

## EA (SumM+WSumC) 再考

～補正 EA (Corrected EA)・Cor EA/es の提案～

石井雄吉 明星大学心理学部 石井光樹 東京都リハビリテーション病院 加納信吾 地域生活支援センターあくせす  
佐野公俊 明星大学 滝澤毅矢 北里大学医学部大学院 藤元祥子 明星大学心理相談センター  
堀井麻衣 明星大学心理相談センター 松本充彦 三木メンタルクリニック 油谷元規 けやきの森病院

キーワード：包括システム, ロールシャッハ・テスト, EA, 補正 EA, Cor EA

### 要約

非臨床群 44 名 (平均年齢 21.39 歳, SD=1.51) に施行した包括システムによるロールシャッハ (CS) と、様々な精神疾患の臨床群 25 名 (平均年齢 22.76 歳, SD=2.68) に片口法で施行したロールシャッハを CS に変換した疑似 CS とにおける Raw EA、Raw EA から適応阻害要素を除外した補正 EA (Corrected EA : Cor EA)、Raw EA ÷ es (Raw EA/es)、Cor EA ÷ es (Cor EA/es) を比較した。両群の比較にあたり、両データの正規性を確認できた場合は t 検定・U 検定を用いた。正規性を確認できなかった場合は U 検定のみを用いた。

両群の Raw EA を t 検定により比較した結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高い値であった ( $p<.05$ ) が、U 検定により比較した結果、有意な差を認めなかった。Cor EA を t 検定・U 検定により比較した結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高い値であった (いずれも  $p<.001$ )。Raw EA/es を U 検定により比較した結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高い値であった ( $p<.05$ )。Cor EA/es を U 検定により比較した結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高い値であった ( $p<.001$ )。以上の結果について若干の考察を加えた。

### I 問題

包括システムによるロールシャッハ・テスト The Rorschach A Comprehensive System (CS;Exner,2000/2002;Exner,2003/2009) において、統制力は現実体験 Experience Actual (EA)、刺激欲求 Experienced stimulation (es)、そして、この両者の関係から導きだされる D スコアや Adj D スコアによって見立てられている (Exner,2000/2002;Exner,2003/2009)。その EA は統制力にとって重要な資質に関する変数である (Exner,2000/2002;Exner,2003/2009)。

しかし、EA という概念を導入した Beck (1960;cited in Kleiger,1992) によると、EA は

根本的な本能的エネルギーを反映しており、人間運動と色彩との反応の合計が id の貯蔵庫に由来する感情状態を表現している。さらに、Beck (1960;cited in Kleiger,1992) は、EA によって反映された力が、適応または不適応に向かうかどうかは、自我の強さに依存するとも述べている。ところが、現在、CS においては、EA を Beck の本来の本能的エネルギーという概念から自我の資質という概念に変更している (Kleiger,1992)。

このように、EA には id のエネルギーが反映されているとすれば、EA という変数をそのまま統制力に関する主要な指標の一つと解釈することに疑問が生じる。実際、臨床家にとっては

自明なことだが、解釈の際に、EA がどれほど当てになるかどうかは、EA を構成する SumM や WSumC の質に負うところが大きい。Exner (2000/2002) も、利用可能な資質の多さと適応とは別問題であると指摘しているように、臨床家は統制力が当てになるかどうかを単純に EA の値と es の値とのバランスだけではなく、EA の質についても検討して解釈を行っている。

Meyer et al., (2011/2014) は Rorschach Performance Assessment System (R-PAS) において、「高い MC (EA) であっても、運動と色彩反応が漠然として形態のない知覚概念 (純粋 C, FQn を伴う M)、歪曲した形態水準 (FQ-) や混乱した思考 (認知コード) を伴えば、問題となってくる。」と指摘し、さらに、M- のように「損なわれた反応」を除くことによって、また、色彩反応における形態支配の低さが情緒統制の問題と関係することを考慮することによって、MC (EA) がより洗練され、解釈がいっそう豊かになるとも述べている。しかも、彼らは (2011/2014) は、WSumC の算出にあたり、形態に支配された色彩反応は最も認知的な統制を示唆していること、そして、統制力に資する心理的資源としては情緒的な反応性よりも順応性の方が重要であることから、 $FC \times 1.5$ 、 $C \times 0.5$  という通常とは反対の重み付けも示唆している。

