

# 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： 再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。この背景には、精神医学および臨床心理学の文脈が機能している場合が多い。対照的に、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、再検査法は主要な方法となる。

ロ・テストは、性格検査における投映法の代表格として紹介される傾向にあるが、ここで用いられる「性格」という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時系列的に一貫した特性だけに限定したものでなく、不安や抑うつなどの変動の大きな構成概念までも包含す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、この手法における現時点での公共性、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。そして、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）の指標で示す。**R** を反応総数とした時、**L** は次式によって算出される。

(64)

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

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。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（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検討する必要がある。もちろん、ロ・テストに限ったことではないが、さまざまな心理アセスメントの手段には、状況要因をはじめとする一時的な外的要因と気分や態度、性格特性などの多様な内的要因が相互作用する過程で結果に表出される。しかし、複数の要因において、もっとも影響力の大きいものは何かを考えることは不可欠である。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。小西（2014）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割合を調査し、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を検証した。この知見は、小西（2013）の再検査データとは異なり、再検査時に**HS**を示さない記録も含まれるために、実際の臨床場面に生じやすい条件下での検討ともいえる。今回は、再検査時に**HS**が示された記録を対象として、初回検査時にも、この反応スタイルに該当するののかに関して調査し、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を検証したい。

この背景には、長期間にわたり臨床機関を利用しているクライアントの場合、複数の専門機関を渡り歩いている可能性は高いことが想定される。その際、以前にロ・テストを受検したことは明白ではあるが、初回検査時の記録が入手できない場面も少なくない。そして、再検査時の記録に**HS**が示される場合、この検査所見は以前の検査時とどれほど一致しているかを推測する作業が生じる。このような事例では、本研究による知見は有用であると考えられる。

## 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19～54歳の非患者成人で、大学生が13名、社会人が19名から構成された計32名である（男性6名、女性26名）。対象者の初回検査時における平均年齢は25.13歳（標準偏差：8.52）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、Lの変動は認められず、両検査時ともに1.80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。なお、初回検査時に19歳であった対象者は、両検査時ともに社会人である。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が生じた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、不一致が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、正規分布の基準値から、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。なお、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（ $\tau$ ）も算出した。

### Ⅲ. 結果と考察

#### 1. HSの一貫性

今回、再検査時に HS を示した 32 名のうち、初回検査時にも同様の HS に該当した者は 20 名であった。のこりの 12 名は、初回検査時における L の数値が 0.38~0.92 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 1 名であり、R が初回検査時に 16、再検査時に 14 と両検査時を通じて少ない傾向にあり、EA に関しては、初回検査時に 6.0、再検査時に 3.5 と変動が認められた。そして、L については、初回検査時に 0.78、再検査時に 1.00 を示した。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。

Exner (1988) は、R が少ない記録では、短期間の検査間隔期間であっても、検査結果の再検査一貫性が保証できないことを示し、これが包括システムの R に対する実施法の制約の根拠にもなっている。さらに、R が 14 以上であったとしても、17 に満たない場合、性格特性と解釈するには、何らかの偽陰性や偽陽性の問題が生じるといえる。そして、R 以外には EA の数値も検査結果の偽陰性や偽陽性を考慮する際、重要な指標となる。例えば、体験型の解釈を行う際も、M か WSumC のいずれかが 0 に該当する記録では、信頼性の問題は浮上し、 $EA < 4$  の布置が示される場合は、この仮説がさらに強化される。そして、 $EA < 4$  に該当する多くの事例は HS を示しやすい。換言すれば、HS でないにもかかわらず、 $EA < 4$  に該当する記録では、EA の低さが偽陰性や偽陽性の産物として表出されているとは考えにくい。

#### 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 14 名、不定(両向)型が 14 名、外拡型が 4 名であり、再検査時では、内向型が 9 名、不定(両向)型が 19 名、外拡型が 4 名であった。つまり、両検査時の記録を総合的に考慮すると、不定(両向)型が最頻値を示しており、外拡型が少なかった。今回の対象は、再検査時の不定(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」の観点から、HS に該当しない不定(両向)型と区別する。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 分類で表記している。

