九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

諸恒常現象間の相關に關する研究

石井，克巳

https://doi.org/10.15017/2543818

出版情報：哲學年報. 16, pp.208-239, 1954-11-30. Faculty of Literature, Kyushu University
バージョン：
権利関係：

諸恒常現象間の相關に關する研究

石井克巳

知覺に於ける恒常性は、日常の知覺的行動の殆んど全領域に亙つて成立するということが出來る。即ち、大きさ、形、色の知覺を初めとして空間の位置、方向、運動の速度、音の強さ、重量の知覺等各種の知覺的行動にこれを見ることが出來るものである。

從來の恒常現象に關する研究は、專ら個々の恒常現象の成立條件の究明に力が注がれた。併し乍ら、夫等個々の恒常現象間の關係も亦重要な問題と謂わねばならぬ。

一九三二年ザウレス（Thouless, R. H.）は初めてこの問題をとり上げて研究し、各種恒常現象間に彼の所謂「群因子（Group factor）」の存在することを明かにした。其後一九三八年シーハン（Sheehan, M. R.）は、ザウレスの研究を批判しつゝ更に精密なる研究を實施し、實驗の結果、ザウレスの群因子の存在を否定し、かゝる因子は「神話的因子」に外ならぬとして、ザウレスと全く異る對蹠的見解を表明した。

果して然らば、ザウレス、シーハンの何れの主張が正しい見解であろうか。本研究に於ては、この事を明かにする目的を以て、先ずザウレス、シーハンの研究を克明に檢討し、然る後兩者が擧げた實驗結果は、果してかゝる相反する主張を正當なものとして根據付けるに足る差異を有するものであるか否かを明かにする。

更に兩者何れの場合も二因子説の立場に立つて、各々の資料が處理されているに過ぎないのであつて、未だ二因子説を超えた立場は採用されていない。今、サーストンの重因子説に立つて、これら同一の資料に因子分析を加えたならば、そこに如何なる結果が得られるであろうか。これら二つの見地から兩者の研究を批判し、正しい結論に到達せんとするものである。

一　ザウレスの研究

目的　氏は、初に發表した二論文[1]（一九三一年四月、同七月）に於て、各領域の恒常現象（氏は、現象的回歸 Phenomenal regression と呼ぶ）に關して一般的法則を見出し、此の法則によつて、遠近畫（Perspective）、錯視の性質、及びフェヒネルの法則に關する理論値と觀測値との不一致を説明し得ることを明にしたが、今こゝに述べる研究[2]（一九三二年）は、更に發展して、次の諸點を明にすることを目的とする。

(1)　恒常現象の普遍性と、個人差の範圍

(2)　恒常現象間に共通に作用する群因子の存在

(3)　恒常現象と他の特性――知能、性別、年令、及び氣質との關係

(4)　恒常現象と繪畫等に於ける訓練との關係

右の中、(1)、(2)が主要な目的となつている。

方法　大きさS（Size）の檢査――標準刺戟Nとして、白色圓板（直徑三九・七糎）を被驗者より二三〇糎の所に置く、比較刺戟Vとして、やはり白色圓板（直徑二九・七糎）一個を用ひ、被驗者よりの距離を調整して、NとVと

が等しく見える點を決定する。Vの距離が一七二糎の時、その網膜像の大きさは、Nのそれと等しくなるが、勿論Vを一七二糎より近づけないと、Nと現象的に等しく見えない。氏の被驗者中には、Vを三〇糎以内にも近づけないと、Nと等しく見えない者もあつたので、前記のVの代りに、もつと半徑の大きなもの（三二・二糎、三四・七糎、三七・七糎）も用いなければならない結果となつた。從つて、此の方法よりも、Vの距離を固定して、種々の大きさのものを用いる一般の恒常法の方が優れていると氏も認めた。

形F（Form）の檢査――Nとして白色圓板（直徑三九・七五糎）を用い、此をテーブルの上に、被驗者から一二九糎の所に置く。被驗者の眼の高さは、テーブルの表面から四八・五糎とするので、視線と水平面とのなす角度は二〇度三〇分となり、Nは楕圓形（短徑：長徑＝0.36：1）に見える。Vとしては、白色楕圓形一五個（短徑：長徑＝0.30：1～1.00：1，間隔＝0.05：1）を用う。Vは、被驗者の視線に對して直角に示し、Nに比べて太いか、細いか、或は等しく見えるかを報告させるのである。此の場合、比較するのは、NとVとの大きさではなくして、形（短徑と長徑との割合）であることを徹底させる。

明るさB（Brightness）の檢査――Nは、白色の圓板、Vは灰色の圓板で、夫々チンメルマン灰色紙系列中の白色及びNo. 13の灰色で、反射率の比は、1：0.228である。Nは、被驗者より二九〇糎の所に固定し、Vの距離を適當に調整して、NとVの明るさが等しくなるような點を決定するのである。被驗者は、暗室内で、電燈（四ボルト、三・一燭光）の下で觀察する。Vの距離が、一三八・五糎の時に、VとNとの照度は等しくなるが、此よりもつと近づけなければ、兩者は現象的に等しい明るさに見えない。

