

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

小 西 宏 幸

I. はじめに

ロールシャッハ・テスト（以下、ロ・テストとする）は、パーソナリティの査定手段として定義されている。このパーソナリティを内的一貫性の立場から把握するならば、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、パーソナリティ検査における信頼性の問題で、再検査が主要な方法の1つに位置づけられる。ただし、臨床心理学の文脈から広義でパーソナリティを記述する際、このような変動しにくい特性のみならず、不安や抑うつなど、性格の概念というよりも不安定な症状レベルも包含して考慮される場合も少なくない。精神医学的な診断基準である DSM でいえば、気分障害や不安障害などを評価する I 軸と発達障害やパーソナリティ障害を評価する II 軸の要因が共存してテスト上に表出されるともいえる。少なくとも、ロ・テストはパーソナリティ心理学よりも臨床心理学に親和性の高いツールであるので、査定対象の明示は非常に重要である。

ロ・テストには多様な体系が併存しているが、現時点でその公共性、および実証性の側面では、Exner (1986, 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諸知見を示しながら、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。

一方、臨床心理学的にロ・テストを用いる場合、心理療法の効果検証も不可欠となる。この場合、再検査はテスト結果の不変性や安定性よりも、症状や心理的状态の改善を検出することが重視されるので、ロ・テストの変動する側面が妥当性の根拠となる。包括システムにおいても、さまざまな指標における安定性の検証だけでなく、心理療法の効果測定のための再検査研究も行われてきた (Weiner, & Exner, 1991; Exner, & Sanglade, 1992)。そして、Grønnerød (2004) は、再検査法を用いた心理療法の効果研究のメタ分析によって、ロ・テストが治療的变化をとら

(2)

える手段として妥当であると示している。

本研究は、包括システムによるロ・テストの再検査研究の1つである。包括システムでは、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（以下、Rとする）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。包括システムでは、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）。そして、反応スタイルが個人差を反映する構成概念ならば、必然的にパーソナリティ傾向との関連性が重視される。なお、包括システムでは、ステップ解釈の際、どの指標や変数を優先的に検討するかについて、いくつかの鍵変数に関する序列が存在する。そして、HSは体験型よりも重要な鍵変数として位置づけられている。その文脈では、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が、この判別法の効用も日本人対象者では限界があり（小西，2004）、HSにおける継時的一貫性の検証は、包括システムを妥当に用いるためにも極めて重要な課題である。

そこで、本研究で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て、ロールシャッハ諸変数の再検査信頼性を検討したい。

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19～42歳の非患者成人で、大学生が8名、社会人が13名から構成された計21名である（男性3名、女性18名）。対象者の初回検査時における平均年齢は23.9歳（標準偏差：5.8）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。今回の対象者には、転居や結婚、離婚、就職や転職、入院生活など、顕著な生活環境の変化に該当する事例は認められなかった。

2. 手続き

再検査法を用いて (5 か月 2 週間～7 か月 1 週間の検査間隔期間)、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 (2006) の日本人の非患者成人資料による定義を用いた。

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尖度と歪度を算出し、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析から絶対値として 1 以上の差異を示している場合は、Wilcoxon の符合理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. 再検査時における統計値の変動

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、R と S, CF, F, X+ %, Isolate/R, Ad があつた。ロ・テストでは R の変動が他の変数や指標に影響をもたらす要因となるが (例えば、小西, 1999 b)、今回のデータでは再検査において、平均値では約 3、中央値と最頻値では 2 の増加となっている。ただし、両検査時における代表値はいずれも R の準拠データとしては平均域内であり、他の多くの変数が著しく共変関係を示したとは言い難い。Exner (1986) は、R が一定数以上あるならば、反応数がそれ以上増加しても、解釈に有用な情報は出尽している可能性が高く、過度に R が多くなっても、それに伴う反応のほとんどが部分反応 (D) の F として形成される動物反応 (A) としている。今回も R の増加に対応するように再検査時における F も代表値として約 1 の増加が認められた。ただし、算出式に R による統制がなされている L には、有意な変動は認められなかった。

(4)