なお、再検査時に体験型が変化した対象者は、32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6名、不定(両向)型から内向型に変化した者が1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名ずつであった。つまり、外拡型から内向型、あるいは内向型から外拡型に変化した対象者は存在しなかった。

### 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、RやD、Dd、S、DQo、FM、F、Ma、X+%、Ad、Cg、ペア反応があった。このなかで、再検査時に有意な減少を示した変数は、FMとMa、X+%であり、対照的に、RやD、Dd、S、DQo、F、Ad、Cg、ペア反応は有意な増加を示した。このなかで、HSの変動の背景には再検査時におけるFの増加が認められることは当然といえるが、同様に、再検査時におけるRの増加は、多くのロールシャッハ所見の再現性を低くする可能性も否定できない。ただし、両検査時におけるRの代表値を概観すると、ほぼ2の増加であり、これはRの平均域の範囲を大きく逸脱したものではない。

なお、初回検査時のFMにおける最頻値は多重を示したが、これはFM=1とFM=2に該当した対象者がともに8名ずつであった。

表1 両検査時における主要変数の記述的統計 (N=32)

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	初回検査時
										再検査時
R	23.68	5.82	14.00	36.00	32	24.00	19.00	0.40	-0.69	**(t)
	27.00	7.90	14.00	50.00	32	25.50	21.00	0.63	0.87	
W	9.56	4.44	3.00	21.00	32	9.00	5.00	1.04	0.83	
	9.93	4.89	3.00	27.00	32	9.00	9.00	1.39	3.49	
D	12.06	4.27	4.00	20.00	32	12.00	14.00	-0.13	-0.76	**(t)
	14.28	5.88	5.00	25.00	32	15.50	16.00	0.08	-0.94	
Dd	2.06	1.86	0.00	7.00	26	1.50	1.00	0.95	0.10	*(s)
	2.78	2.15	0.00	8.00	27	3.00	3.00	0.84	0.42	
S	2.96	2.40	0.00	10.00	28	2.00	2.00	1.15	1.29	*(s)
	3.81	2.77	0.00	13.00	28	3.00	2.00	1.16	2.52	
DQ+	4.06	2.63	0.00	11.00	30	4.00	4.00	0.96	0.99	
	4.43	2.51	0.00	10.00	31	4.00	4.00	0.37	-0.15	
DQv/+	0.09	0.39	0.00	2.00	2	0.00	0.00	4.43	20.14	
	0.12	0.33	0.00	1.00	4	0.00	0.00	2.38	3.90	
DQo	18.31	4.74	10.00	28.00	32	19.00	15.00	0.24	-0.78	**(t)
	21.09	7.19	9.00	40.00	32	22.00	22.00	0.34	0.20	
DQv	1.21	1.62	0.00	6.00	17	1.00	0.00	1.70	2.98	
	1.34	1.63	0.00	8.00	20	1.00	0.00	2.26	7.77	
M	3.62	2.67	0.00	10.00	29	3.00	3.00	0.65	-0.35	
	3.25	1.90	0.00	7.00	31	3.00	3.00	0.36	-0.69	