そうであれば、初めから SumM や WSumC から適応障害要素 (M-・Mnone・認知に関わる特殊スコア付き M・形態水準がマイナスおよび認知に関わる特殊スコア付き反応に付随する FC, CF) を除外して EA を算出すれば、統制力を査定するあたり、わざわざ SumM や WSumC の質を改めて確認する過程は不要となる。つまり、臨床家が頭の中でやっている作業を変数として外在化することによって根拠のより明確な解釈が可能となる。そこで、この変数を補正 EA (Corrected EA:  $Cor EA = M- \cdot Mnone \cdot$  認知に関わる特殊スコア付き M を除外した SumM + C、形態水

準がマイナスおよび認知に関わる特殊スコア付き反応に付随する FC, CF を除いた WSumC) と呼び、便宜上、補正前の EA を Raw EA と呼ぶことにする。そして、もし仮にこの Adj EA が統制力の査定に資する変数として有効と認められるのであれば、個人による統制が及ばないより原始的な衝動の衝突と苦痛な感情を反映する (Exner, 1974; in cited in Kleiger, 1992) もう一方の重要な指標である es とのバランスを検討する必要がある。

そこで、今回は、まず Cor EA が適応的資質の指標として妥当であるかについて、さらに、この Cor EA と es との関係性をみるための指標として、Cor EA を es で除することによって得られる  $Cor EA \div es$  ( $Cor EA/es$ ) という変数が妥当であるかについて、Raw EA および Raw EA/es (後述) を含めて、非臨床群と臨床群とを比較し検討したので報告する。

## II 方法

大学生からなる非臨床群 44 名 (男性 15 名, 女性 29 名, 平均年齢 21.39 歳,  $SD=1.51$ ) に施行した CS、および、様々な精神疾患からなる臨床群 (男性 10 名, 女性 15 名, 平均年齢 22.76 歳,  $SD=2.68$ ) に片口法 (片口, 1987) で施行、集計したロールシャッハを CS に変換した疑似 CS における① Raw EA、② Cor EA、③ Raw EA を es で除することによって得られた  $Raw EA \div es$  ( $Raw EA/es$ )、④ Cor EA/es を両群間で比較した。なお、対象者は共に 20 歳代で、かつ、総反応数 (R) が平均的な 17 ~ 30 (高橋ら, 2009) を示した者から無作為に選出した。臨床群のデータを CS に変換するに際して、形態水準のコーディングは高橋ら (2009) に依拠した。臨床群 25 名の内訳は、不安障害 10 名、抑うつ障害 9 名、摂食障害 2 名、解離性障害・統合失調症 (疑い)・てんかん・その他が各 1 名であった。

両群の諸変数を比較するにあたり、Shapiro-Wilk 検定により両データの正規性を確認できた場合は t 検定、および、Mann-Whitney の U 検定（以下、U 検定）を用いた。両群の正規性を確認できない場合は U 検定のみを用いた。

なお、t 検定に加えて U 検定も採用した理由は、小西（2015）がロールシャッハ諸変数における外れ値の影響を統制する必要性から、「ノン・パラメトリックな統計量も示すことが重要である」と指摘していることによる。

### Ⅲ 結果

まず、両群の平均年齢と R とについて確認し

ておく。既述のように、両群の対象は年齢が 20 歳代であり、その R が高橋ら（2009）のデータで平均的である 17～30 個の範囲にある者のプロトコルである。しかし、両群の年齢分布について Shapiro-Wilk 検定を行った結果、正規性を確認できなかった（非臨床群 : $p<.01$ , 臨床群 : $p<.05$ ）、両群の年齢を U 検定により比較した結果、表 1 に示すように、臨床群の方が非臨床群よりも有意に高かった。また、R の分布も両群ともに正規性を確認できなかった（非臨床群 : $p<.05$ , 臨床群 : $p<.005$ ）、U 検定により比較した結果、表 2 に示すように、有意差を認めなかった。