被驗者は、合計一二七名で、その構成は次の通りである。

表〔1〕 大きさ（S），形（F）及び明るさ（B）の検査に於ける個人差

測定値／検査	物理的値（R）	現象的値（P）	刺戟的値（S） 最低	初の¼	中位	後の¼	最高
S	0.748：1	1：1	1.22：1 (0.40)	2.05：1 (0.71)	3.44：1 (0.81)	——	——
	0.811：1	1：1	——	——	——	3.27：1 (0.85)	——
	0.950：1	1：1	——	——	——	——	8.55：1 (0.98)
B	0.228：1	1：1	0.746：1 (<0)	1.41：1 (0.19)	1.92：1 (0.305)	3.71：1 (0.47)	17.24：1 (0.66)

測定値／検査	物理的値（R）	現象的値（P） 最低	初の¼	中位	後の¼	最高	刺戟的値（S）
F	1：1	0.45：1 (0.225)	0.64：1 (0.57)	0.70：1 (0.655)	0.78：1 (0.76)	0.95：1 (0.95)	0.36：1

〔括弧（ ）内は，恒常指數，N＝105 但し検査Bは104〕

M群——四二名の男子大學生（一九—二三歳）
N群——二七名の女子大學生（一九—二三歳）
O群——三六名の男子（二四—五四・五歳）
P群——一二名の美術學校生（一九—二三歳）
Q群——一〇名の畫家及び圖畫教師

右の中、初の三群には、S、F及びBの三検査を、後の群には、S及びPの二検査を行つた。

結果 表〔1〕に於て認められるように、三種の検査について、被驗者の與えた現象的等價値には著しい個人差があるが、同時に、此等の現象的性質P（Phenomenal character）は、常にNの眞の性質R（Real character）と刺戟的性質S（Stimulus character）との中間に位する——即ち、R＞P＞S或は、R＜P＜Sと云う重要な關係が成立する。（但し、B検査については、僅かな例外が見られた。）此の重要な關係を、氏は、「對象の眞の性質えの現象的回歸の傾向」（Tendency to phenomenal regression to the 'real'

character of an object）と命名した。

此の傾向を、左の公式によつて、數量的に表わし、氏は、現象的回歸指數（I. P. R., Index of phenomenal regression）と呼ぶ。（一般には、恒常指數と呼ばれる。）

$$\text{I. P. R} = (\log P - \log S)/(\log R - \log S)$$

被驗者の恒常指數について、その分布を調べると、嚴密には正規分布をなしていないが、統計的考察によつて、近似的に正規分布として取り扱い得ることが確められた。そこで、氏は、大きさ、形、及び明るさの恒常指數間に、ピアスンの錯差積法（Product-moment method）によつて、相互相關を求めた。表〔2〕は、M群（男子）の三八名についての結果で、S、F及びBは、夫々前記の大きさ、形及び明るさの檢査を、又Iは知能檢査（Cattell intelligence test）を示す。（註、後出の表との關係上、原著と記號並に記述の順序を多少變更した。）此の表の左下には、知能を除去した偏相關が示してある。Iを除去しても、檢査SとFとの間には、相當高い相關——$r_{SF\cdot I}=0.69$ が認められるが、檢査BとS或はFとの相關——$r_{BS\cdot I}=0.12$, $r_{BF\cdot I}=0.055$ は有意ではない。氏は、スピアマンの列位差法（Rank difference method）による相關も算出しているが、勿論大體の傾向は以上と同樣である。又N群（女子）の二六名についても、大體同樣の結果を得た。但し、檢査SとFとの相關は、やはり有意ではあるが、M群よりはやゝ低く現われ、又檢査BとFとの相關は負となつた。（氏は、N群についての明白な數

表〔2〕　大きさ(S)，形(F)，明るさ(B)及び知能(I)の檢査に於ける相互相關

檢　査	S	F	B	I
S	——	0.695 (0.085)	0.18 (0.155)	−0.30 (0.15)
F	0.69 (0.085)	——	0.085 (0.165)	−0.15 (0.16)
B	0.12 (0.16)	0.055 (0.165)	——	−0.22 (0.155)

〔右上は全相關，左下は偏相關，N＝38
括弧（　）內は標準誤差　SE〕

字は示していない。）右のように、M、N両群について、検査SとFとの間には、Iを除去しても、有意な相關が認められるのであるから、検査IがG因子（General factor）を測定するものとすれば、検査とSとFとの間には、G因子と獨立に、共通に作用する群因子が存在するものと考えられる。（検査BとS或はFとの相關が有意とならない理由は後で考察する。）此の事實を、更に確かめるために、右の兩群の資料を綜合し、他の知能検査Oを追加し、結局四種の検査S、F、I及びOの間に、スピアマンの四價差（Tetrad difference）を計算した。スピアマン[3]（Spearman, C., 1914）の二因子説（Two-factor theory）によれば、いづれの四價差も零となれば、四種の検査は、共通なG因子と、夫々の検査に特有な特殊因子（specific factor）とから成るのであり、又四價差がいづれも正數となれば、夫等の検査は、G因子の外に共通な群因子を含むのである。ところで、今の場合四價差は、いづれと有意な正數——$r_{SF}\cdot r_{IO}-r_{SI}\cdot r_{FO}>0, r_{SF}r_{IO}-r_{SO}\cdot r_{FI}>0$ となつたので、検査SとFの間には、知能のG因子の外に、恒常性（現象的回歸）の群因子の存在することが確められた。