表1 両検査時における主要変数の記述的統計 (N=21)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	度数	中央値	最頻値	上段	初回検査時	検定
								下段	再検査時	
R	22.47	4.87	14.00	32.00	21	23.00	19.00	0.27	-0.56	*(t)
	25.38	6.18	14.00	36.00	21	25.00	21.00	0.08	-0.66	
W	8.52	3.98	3.00	21.00	21	8.00	5.00	1.46	3.64	
	9.42	5.11	3.00	27.00	21	9.00	9.00	2.07	6.49	
D	12.19	4.04	5.00	19.00	21	12.00	14.00	-0.19	-0.79	
	13.71	5.33	5.00	24.00	21	13.00	9.00	0.19	-0.62	
Dd	1.76	1.81	0.00	7.00	17	1.00	1.00	1.61	2.44	
	2.33	1.70	0.00	7.00	17	2.00	3.00	0.80	1.69	
S	2.42	2.29	0.00	10.00	17	2.00	2.00	1.83	5.06	*(s)
	3.28	2.19	0.00	8.00	18	3.00	2.00	0.31	-0.45	
DQ+	3.00	1.73	0.00	7.00	19	3.00	4.00	0.00	0.18	
DQv/+	3.85	2.49	0.00	10.00	20	4.00	2.00	0.58	0.20	
	0.04	0.21	0.00	1.00	1	0.00	0.00	4.58	21.00	
DQo	0.14	0.35	0.00	1.00	3	0.00	0.00	2.20	3.13	
	18.66	4.92	10.00	28.00	21	19.00	23.00	0.12	-0.76	
DQv	20.28	6.17	9.00	33.00	21	22.00	26.00	-0.07	-0.48	
	0.76	0.94	0.00	3.00	10	0.00	0.00	0.92	-0.25	
M	1.09	1.09	0.00	3.00	13	1.00	0.00	0.56	-0.95	
	2.57	2.13	0.00	8.00	17	3.00	3.00	0.79	0.56	
FM	2.90	1.84	0.00	6.00	20	3.00	3.00	0.41	-0.83	
	2.04	1.68	0.00	6.00	18	2.00	1.00	0.88	0.03	
m	1.71	1.61	0.00	6.00	16	2.00	2.00	1.29	1.68	
	0.42	0.74	0.00	3.00	7	0.00	0.00	2.26	6.24	
FM+m	0.76	0.99	0.00	3.00	10	0.00	0.00	1.20	0.52	
	2.47	1.93	0.00	7.00	19	2.00	1.00	0.74	-0.33	
FC	2.47	1.83	0.00	7.00	18	2.00	2.00	0.82	0.48	
	1.61	1.85	0.00	8.00	15	1.00	0.00	2.17	6.37	
CF	1.71	1.52	0.00	6.00	16	1.00	1.00	1.10	1.21	
	0.73	0.88	0.00	3.00	11	1.00	0.00	1.19	0.96	
C	1.38	1.12	0.00	3.00	15	1.00	0.00	0.12	-1.35	*(t)
	0.14	0.35	0.00	1.00	3	0.00	0.00	2.20	3.13	
CF+C	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00	0.00			
	0.88	0.89	0.00	3.00	13	1.00	1.00	0.86	0.20	
WSum C	1.38	1.12	0.00	3.00	15	1.00	0.00	0.12	-0.35	
	1.76	1.18	0.00	4.00	21	2.00	2.50	0.01	-0.96	
SumC'	2.23	1.52	0.00	6.00	21	2.00	2.00	0.51	0.32	
	1.14	1.55	0.00	5.00	11	1.00	0.00	1.57	1.91	
SumT	1.42	1.63	0.00	6.00	13	1.00	0.00	1.28	1.58	
	0.14	0.47	0.00	2.00	2	0.00	0.00	3.52	12.57	
SumV	0.09	0.30	0.00	1.00	2	0.00	0.00	2.97	7.56	
	0.04	0.21	0.00	1.00	1	0.00	0.00	4.58	21.00	
SumY	0.19	0.40	0.00	1.00	4	0.00	0.00	1.70	0.97	
	0.52	0.74	0.00	2.00	8	0.50	0.00	1.09	-0.19	
SumSH	0.38	0.58	0.00	2.00	7	0.00	0.00	1.31	0.98	
	1.85	1.65	0.00	5.00	16	2.00	2.00	0.83	-0.10	
Fr+rF	2.09	1.92	0.00	6.00	16	2.00	0.00	0.78	-0.25	
	0.14	0.47	0.00	2.00	2	0.00	0.00	3.52	12.57	
FD	0.14	0.47	0.00	2.00	2	0.00	0.00	3.52	12.57	
	0.66	0.73	0.00	2.00	11	1.00	0.00	0.63	-0.76	
F	0.42	0.67	0.00	2.00	7	0.00	0.00	1.35	0.75	*(s)
	14.23	3.87	9.00	23.00	21	14.00	14.00	0.64	0.05	
(2)	15.85	4.23	9.00	23.00	21	15.00	15.00	0.14	-0.92	
	6.47	3.64	1.00	13.00	21	7.00	7.00	-0.16	-1.00	
	8.04	4.64	1.00	18.00	21	9.00	9.00	0.13	-0.35	