表 1. U 検定による非臨床群・臨床群の年齢比較

|    | 非臨床群  | 臨床群   | 検定統計量 U | 検定統計量 Z |
|----|-------|-------|---------|---------|
|    | 中央値   | 中央値   |         |         |
| 年齢 | 21.00 | 22.00 | 379.500 | 2.163   |

p-value = .031 ( $p<.05$ )

表 2. U 検定による非臨床群・臨床群における R の比較

|   | 非臨床群  | 臨床群   | 検定統計量 U | 検定統計量 Z |
|---|-------|-------|---------|---------|
|   | 中央値   | 中央値   |         |         |
| R | 21.00 | 20.00 | 479.00  | 0.892   |

p-value=.376 (NS)

①両群の Raw EA 分布について Shapiro-Wilk 検定を行った結果、両群ともに正規性を確認できたので（非患者  $p<.64$ ：臨床群  $p<.21$ ）、両群の平均 Raw EA を t 検定により比較した結果、表 3 に示すように、非臨床群の方が臨床

群に比して有意に高かった ( $p<.05$ )。しかし、表 4 に示すように、両群の Raw EA を U 検定により比較した結果、両群間で有意な差を認めなかった。

表 3. t 検定による非臨床群・臨床群における平均 Raw EA の比較

|        | 非臨床群        | 臨床群         |
|--------|-------------|-------------|
|        | 平均値 (SD)    | 平均値 (SD)    |
| Raw EA | 7.10 (2.85) | 5.57 (2.54) |

( $P<.05$ )

表4. U検定による非臨床群・臨床群における Raw EA の比較

|        | 非臨床群 | 臨床群  | 検定統計量 U | 検定統計量 Z |
|--------|------|------|---------|---------|
|        | 中央値  | 中央値  |         |         |
| Raw EA | 6.75 | 6.00 | 402.50  | 1.845   |

p-value=.066 (p<.10)

②両群の Cor EA 分布について Shapiro-Wilk 検定を行った結果、両群ともに正規性を確認できたので（非臨床群 :p<.47 :臨床群 p<.20）、両群の平均 Cor EA を t 検定により比較した結果、表5に示すように、非臨床群の方が、臨

床群に比して有意に高かった(p<.001)。また、両群の Cor EA を U 検定により比較した結果、表6に示すように、やはり、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった (p<.001)。

表5. t検定による非臨床群・臨床群における平均 Cor EA の比較

|        | 非臨床群<br>平均 (SD) | 臨床群<br>平均 (SD) |
|--------|-----------------|----------------|
| Cor EA | 6.17 (2.71)     | 3.44 (2.61)    |

(P<.001)

表6. U検定による非臨床群・臨床群における Cor EA の比較

|        | 非臨床群 | 臨床群  | 検定統計量 U | 検定統計量 Z |
|--------|------|------|---------|---------|
|        | 中央値  | 中央値  |         |         |
| Cor EA | 6.00 | 3.00 | 251.00  | 3.741   |

p-value=.001 (P<.001)

③両群の Raw EA/es 分布について Shapiro-Wilk 検定を行った結果、両群ともに正規性を確認できなかった（非臨床群 :p<.001, 臨床群 :p<.05）、両群の Raw EA/es を U 検定

により比較した結果、表7に示すように、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった (p<.05)。

表7. U検定による非臨床群・臨床群における Raw EA/es の比較

|           | 非臨床群 | 臨床群 | 検定統計量 U | 検定統計量 Z |
|-----------|------|-----|---------|---------|
|           | 中央値  | 中央値 |         |         |
| Raw EA/es | 1.09 | .83 | 370.50  | 2.241   |

p-value=.025 (p<.05)

④両群の Cor EA/es 分布について Shapiro-Wilk 検定を行った結果、両群ともに正規性を確認できなかった（非臨床群 :p<.01, 臨床群 :p<.05）、両群の Cor EA/es を U 検定

により比較した結果、表8に示すように、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった (p<.001)。

表 8. U 検定による非臨床群・臨床群における Cor EA/es の比較

|           | 非臨床群 | 臨床群 | 検定統計量 U | 検定統計量 Z |
|-----------|------|-----|---------|---------|
|           | 中央値  | 中央値 |         |         |
| Cor EA/es | 1.00 | .50 | 280.00  | 3.372   |

p-value=.001 (p&lt;.001)