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
FM	2.56	1.81	0.00	6.00	29	2.00	多重	0.49	-0.80	*(s)
	2.18	1.83	0.00	7.00	26	2.00	2.00	0.90	0.33	
m	0.59	1.10	0.00	4.00	10	0.00	0.00	1.97	2.98	
	0.75	1.01	0.00	3.00	14	0.00	0.00	1.13	0.08	
FM+m	3.15	2.23	0.00	8.00	30	2.50	1.00	0.47	-0.84	
	2.93	2.09	0.00	9.00	28	2.00	2.00	0.83	0.90	
FC	1.90	1.80	0.00	8.00	24	2.00	0.00	1.34	2.79	
	1.87	1.73	0.00	7.00	25	1.50	1.00	1.22	1.58	
CF	1.16	1.22	0.00	5.00	21	1.00	1.00	1.27	1.72	
	1.56	1.52	0.00	7.00	23	1.00	0.00	1.51	3.86	
C	0.18	0.39	0.00	1.00	6	0.00	0.00	1.68	0.87	
	0.12	0.33	0.00	1.00	4	0.00	0.00	2.38	3.90	
CF+C	1.34	1.31	0.00	5.00	23	1.00	1.00	1.14	0.98	
	1.68	1.55	0.00	7.00	24	1.50	1.00	1.33	2.96	
WSum C	2.39	1.56	0.00	6.50	32	2.50	2.50	0.55	0.05	
	2.68	1.84	0.00	8.50	32	2.25	2.00	1.05	1.97	
SumC'	1.75	2.03	0.00	7.00	19	1.00	0.00	1.05	0.16	
	1.50	1.50	0.00	6.00	22	1.00	0.00	1.12	1.20	
SumT	0.15	0.44	0.00	2.00	4	0.00	0.00	3.04	9.42	
	0.15	0.44	0.00	2.00	4	0.00	0.00	3.04	9.42	
SumV	0.12	0.42	0.00	2.00	3	0.00	0.00	3.62	13.52	
	0.15	0.36	0.00	1.00	5	0.00	0.00	1.98	2.07	
SumY	0.59	0.83	0.00	3.00	13	0.00	0.00	1.26	0.81	
	0.43	0.66	0.00	2.00	11	0.00	0.00	1.27	0.48	
SumSH	2.62	2.43	0.00	8.00	26	2.00	2.00	0.92	-0.23	
	2.25	1.93	0.00	6.00	25	2.00	0.00	0.59	-0.70	
Fr+rF	0.09	0.39	0.00	2.00	2	0.00	0.00	4.43	20.14	
	0.09	0.39	0.00	2.00	2	0.00	0.00	4.43	20.14	
FD	0.68	0.89	0.00	4.00	16	0.50	1.00	1.83	4.77	
	0.68	1.17	0.00	6.00	14	0.00	0.00	3.19	13.25	
F	12.75	4.11	6.00	23.00	32	12.00	11.00	0.64	0.12	** (t)
	16.31	4.94	7.00	26.00	32	15.00	15.00	0.19	-0.78	
(2)	6.84	3.42	1.00	13.00	32	7.50	9.00	-0.31	-0.94	*(s)
	8.59	4.53	1.00	19.00	32	9.00	9.00	0.29	-0.03	
3r+(2)/R	0.30	0.13	0.05	0.69	32	0.33	0.08	0.11	0.83	
	0.33	0.14	0.04	0.67	32	0.32	0.19	0.00	0.38	
L	1.56	1.21	0.38	5.33	32	1.15	1.00	1.96	3.95	
	1.74	1.07	1.00	6.67	32	1.50	1.00	3.52	14.76	
EA	6.01	3.56	0.50	16.50	32	5.50	5.50	1.02	1.24	
	5.93	3.03	0.00	12.50	32	5.75	4.00	0.11	-0.45	
es	5.78	4.14	1.00	15.00	32	4.00	2.00	0.65	-0.73	
	5.18	2.91	1.00	13.00	32	5.00	6.00	1.07	1.46	
D Score	0.06	1.34	-3.00	2.00	32	0.00	0.00	-0.80	0.98	
	0.12	0.97	-3.00	2.00	32	0.00	0.00	-0.70	2.42	
Adj D	0.21	1.38	-3.00	3.00	32	0.00	0.00	-0.49	0.70	
	0.34	1.15	-3.00	2.00	32	0.00	0.00	-0.46	0.84	
a	3.25	2.65	0.00	11.00	30	2.50	1.00	1.29	1.39	
	2.59	2.10	0.00	9.00	27	2.00	1.00	0.95	1.22	
p	3.53	2.32	1.00	10.00	32	3.00	2.00	0.97	0.45	
	3.59	1.64	1.00	8.00	32	4.00	4.00	0.66	0.74	
Ma	1.71	1.61	0.00	6.00	25	1.00	1.00	1.13	0.70	*(s)
	1.25	1.10	0.00	4.00	23	1.00	1.00	0.68	-0.22	
Mp	1.90	1.69	0.00	6.00	24	2.00	0.00	0.71	-0.26	
	2.00	1.19	0.00	4.00	29	2.00	1.00	0.12	-0.82	