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
3 r+ (2)/R	0.31	0.16	0.05	0.69	21	0.35	0.36	0.14	0.33	
	0.33	0.16	0.04	0.67	21	0.36	0.04	-0.04	0.04	
L	2.05	1.25	1.00	5.33	21	1.56	1.00	1.77	2.74	
	1.93	1.25	1.09	6.67	21	1.57	1.50	3.06	10.57	
EA	4.33	2.66	0.00	11.00	21	4.00	4.00	0.55	0.50	
	5.14	2.65	1.00	9.50	21	5.00	4.00	-0.07	-0.24	
es	4.33	3.26	1.00	12.00	21	3.00	1.00	0.98	0.00	
	4.57	2.78	1.00	13.00	21	5.00	2.00	1.33	2.82	
Dscore	-0.09	1.51	-3.00	2.00	21	0.00	0.00	-0.77	0.21	
	0.09	1.09	-3.00	2.00	21	0.00	0.00	-0.71	2.45	
Adj D	-0.04	1.53	-3.00	2.00	21	0.00	0.00	-0.83	0.16	
	0.28	1.23	-3.00	2.00	21	0.00	0.00	-0.60	1.21	
a	2.47	2.33	0.00	9.00	19	2.00	1.00	1.59	2.16	
	2.09	2.02	0.00	6.00	15	1.00	0.00	0.61	-0.86	
p	2.57	1.39	1.00	5.00	21	2.00	2.00	0.62	-0.89	
	3.33	1.55	1.00	7.00	21	3.00	4.00	0.43	0.35	
Ma	1.23	1.54	0.00	6.00	13	1.00	0.00	1.80	3.60	
	1.00	1.04	0.00	3.00	13	1.00	0.00	0.86	-0.27	
Mp	1.33	1.15	0.00	4.00	15	1.00	0.00	0.55	-0.23	
	1.90	1.13	0.00	4.00	19	2.00	2.00	0.20	-0.48	
Intellect	0.85	1.27	0.00	4.00	21	0.00	0.00	1.56	1.75	
	0.90	1.30	0.00	5.00	21	0.00	0.00	1.85	3.87	
Zf	10.80	4.24	3.00	23.00	21	11.00	11.00	0.84	2.32	
	12.09	5.52	4.00	30.00	21	13.00	10.00	1.48	4.74	
Zd	-1.19	6.30	-13.50	14.00	21	-1.00	-5.00	0.58	1.16	
	0.19	3.64	-7.00	5.50	21	0.00	-5.00	-0.32	-0.89	
Blends	1.80	1.24	0.00	6.00	20	2.00	1.00	1.92	5.59	
	1.47	1.66	0.00	5.00	14	1.00	0.00	1.16	0.23	
Col Shd Bl	0.19	0.40	0.00	1.00	4	0.00	0.00	1.70	0.97	
	0.23	0.62	0.00	2.00	3	0.00	0.00	2.52	5.20	
Afr	0.59	0.31	0.19	1.60	21	0.54	0.58	1.69	4.22	
	0.52	0.15	0.29	0.79	21	0.53	0.38	0.27	-1.15	
Pop	5.14	1.55	3.00	9.00	21	5.00	5.00	0.79	0.75	
	5.52	2.71	2.00	12.00	21	5.00	5.00	0.85	0.39	
XA%	0.91	0.06	1.00	0.72	21	0.92	0.95	-1.31	2.87	
	0.90	0.06	1.00	0.73	21	0.89	0.87	-0.69	1.27	
WDA%	0.91	0.06	1.00	0.71	21	0.92	0.88	-1.15	3.34	
	0.90	0.06	1.00	0.72	21	0.91	0.86	-0.83	1.13	
X+ %	0.71	0.12	0.52	1.00	21	0.74	0.52	0.11	-0.15	*(t)
	0.66	0.13	0.40	1.00	21	0.65	0.78	0.30	0.51	
Xu%	0.19	0.11	0.00	0.41	21	0.19	0.16	0.25	-0.41	
	0.23	0.11	0.00	0.44	21	0.22	0.15	0.01	-0.71	
X- %	0.08	0.06	0.00	0.28	21	0.08	0.05	1.47	3.55	
	0.09	0.06	0.00	0.27	21	0.10	0.06	0.78	1.47	
Isolate/R	0.09	0.08	0.00	0.29	21	0.06	0.00	1.40	1.18	*(s)
	0.11	0.07	0.03	0.31	21	0.10	0.14	1.24	1.15	
H	2.42	1.80	0.00	7.00	20	2.00	2.00	1.25	1.04	
	2.52	2.13	0.00	10.00	20	2.00	1.00	2.26	7.03	
(H)	1.33	1.71	0.00	7.00	14	1.00	1.00	2.12	5.27	
	1.38	1.28	0.00	4.00	14	1.00	0.00	0.44	-1.00	
Hd	1.09	0.88	0.00	3.00	16	1.00	1.00	0.74	0.33	
	1.71	1.95	0.00	9.00	17	1.00	1.00	2.75	9.79	
(Hd)	1.00	1.51	0.00	5.00	10	0.00	0.00	1.71	1.98	
	0.90	1.04	0.00	3.00	12	1.00	0.00	1.07	0.19	
AllH	5.85	4.13	1.00	18.00	21	4.00	4.00	1.66	2.70	
	6.52	3.69	2.00	17.00	21	6.00	7.00	1.21	2.19	
A	8.38	3.76	4.00	18.00	21	7.00	4.00	0.97	0.67	
	8.57	3.05	4.00	15.00	21	8.00	6.00	0.41	-0.85	