#### IV 考察

まず、非臨床群と臨床群との比較に関する妥当性について検討する。年齢についてみると、両群とも同じく 20 歳代の対象者ではあったが、U 検定により比較した結果、臨床群の方が有意に高い年齢となった(表 1)。しかし、その差は約 1 歳であったので、Wechsler の知能検査は、20 歳代の場合、20～24 歳、25 歳～29 歳という単位の年齢ノルムで偏差知能指数を算出すること(日本版 WAIS- III 刊行委員会訳, 2006)とやや強引に比較すれば、両群のこの程度の年齢差は、比較対象としての許容範囲であろう。

また、R についてみると、両群の R 分布に正規性を認めなかったため、U 検定により比較した結果、両群間で有意差を認めなかった(表 2)。R の分布について正規性を確認できなかったということは、小西(2015)が指摘するように、ロールシャッハ変数を統計的に検討する場合、外れ値を考慮する必要があることを改めて示している。また、両群間で R に差を認めなかったため、本研究においては、滝澤ら(2014)などによって指摘されてきた R の影響を排除できていると言える。以上のことから、本研究で取り上げた非臨床群と臨床群とは、比較対象として概ね妥当であると判断される。

ここで、本題についてみることにする。①：表 3 に示すように、Raw EA は t 検定の結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった(p<.05)。これをみると、Raw EA でも統制力に資する指標として十分機能していると考えられる。しかし、表 4 に示すように、U 検定の結果では両群間に有意差を認めなかった。

この齟齬は、やはり、小西(2015)が指摘す

るように、t 検定が外れ値の影響を受けた結果によるものと推測される。仮にそうではなくても、Raw EA の値は、それ自体に適応阻害要素も含んでいるので、非臨床群の Raw EA が統制力に与える資質を t 検定の結果は過大評価していると考えられる。だからこそ、臨床家はこの統制力を適切に見立てるために、EA を構成する要素を見直す手間をかけているわけである。言い換えれば、そもそも Raw EA は、Exner(2000/2002)もこれは適応と直接の関係がないと指摘しているように、見かけの資質を反映しているからこそ、臨床家は Raw EA を統制力の一要因としてそのまま解釈に反映させていないのである。そう考えると、表 4 に示す両群間に有意な差はないという U 検定結果(p<.10)の方が妥当であると言える。

②：次に、表 5・6 に示すように、Cor EA は、t 検定でも U 検定でも、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった(いずれも p<.001)。したがって、Cor EA という変数は、統制力を査定する指標としての妥当性を備えていることが窺われる。

③：次に、表 7 に示すように、Raw EA を es で除した Raw EA/es という変数は、U 検定の結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった(p<.05)。しかし、既述のように、この結果は Raw EA を過大評価している可能性がある。

④：次に、表 8 に示すように、Cor EA を es で除した Cor EA/es という変数も、U 検定の結果、非臨床群の方が臨床群に比して有意に高かった(p<.001)。したがって、適応阻害要素を除外した Cor EA/es は非臨床群と臨床群との統制力を弁別する有効な一つの変数となり得ると考えられる。

既述のように、Cor EAは臨床家が解釈において頭の中で行っている検討過程を外在化し変数化しただけであり、Meyer et al. (2011/2014)も示唆していることであり、何ら新しい提案ではない。しかし、そのような臨床家の操作やMeyer et al. (2011/2014)の示唆をCor EAやCor EA/esという変数として置き換えることにより、ロールシャッハ・テストの解釈がより適切に効率よく行えるようになり、さらには、これらと他の変数・指標との関連を検討することにより、ロールシャッハ・テストがより有益なものになると期待される。

## V 今後の課題

ここにみたように、Cor EAやCor EA/esは統制力の査定にあたって有効な変数であることが示唆された。しかし、このCor EAにはさらに2種類の発展型が考えられる。1つは、(M・Mnone・特殊スコア付きMを除外したSumM + Cおよび形態水準がマイナスのFC, CF・認知に関わる特殊スコア付きを除いたWSumC) ÷ R、つまり、Cor EA/Rである。Rで除する目的は、EAやWSumCがRと連動しやすい指標であるし(滝澤ら,2014)、R-PASにおいても反応数最適化が導入され、CSでも多くの変数がパーセントで示されるように、Rのもたらす影響の統制である。この処理の結果、Rに見合った資質を備えていないと、Rが大であればあるほどAdj EA/Rの値は小さくなる。