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
Intellect	1.03	1.37	0.00	5.00	32	0.50	0.00	1.43	1.45	
	1.00	1.27	0.00	5.00	32	1.00	0.00	1.41	1.77	
Zf	12.31	5.31	3.00	23.00	32	11.50	7.00	0.63	-0.15	
	12.96	5.84	4.00	30.00	32	13.00	15.00	0.92	1.67	
Zd	-1.03	5.45	-13.50	14.00	32	-1.25	-3.00	0.50	1.63	
	-0.28	3.37	-8.50	5.50	32	-0.25	0.00	-0.43	0.07	
Blends	2.25	1.72	0.00	7.00	30	2.00	1.00	1.32	1.35	
	1.78	1.89	0.00	8.00	23	1.00	0.00	1.45	2.38	
Col Shd Bl	0.28	0.52	0.00	2.00	8	0.00	0.00	1.72	2.32	
	0.28	0.63	0.00	2.00	6	0.00	0.00	2.12	3.25	
Afr	0.55	0.27	0.19	1.60	32	0.54	0.29	1.96	5.84	
	0.51	0.14	0.29	0.79	32	0.52	0.38	0.33	-0.75	
Pop	5.18	1.89	2.00	9.00	32	5.00	5.00	0.38	-0.42	
	5.50	2.47	2.00	12.00	32	5.00	3.00	0.67	0.23	
XA%	0.90	0.07	0.72	1.00	32	0.88	0.91	-0.92	0.39	
	0.89	0.07	0.72	1.00	32	0.89	0.96	-0.59	0.14	
WDA%	0.90	0.08	0.69	1.00	32	0.91	1.00	-0.95	0.86	
	0.89	0.07	0.72	1.00	32	0.90	0.86	-0.65	0.07	
X+ %	0.69	0.12	0.39	1.00	32	0.71	0.52	-0.18	0.20	*(s)
	0.65	0.13	0.36	1.00	32	0.65	0.56	0.04	0.51	
Xu%	0.20	0.10	0.00	0.41	32	0.20	0.16	0.23	-0.24	
	0.23	0.11	0.00	0.46	32	0.23	0.14	0.20	-0.44	
X- %	0.09	0.07	0.00	0.28	32	0.09	0.00	0.99	0.56	
	0.10	0.07	0.00	0.28	32	0.11	0.04	0.64	0.20	
Isolate/R	0.09	0.07	0.00	0.29	32	0.07	0.00	1.24	1.40	
	0.11	0.07	0.00	0.31	32	0.09	0.08	1.04	0.93	
H	2.62	1.69	0.00	7.00	30	2.00	2.00	0.76	0.18	
	2.65	1.96	0.00	10.00	31	2.50	1.00	1.83	5.23	
(H)	1.40	1.49	0.00	7.00	23	1.00	1.00	1.87	5.09	
	1.56	1.34	0.00	4.00	23	1.00	0.00	0.36	-1.06	
Hd	1.34	1.03	0.00	4.00	26	1.00	1.00	0.72	0.12	
	1.84	1.95	0.00	9.00	24	1.00	1.00	1.86	4.91	
(Hd)	0.96	1.35	0.00	5.00	16	0.50	0.00	1.63	2.10	
	1.15	1.08	0.00	4.00	23	1.00	1.00	0.97	0.39	
AllH	6.34	3.72	1.00	18.00	32	5.00	4.00	1.21	1.69	
	7.21	3.76	2.00	17.00	32	7.00	7.00	0.73	0.54	
A	8.21	3.35	3.00	18.00	32	8.00	9.00	0.83	1.10	
	8.40	3.06	2.00	15.00	32	8.00	8.00	0.26	-0.40	
(A)	0.71	0.81	0.00	3.00	17	1.00	0.00	0.96	0.45	
	0.68	0.85	0.00	3.00	15	0.00	0.00	1.00	0.08	
Ad	2.87	2.21	0.00	10.00	28	2.50	2.00	1.21	2.28	** (t)
	3.87	2.51	0.00	10.00	30	4.00	4.00	0.56	-0.01	
(Ad)	0.53	0.71	0.00	2.00	13	0.00	0.00	1.00	-0.27	
	0.40	0.61	0.00	2.00	11	0.00	0.00	1.26	0.68	
An	0.50	0.76	0.00	3.00	12	0.00	0.00	1.63	2.60	
	0.40	0.83	0.00	4.00	9	0.00	0.00	2.95	10.62	** (s)
Cg	1.50	1.43	0.00	6.00	23	1.00	1.00	1.11	1.51	
	2.37	1.86	0.00	8.00	29	2.00	1.00	1.23	1.67	
Fd	0.34	0.60	0.00	2.00	9	0.00	0.00	1.60	1.66	
	0.40	0.55	0.00	2.00	12	0.00	0.00	0.98	0.01	
Xy	0.15	0.36	0.00	1.00	5	0.00	0.00	1.98	2.07	
	0.06	0.24	0.00	1.00	2	0.00	0.00	3.79	13.22	
Sum6 Sp	1.21	1.28	0.00	4.00	20	1.00	0.00	0.91	-0.06	
	1.68	1.73	0.00	7.00	23	1.00	0.00	1.31	1.71	