(6)

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
(A)	0.76	0.88	0.00	3.00	11	1.00	0.00	0.98	0.33	
	0.66	0.85	0.00	3.00	10	0.00	0.00	1.27	1.29	
Ad	2.52	1.77	0.00	6.00	18	3.00	3.00	0.34	-0.43	*** (t)
	3.47	2.15	0.00	9.00	20	4.00	4.00	0.66	0.64	
(Ad)	0.57	0.67	0.00	2.00	10	0.00	0.00	0.78	-0.35	
	0.42	0.59	0.00	2.00	8	0.00	0.00	1.07	0.34	
An	0.38	0.58	0.00	2.00	7	0.00	0.00	1.31	0.98	
	0.33	0.57	0.00	2.00	6	0.00	0.00	1.59	1.89	
Cg	1.23	1.41	0.00	6.00	14	1.00	0.00	2.01	5.73	
	1.90	1.72	0.00	8.00	18	2.00	1.00	2.21	7.30	
Fd	0.28	0.46	0.00	1.00	6	0.00	0.00	1.02	-1.06	
	0.33	0.48	0.00	1.00	7	0.00	0.00	0.76	-1.57	
Xy	0.19	0.40	0.00	1.00	4	0.00	0.00	1.70	0.97	
	0.09	0.30	0.00	1.00	2	0.00	0.00	2.97	7.56	
Sum 6 Sp	1.00	1.22	0.00	4.00	11	1.00	0.00	1.08	0.27	
	1.47	1.88	0.00	7.00	12	1.00	0.00	1.59	2.58	
WSum 6	1.95	2.43	0.00	8.00	21	1.00	0.00	1.18	0.70	
	3.61	5.52	0.00	19.00	21	1.00	0.00	2.05	3.79	
AG	0.23	0.70	0.00	3.00	3	0.00	0.00	3.49	13.03	
	0.09	0.43	0.00	2.00	1	0.00	0.00	4.58	21.00	
COP	0.42	0.67	0.00	2.00	7	0.00	0.00	1.35	0.75	
	0.42	0.74	0.00	2.00	6	0.00	0.00	1.46	0.65	
GHR	4.42	3.64	0.00	15.00	20	3.00	3.00	1.56	2.51	
	4.38	2.17	1.00	8.00	21	5.00	3.00	-0.06	-0.92	
PHR	1.57	1.16	0.00	4.00	18	1.00	1.00	0.75	0.06	
	2.47	2.60	0.00	9.00	18	2.00	1.00	1.67	2.29	
MOR	0.33	0.65	0.00	2.00	5	0.00	0.00	1.85	2.32	
	0.61	0.74	0.00	2.00	10	0.00	0.00	0.77	-0.65	
PER	0.19	0.51	0.00	2.00	3	0.00	0.00	2.82	7.91	
	0.19	0.40	0.00	1.00	4	0.00	0.00	1.70	0.97	
PSV	0.38	0.66	0.00	2.00	6	0.00	0.00	1.58	1.42	
	0.19	0.40	0.00	1.00	4	0.00	0.00	1.70	0.97	

