西宏幸 (2000 b) 包括システムにおける構造データの時系列的安定性: 領域・発達水準・決定因子を中心に. 日本心理臨床学会, 第 19 回大会発表論文集, 240.
- 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 (2007) 包括システムにおける人間表象反応の再検査研究. 包括システムによる日本ロールシャッハ学会誌, 11, 31-43.
- 小西宏幸 (2013) ロールシャッハ・テストの包括システムにおけるハイラムダ・スタイルの再検査研究. 大阪大谷大学紀要, 47, 1-11.

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.

森田紀之（1993）Exner の包括的システムによるロールシャッハ変数の信頼性について，関西大学社会学研究科修士論文（未公刊）.

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（2007）ロールシャッハ・テスト解釈法，金剛出版.

付記

本研究は、日本心理臨床学会第 21 回大会（2002）において発表したデータを対象にしており、2004 年に、関西大学社会学研究科に提出した博士論文の一部を再構成したものである。

訂正

小西宏幸（2013）ロールシャッハ・テストの包括システムにおけるハイラムダ・スタイルの再検査研究，大阪大谷大学紀要，47, 1-11.

における表 1（p 5）の記述的統計値の表記に誤植がございました。XA%と WDA%における最小値と最大値の数値が反対に記載されておりました。以下の付表のように訂正いたします。

付表：XA%と WDA%における最小値と最大値の訂正

誤

⇒

正

変数	最小値	最大値
XA%	1.00	0.72
	1.00	0.73
WDA%	1.00	0.71
	1.00	0.72

変数	最小値	最大値
XA%	0.72	1.00
	0.73	1.00
WDA%	0.71	1.00
	0.72	1.00