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
WSum6	3.15	4.24	0.00	16.00	32	2.00	0.00	1.90	3.63	
	3.93	5.03	0.00	19.00	32	3.00	0.00	2.00	3.67	
AG	0.34	0.74	0.00	3.00	7	0.00	0.00	2.32	5.05	
	0.25	0.62	0.00	2.00	5	0.00	0.00	2.35	4.23	
COP	0.59	0.71	0.00	2.00	15	0.00	0.00	0.79	-0.56	
	0.50	0.91	0.00	4.00	5	0.00	0.00	2.28	5.98	
GHR	4.65	3.16	0.00	15.00	31	4.00	3.00	1.38	2.50	
	4.93	2.56	1.00	11.00	32	5.00	5.00	0.34	-0.40	
PHR	2.03	1.59	0.00	6.00	28	2.00	1.00	0.85	-0.02	
	2.71	2.49	0.00	9.00	27	2.00	1.00	1.23	1.14	
MOR	0.56	1.01	0.00	4.00	10	0.00	0.00	1.99	3.72	
	0.56	0.71	0.00	2.00	14	0.00	0.00	0.89	-0.43	
PER	0.21	0.55	0.00	2.00	5	0.00	0.00	2.53	5.63	
	0.18	0.39	0.00	1.00	6	0.00	0.00	1.68	0.87	
PSV	0.25	0.56	0.00	2.00	6	0.00	0.00	2.25	4.25	
	0.28	0.45	0.00	1.00	9	0.00	0.00	1.02	-1.02	

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。

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。今回は再回検査時に 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 W と FD, Zf, H, (A), Ad, AG であった。ただし、このなかで W と FD については、r の数値が  $\tau$  に比して .20 以上の高さを示しており、ノン・パラメトリック変数の多いロ・テストにおいて、生じやすい外れ値データの要因によって、見かけ上の相関係数の高さを反映している可能性が否定できない。同様に、Zf と Ad については、この格差が .15 以上を示している。一方、AG は 2 種類の相関係数の値に差はほとんど認められなかった。通常、出現頻度の低い変数では、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、SumC' や Blends, PSV など、ほぼ無相関と考える値を示す変数も認められ、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資料は HS に該当する記録が多く、今回の結果にも示されたように、この反応スタイルが再検査信頼性を不安定なも



表 2 主要変数の再検査相関係数 (N=32)