(注) *: $p < .05$ **: $p < .01$

t: 対応のある t 検定

s: Wilcoxon の符号化順位検定

2. 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。

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。今回は両検査時とも HS に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 FM や Zf, H, AG など、それほど多いとはいえない。そして、r としては比較的高い数値を示しているこれらの変数は、 τ の値が低くなっている。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。むしろ、積極的人間運動反応 (Ma) や Intellect のように、r と τ がほぼ同じ数値を示している変数の方が再検査信頼性は高いといえる。特に、Ma は $\tau > r$ となり、しかも、その値が .70 を上回っているので対象者の性格傾向を判断する際、貴重な指標といえよう。

なお、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

表2 主要変数の再検査相関係数 (N=21)

変数	r	τ	変数	r	τ
R	0.62	0.49	Mp	0.37	0.29
W	0.80	0.47	Intellect	0.65	0.68
D	0.59	0.43	Zf	0.80	0.52
Dd	0.55	0.43	Zd	0.65	0.44
S	0.60	0.65	Blends	0.02	0.11
DQ+	0.57	0.45	Col Shd Blend	0.01	0.11
DQv/+	0.55	0.55	Afr	0.44	0.36
DQo	0.66	0.53	Pop	0.67	0.42
DQv	0.51	0.44	XA%	0.29	0.21
M	0.68	0.60	WDA%	0.33	0.26
FM	0.77	0.51	X+ %	0.64	0.42
m	0.62	0.63	Xu%	0.34	0.25
FM+m	0.69	0.49	X- %	0.30	0.20
FC	0.76	0.52	Isolate/R	0.85	0.58
CF	0.13	0.12	H	0.79	0.63
C	---	---	(H)	0.67	0.70
CF+C	0.15	0.13	Hd	0.71	0.61
WSum C	0.44	0.28	(Hd)	0.60	0.58
SumC'	0.11	0.13	AllH	0.67	0.51
SumT	-0.10	-0.10	A	0.79	0.56
SumV	0.46	0.46	(A)	0.81	0.66
SumY	0.54	0.60	Ad	0.74	0.58
SumSH	0.08	0.01	(Ad)	0.48	0.46
Fr+rF	0.34	0.44	An	0.64	0.65
FD	0.61	0.55	Cg	0.26	0.36
F	0.68	0.57	Fd	0.67	0.67
(2)	0.44	0.42	Xy	0.67	0.67
3 r + (2)/R	0.50	0.16	Sum 6 Sp	0.52	0.37
L	0.28	0.40	WSum 6	0.57	0.37
EA	0.50	0.39	AG	0.90	0.60
es	0.38	0.02	COP	0.51	0.46
Dscore	0.52	0.41	GHR	0.62	0.59
Adj D	0.54	0.41	PHR	0.63	0.45
a	0.47	0.28	MOR	0.38	0.34
p	0.27	0.15	PER	0.06	0.13
Ma	0.71	0.75	PSV	0.09	0.17