つまり、Rが大ということは、一般的にその個人の活動性の高さを意味するが、Cor EA/Rが小であればその活動性はそれに応じた統制力を伴っていないかも知れないということである。なお、このCor EA/RはCSだけではなくロールシャッハ・テストの基本的変数である体験型やRから算出されるので、どのシステムでも応用可能であろう。

2つ目は、Cor EA/Rと左側(分子)は同じ

であるが、除する右側(分母)がRではなくLambda(L)となる。そこで、Cor EA/Rに対してこちらはCor EA/Lと呼ぶことにする。ハイラムダの場合におけるEAには信頼性や妥当性が欠けている虞がある(Exner,2003/2009)ので、回避型スタイルの程度を示すL(Exner,2003/2009)で除することにより、ハイラムダ値が大であればあるほどCor EA/Lの値は小さくなり、統制力の過大評価を回避できる。なお、Lを採用しないシステムにおいては形態反応 ÷ R=F%の値をLの代用とすることも考えられる。

すると、必然的に、Cor EA/Rに対しては、es ÷ Rが、そして、Cor EA/Lに対してはes ÷ Lが浮かび上がってくる。ただし、ExnerがKlopferらの考えを発展させて考案したesという変数(Kleiger,1992)ではなくとも、esの代わりにR-PASのPPD(FM,m,Y,T,V,C')を用いてPDD ÷ R (PPD/R)・PPD ÷ L (PPD/L)と表現することも可能かも知れない。

ただし、EAを構成するWsmCに関して言うと、Rorschach(1972/1998)は「色彩反応が多いほど情動性は不安定であり、運動反応が多いほど、情動性は安定している。」と述べているものの、これも統制力の査定に重要な指標とみるならば、Meyer et al. (2011/2014)も示唆しているように、感情表現に自我が適切に関与しているという意味で、FCの値に重み付けする方が理にかなっている。そこで、WSumCの算出にあたっては、適応障害要素の除外に加えて、既述のように、FC > CF > Cという重み付け(Meyer et al.,2011/2014)も適切な解釈ために検討されてもよいと思われる。もし、そうなればこのCor EAの算出方法もそれに合わせて変更することになる。

なお、Cor EA/RやCor EA/Lといった発展的な変数については、その算出手続き(結果の処理)が煩雑となるため、臨床における実践を考え

るとその実効性には懐疑的にならざるを得ないが、研究用の指標としては有益であるかも知れない。また、CSにはAdj esという変数もあるが、R-PASにおいては採用されていないし、仮にこれに対しても補正を施して、今回提案している発展的な変数に加えたとしても、変数が複雑になりすぎて実用的とは思えない。

## VI 本研究の限界

「方法」で記したように、本研究における臨床群のデータは片口法で施行、集計されたロールシャッハ・テストのプロトコルを高橋ら(2009)の形態水準に依拠して変換した疑似CSによるものである。したがって、本研究結果については、CSの手続きに基づいて施行されたロールシャッハ・テストを用いて確認する必要がある。

また、U検定は比較する2群間のデータ数に差が大きい場合は推奨されない(岩原,1964)。本研究において非臨床群の対象者は臨床群の2倍となっているので、その差が結果に影響を及ぼしている可能性は否めない。

さらに、今後の課題とも言えるが、本研究における臨床群は、様々な精神疾患の患者からなる異種混合集団であるため、Cor EAやCor EA/esの査定指標としての感度は、等質集団、つまり、個々の精神疾患で確認される必要がある。

〈附記〉本論文は、日本ロールシャッハ学会第22回大会(2018年10月)において発表した内容に加筆修正したものです。発表に際して座長の高橋依子先生・小西宏幸先生を始め、多くの方より貴重なご意見を賜りました。深謝申し上げます。また、この発表では、補正EAではなく修正EAという表記を用いていたため、小西宏幸先生より、“修正EAという表現は修正esと類似しているため誤解を招く虞がある”とのご指摘を頂きました。そこで、本論文では修正EA(Adjusted EA: Adj EA)に代わって、補正EA(Corrected