変数	r	$\tau$	変数	r	$\tau$
R	0.74	0.57	Mp	0.51	0.42
W	0.78	0.56	Intellect	0.68	0.66
D	0.69	0.54	Zf	0.83	0.67
Dd	0.61	0.56	Zd	0.57	0.34
S	0.72	0.64	Blends	-0.04	0.04
DQ+	0.57	0.52	Col Shd Blend	0.04	0.20
DQv/+	0.65	0.68	Afr	0.46	0.38
DQo	0.67	0.54	Pop	0.58	0.37
DQv	0.54	0.31	XA%	0.53	0.40
M	0.73	0.58	WDA%	0.49	0.40
FM	0.63	0.56	X+%	0.74	0.53
m	0.40	0.51	Xu%	0.47	0.34
FM+m	0.59	0.48	X-%	0.54	0.40
FC	0.67	0.45	Isolate/R	0.69	0.35
CF	0.32	0.23	H	0.77	0.64
C	0.30	0.24	(H)	0.67	0.72
CF+C	0.40	0.29	Hd	0.41	0.39
WSum C	0.44	0.32	(Hd)	0.51	0.48
SumC'	0.03	0.06	AllH	0.69	0.55
SumT	0.68	0.46	A	0.66	0.52
SumV	0.49	0.46	(A)	0.79	0.70
SumY	0.44	0.52	Ad	0.82	0.65
SumSH	0.17	0.10	(Ad)	0.52	0.48
Fr+rF	0.36	0.46	An	0.58	0.56
FD	0.79	0.57	Cg	0.49	0.55
F	0.52	0.43	Food	0.72	0.68
(2)	0.50	0.45	Xy	0.60	0.60
3r+(2)/R	0.52	0.32	Sum6 Sp	0.42	0.27
L	0.36	0.32	WSum6	0.43	0.27
EA	0.57	0.43	AG	0.85	0.81
es	0.40	0.22	COP	0.52	0.39
D Score	0.46	0.33	GHR	0.59	0.55
Adj D	0.44	0.31	PHR	0.54	0.43
a	0.60	0.39	MOR	0.52	0.51
p	0.39	0.27	PER	0.24	0.24
Ma	0.71	0.64	PSV	-0.03	0.03

のにする 1つの要因といえよう。そして、それが出現しやすい対象者に、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、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設定されている。表 3 は、包括システムにおける主な比率データが、今回の HS を対象とした再検査研究で、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。

(72)

ただし、**a : p** や **Ma : Mp** の結果に示されたように、両検査時を通じて、同一の方向性を示した頻度が過半数に満た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)** の知見に比して、再検査一貫性は低いといえる。この問題については、日本人における比率データの傾向として、左辺と右辺の数値の差がそれほど顕著でないことが大きな要因である。日本人の体験型に不定型（両向型）が多いのも、この特徴によるものと考えられる。

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	5	8
FM+m : Sum Shading	17	7	8
FC : CF+C	20	10	2
WSum C : Sum C'	18	8	6
a : p	14	11	7
Ma : Mp	13	17	2
W : D	24	3	5

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、**S-CON** と **PTI**, **OBS** に該当する対象者は皆無であった。

**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32名中3名であり、初回検査時のみに、この条件に該当した頻度は32名中6名、同様に、再検査時のみに陽性を示した頻度は32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32名中8名であり、初回検査時のみに、この条件に該当した頻度は32名中3名、再検査時のみに陽性を示した頻度は32名中8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32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32名中4名、再検査時のみに陽性を示した頻度は32名中7名であった。

**CDI** と **HVI** に関しては、一過性の臨床症状との関連性だけでなく、パーソナリティ構造を反映する指標としての側面も想定されているが、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可能性が高い。