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、再検査データの結果から、対象者の多次元的なパーソナリティ構造をアセスメントする際、非常に短期間でのテスト所見の変動性があまりにも大きい。つまり、R が 14 以上という基準は、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、信頼性が十分であるとはいえず、特に、HS かつ R<17 である場合、多くの偽陰性を考慮する必要がある。包括システムの解釈マニュアル (Exner, 2000) には、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。今回の再検査データでは、いずれかの検査時に R<17 に該当した事例は 24 名中 3 名であり、この 3 名の R の変動は、両検査時とも R が 14 であった事例、初回検査時の R が 16 であり、再検査時には 21 となった事例、初回検査時の R が 17 であり、再検査時には 16 となった事例であった。これらの変動は全体の結

(8)

果に大きな歪みを生じさせるものとはいえない水準と考えられる。

Exner et al. (1978) の再検査データにおいて、R の r は、1 年後で .86、3 年後で .79 が示され、L の r は、1 年後で .78、3 年後で .82 といずれも比較的高い水準となっている。それに対して、今回の結果では R と L の r はそれぞれ .62 と .28 を示しており、特に L の再検査信頼性がそれほど確認されていない。ただし、L の τ は .40 と r を上回る結果を示しているので、見かけ上の相関が低くなっていると考えられる。対象を HS に限定した要因も考慮する必要はあるが、.75 以上の水準が認められなかった。なお、HS のみのデータではないが、森田 (1993) の再検査研究における L の再検査相関係数 (r) は .57 を示しており、顕著に高い水準とはいえない。今回の結果から、状況要因が L の高さや R の少なさを説明する主たる要因とはならないにもかかわらず、L の再検査一貫性は低いとみなすならば、日本人対象者の場合、L (特に、HS) に特有なパーソナリティ傾向は、顕著に反映されない可能性が考えられる。実際、心理測定法の視点から、ロ・テストに対する Wood らの広範な批判の 1 つに再検査相関係数の低さがある (Wood et al., 2003)。これは、包括システムの各変数および指標における継時的な一貫性 (安定性) は Exner の示す水準を保証しないとの見解である。

L に関しては、状況要因によって HS が示されていない場合、対象者のパーソナリティ傾向としてみなされる。ただし、日本人対象者の場合、成人の年齢層であっても L が高い傾向にある。今回は、HS の定義である $L > .99$ によって判別点を設定し、さらに、両検査時ともこの条件に該当する対象者の抽出を行った。しかしながら、初回検査時に $L = 1.50$ 、再検査時に $L = 2.00$ のような高い数値の範囲での変動を示す対象者が少ないとはいえず、それが L の再検査相関係数の値を低くした 1 つの要因ともいえる。そして、 $L = 1.00$ 自体がパーソナリティ傾向を反映する HS の判別境界値として適切か、疑問の生じるところである。

なお、状況要因に左右されやすい m と SumY の r については、それぞれ .62 と .54 を示しており、他の変数に比して著しく不安定な結果であるとは言えない。本邦における包括システムの再検査研究は限られており (森田, 1993; 小西, 2000 b; 高橋・高橋, 2002 など)、小西 (1999 c) による 24 名の非患者成人に対する再検査データでは、 m と sumY の r は .75 以上を示している。一方、小西 (2007) の 55 名を対象とした再検査研究では、 m と sumY の r はともに .40 未満と高い数値ではない。Exner et al. (1978) が示す 1 年後と 3 年後の m と sumY の r は .23 ~ .39 の範囲内であるので、それほど大きな差異はない。概して、本邦における m と sumY に関する再検査信頼性は、複数の研究知見で同じような水準が検出されていない。