EA: Cor EA)という表現に変更しました。

## 文献

- Exner, J.E. (2000). A Primer For Rorschach Interpretation. 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). A Comprehensive System Volume 1 Basic Foundation and Principles of Interpretation Fourth Edition. 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.
- 岩原信九郎(1964). 新しい教育・心理統計 ノンパラメトリック法. 日本文化科学社.
- 片口安史(1987). 改訂 新・心理診断法. 金子書房.
- Kleiger, J.H. (1992). A conceptual critique of the EA:es comparison in the Comprehensive System. Psychological Assessment, **4**, 1992.
- 小西宏幸(2015). 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. 大阪大谷大学紀要, **49**, 63-75.
- Meyer, G.J. et al. (2011). Rorschach Performance Assessment System: Administration, Coding, Interpretation, and Technical manual. 高橋依子(監訳)・高橋真理子(訳)(2014). ロールシャッハ・アセスメント システム 実施, コーディング, 解釈の手引き. 金剛出版.
- 日本版 WAIS- III 刊行委員会訳編(2006). 日本版 WAIS- III 成人知能検査法 理論マニュアル. 日本文化科学社.
- Rorschach, H. (1972: Original work published 1921). Psychodiagnostik-Methodik und Ergebnisse eines wahrnehmungsdiagnostischen

Experiments [Deutenlassen von Zufallsformen] 9. :Huns Huber. 鈴木睦夫 訳 (1998). 新・完訳 精神診断学. 金子書房.  
高橋雅春・高橋依子・西尾博行 (2009). ロール シャツハ・テスト形態水準表. 金剛出版.

滝澤毅矢・油谷元規・松本充彦・加納信吾・石井 雄吉・高橋 恵・宮岡 等(2014). ロールシャツハ・包括システムにおける反応数の多寡と特殊指標との関連について. 神奈川県精神医学会誌, **63**, 17-22.

Reconsideration of EA (SumM + WSumC)

～ Proposal of Corrected EA(Cor EA) and Cor EA/es ～

ISHII, Takayoshi

Department of Psychology, School of Psychology, Meisei University

ISHII, Mitsuki

Tokyo Metropolitan Rehabilitation Hospital

KANO, Shingo

Support Center ACCESS, Wakakusa Welfare Association, Community Life

SANO, Kimitoshi

Department of Psychology, School of Psychology, Meisei University

FUJIMOTO, Sachiko

Center of Clinical Psychology, Meisei University

HORII, Mai

Center of Clinical Psychology, Meisei University

TAKIZAWA, Takeya

Department of Psychiatry, Kitasato University, School of Medicine

MATSUMOTO, Mitsuhiko

Miki Mental Clinic

YUTANI, Motoki

Keyaki-no-mori Hospital

## ABSTRACT

The Rorschach protocols, were administered and scored utilizing Exner's Comprehensive System (CS;Exner,2003) ,of 44 non-clinical participants (average age 21.39 years, SD = 1.51) were compared with the like protocols of CS, were converted from them administered following Kataguchi method, of 25 clinical participants (average age 22.76 years, SD =2.68) for Raw EA, Corrected EA (Cor EA) excluding maladaptive factors from Raw EA, Raw EA ÷



es (Raw EA / es), Cor EA ÷ es (Cor EA / es) .

When comparing the two groups, case that normal distribution of both data could be confirmed, t test and U test were used. Case that normal distribution could not be confirmed, U test was used only.

As a result of comparing Raw EA of both groups by t test, the non-clinical group was significantly higher than the clinical group ( $p < .05$ ), but as a result of the comparison by the U test, there was no significant difference. As a result of comparing Cor EA by t-test · U test, the non-clinical group was significantly higher than the clinical group (both  $p < .001$ ). As a result of comparing Raw EA / es by U test, the non-clinical group was significantly higher than the clinical group ( $p < .05$ ). As a result of comparing Cor EA / es by U test, the non-clinical group was significantly higher than the clinical group ( $p < .001$ ). These results are discussed.

**Key Words** : comprehensive system, Rorschach test, EA, Corrected EA, Cor EA

---