7. ラムダの高さと性格傾向の合致について

これまでに HS の再検査一貫性（換言すれば、再現性）について検討してきたが、小西（2014）

と本研究の対象記録の中で、いずれの検査時にのみ HS が表出された事例の R と L、EA の数値を表 5 に示す。

表 5 における○が示された記録は、Exner（2000）の記述に適合すると考えられる事例である。つまり、いずれかの検査時に HS が示されているものの、R の少なさや EA の低さによって、本来の性格傾向が検査結果に表出されなかった、状況要因としての HS が作用した結果、両検査時のラムダにおける対処スタイルに差異が生じたものと考えられる。

表 4 両検査時における特殊指標の該当頻度

特殊指標	初回検査	再検査
S-CON>7	0	0
HVI 陽性	9	12
OBS 陽性	0	0
PTI≥3	0	0
DEPI=7	0	0
DEPI=6	1	1
DEPI=5	8	7
CDI=5	2	5
CDI=4	9	11

表 5 いずれかの検査時のみに HS に該当した事例の R と L および EA

	初回検査				再検査		
	R	L	EA		R	L	EA
×	19	1.38	4.0	→	17	0.89	5.0
○	15	1.14	3.5	→	15	0.67	4.0
×	25	1.27	5.5	→	34	0.70	8.0
○	14	3.67	0.0	→	23	0.77	3.0
×	29	1.07	6.0	→	27	0.93	8.5
△	24	2.43	3.0	→	17	0.55	4.0
×	27	1.25	6.0	→	14	0.75	4.5
×	38	1.11	8.0	→	34	0.79	8.5
×	17	1.13	6.0	→	14	0.75	4.5
△	18	1.25	2.5	→	19	0.36	8.0
△	18	1.57	3.5	→	23	0.92	4.0
×	22	0.38	7.0	→	21	1.10	4.0
×	20	0.67	7.0	→	33	2.00	7.0
×	29	0.81	7.5	→	34	2.09	6.0
×	34	0.55	16.5	→	31	1.21	10.5
×	31	0.63	11.5	→	40	1.86	10.5
×	33	0.43	11.5	→	34	1.13	8.5
×	17	0.89	3.5	→	22	1.20	5.0
○	16	0.78	6.0	→	14	1.00	3.5
×	23	0.92	8.0	→	30	1.00	12.5
△	24	0.85	5.0	→	21	1.33	1.5
△	24	0.50	5.5	→	25	1.50	3.0
×	36	0.89	12.5	→	50	1.00	9.0

注) ○Exner（2000）が示すように、検査場面への防衛的態度として考えられる HS  
 ×Exner（2000）の回避スタイルに該当するが、一貫性の認められなかった HS  
 △R≥17 のみの条件で回避スタイルとみなした場合、一貫性の認められなかった HS

(74)

一方、×が示された記録は、R の数値や比較的高い EA より、性格傾向としての回避スタイルである可能性が高いにもかかわらず、両検査時を通じて HS が再現されなかった事例である。また、△が示された記録は、いずれかの検査時に  $R > 16$  の条件のみを満たした HS が、別の検査時には HS を表出しなかった事例である。

HS が両検査を通じて再現されなかった 23 名中 20 名の記録を検討する限り、R と EA の数値から、HS の成立背景（性格傾向の可能性が大であるのか、一時的な状況要因による影響が比較的大きいのか）を推測する場合、かなり慎重な姿勢が要求されると考えられる。

#### 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、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、男女間に有意差が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 を示す女性が多いデータは貴重ともいえる。

ただし、広範なロ・テストの再検査データを収集する際、初回検査時と再検査時を担当する検査者は、ほぼ同じ水準の習熟度で異なる人物が望ましいとされる場合もある。その観点を考慮した検証も今後の課題である。

#### 文献

- Exner, J. E. (1980) But it's only an inkblot. *Journal of Personality Assessment*, 44, 562-577.
- Exner, J. E. (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 (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 (2014) 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. 大阪大谷大学紀要, 48, 101-112.
- 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

本研究の要旨は、日本心理臨床学会第 22 回大会 (2003) において発表した。また、本研究は、2004 年に、関西大学社会学研究科に提出した博士論文における 1 つの章を加筆・修正 (誤植の訂正も含む) したものである。