包括システムに限らず、ロ・テストに関する変数は頻度データが多く、さらに、それらの最頻値や中央値は 0 となる場合も多い。このような出現頻度の少ない変数では、一般的に積率相関係数 (r) の値が小さくなりやすい。このような背景にもかかわらず、今回の結果では、An (解剖) 反応や Xy (エックス線写真) 反応の r は、それぞれ .64 と .67 を示しており、比較的高い水準である。そして、この 2 つの変数は、個別に解釈されるわけではない。通常、An+Xy なる合成変数によって、対象者の自己知覚 (自己イメージ) に関する所見として、身体への関心を反

映する指標として利用される。出現頻度の少ない変数に関しては、このような合計値から数値の分散を上昇させることによって、統計的な信頼性や妥当性を高める方法がある。今回の結果では、An+Xy の再検査相関係数は、 $r = .77$ 、 $\tau = .81$ を示しており、外れ値によって見かけ上の相関が高くなっているわけではない。出現頻度の少ないロールシャッハ変数としては、この水準はかなり高い。そして、An と Xy のそれぞれ個別の再検査相関係数よりも値が高くなっている。したがって、解釈時において、これらの変数は個別に検討するよりも、合成指標として利用する方が、説明力の大きさの観点からも妥当である。

3. 体験型

ロ・テストの指標には比率データも存在する。そのなかでもっとも重要な指標は M:WSumC で表記される体験型である。今回のデータでは、24 名中 6 名が再検査時に体験型が変化した。変動形式を個別に検討すると、両向型（不定型と表現されることもある）から内向型に変化した事例が 1 名、両向型から外拡型に変化した事例は 2 名、内向型から両向型に変化した事例は 2 名、外拡型から両向型に変化した事例が 1 名であった。したがって、外拡型から内向型、内向型から外拡型と体験型の両極に変化した事例は認められなかった。本邦での包括システムにおける比率指標の再検査信頼性に関しては、小西（2000 a）の研究報告があるが、今回の結果と同様、体験型の変化した事例は両向型を介した形式が顕著であった。なお、HS に該当する記録に関して、Exner（2000）は、回避型なるカテゴリーを設定しているが、既述のように、L の平均域の側面から、体験型の文脈として、日本人対象者の反応スタイルのなかに両向型と回避型が共存することは、解釈モデルを複雑化してしまうと思われる。

概して、HS に該当しやすい日本人対象者の場合、体験型として両向型を示すことも多いが、この両向型には外拡型や内向型の偽陰性の可能性、さらに、内向型や外拡型には両向型の偽陰性の可能性も考慮しつつ、解釈すべきであろう。この背景には、日本人対象者の比率データにおける右辺と左辺の数値に大きな差異は示されにくい傾向が認められる（小西，2000 a）。

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と蓄積が必要である。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、両検査時とも HS を示す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（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、数多くの変数、および指標のうち、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、今回のような両検査時ともHSを示す女性対象者のデータは貴重ともいえる。

さらに、HSがパーソナリティ要因よりも状況要因が大きく作用して成立する場合、多様なロールシャッハ指標の信頼性を検証するためには、いずれかの検査時のみにHSに該当する再検査データの検討も不可避な課題である。

文献

- Exner, J. E. (1980) But it's only an inkblot. *Journal of Personality Assessment*, 44, 562-577.
- 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. (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.
- Exner, J. E., & Sanglade, A. A. (1992) Rorschach changes following brief and short-term therapy. *Journal of Personality Assessment*, 59, 59-71.
- Grønnerød, C. (2004) Rorschach assessment of changes following psychotherapy: A meta-analytic review. *Journal of Personality Assessment*, 83, 256-276.
- 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。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。ロールシャッハ法研究，1，1-11。
- 小西宏幸（1999 c）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 (2004) 包括システムによるロールシャッハ・テストの反応スタイルに関する基礎研究. 関西大学社会学研究科博士論文 (未公開).
- 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・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 (未公開).
- 高橋雅春・高橋依子 (2002) 20 数年後の再テストによるロールシャッハ・テストの変数. 心理臨床学研究, 20, 169-179.
- 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.
- Weiner, I. B., & Exner, J. E. (1991) Rorschach changes in long-term and short-term psychotherapy. *Journal of Personality Assessment*, 56, 453-465.
- 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.