さて、検査S、F及びBは心理學的に見て同性質のように考えられるが、實驗の結果は、以上のように、検査S、F間には有意な相關が認められるのに、検査BとS或はFとの間には有意な相關が認められないのである。何故に、此のような結果が得られたのであらうか。實驗に際して、被驗者は、検査S及びFについては、別に困難を訴えないが、検査Bについては、しば〳〵、「等しくするのは、NとVの明るさ（Brightness）ですか、それとも白さ（Whiteness）ですか。今兩方の明るさは等しく見えますが、Nは白く、Vはやゝ灰色に見えます。」と云う意味の質問に接する。此のような被驗者は、明るさと白さとを、はつきりと區別しているのである。

そこで、表〔3〕に示すように、N群（女子）の八名について、NとVの明るさを等しくさせる場合（検査B）と、白

表〔3〕 検査 B, W の比較

Vp	検査 B		検査 W	
	照度の比 V : N	I. P. R	照度の比 V : N	I. P. R
1	2.92 : 1	0.42	10.87 : 1	0.62
2	1.37 : 1	0.175	18.7 : 1	0.665
3	4.99 : 1	0.52	5.41 : 1	0.535
4	14.37 : 1	0.645	29.5 : 1	0.695
5	2.08 : 1	0.33	5.60 : 1	0.54
6	1.92 : 1	0.305	7.82 : 1	0.585
7	4.27 : 1	0.495	4.27 : 1	0.495
8	4.68 : 1	0.51	53.5 : 1	0.73

表〔4〕 グループ別相關

相關 r ＼ 群	全體 (45名)	第1群 (22名)	第2群 (23名)
(S+F)/2とB	0.24 (0.15)	0.45 (0.17)	0.18 (0.21)
(S+F)/2とW	0.58 (0.105)	—	0.60 (0.14)
(S+F)/2と(B+W)/2	0.46 (0.12)	—	—

〔第1群はB(明るさ)とW(白さ)とを餘り區別せず
第2群はBとWとをよく區別す，( ) 内はSE〕

さを等しくさせる場合（検査W）とを比較して見た。此によると、兩検査共、照度の比、從つてI. P. R.（恒常指數）には、著しい個人差が認められる。Vp. 2の如きは、検査Wに於けるVの照度は、検査Bの場合に於ける値の一〇倍以上にもなつているのに對し、Vp. 7の如きは兩検査に於ける値が全く一致している。即ち、前者は、明るさと白さとを明白に區別し、後者は、全く區別しないのである。此のような事實から、検査Bに對する二重評定點（Double balance point）の存在が考えられ、此が検査BとS或はFとの相關を低下せしめる原因ではないかと推測される。若しも、此の假定が正しいならば、明るさと白さとを區別しない被驗者を用いれば、検査Bと他の検査との間にも相當高い相關が認められる筈である。

右の假定を確めるために、被驗者四五名（此の内譯について、氏は明記していない）について、検査B及びWを行つた。その結果、兩検査の評定價の全く等しかつた者は、一〇名で、他の三五名については、兩者の一致を見なかつた。そこで、全體を二群に分け、第一群は、白さに對する恒常度と、明るさに對する恒常度との比が一・三五以下の

者（前記の一〇名も含めて二二名）、第二群は、此の比が、一・三五以上の者（二三名）とした。即ち、第一群は、明るさと白さの區別を全くしない者及びやゝ區別する者で、第二群は、兩者を明白に區別する者である。表〔4〕は、此等の群別に、大きさと形に對する平均の恒常度と、明るさ或は白さに對する恒常度との相關——$r_{(S+F)/2\cdot(B+W)/2}$ が示してある。（氏は、r_{SB} r_{SW}, r_{FB}, r_{FW} の値は示していない。）若し、前記の假定が正しいならば、第一群は、檢査Bと他の檢査との間に高い相關を示し、第二群は、低い相關を示す筈である。實際、表について見ると、第一群に對しては、$r_{(S+F)/2\cdot B}=r_{(S+F)/2\cdot W}=0.45$ (S.E=0.17) であり、第二群に對しては、僅に $r_{(S+F)/2\cdot B}=0.18$ (S.E=0.21) である。從つて、相當の信頼度を以て、檢査Bと、檢査S、Fの綜合結果との間には、第一群に對して、第二群に對するよりも遙に高い相關が認められると云える。それ故、前記の假定の正しいことが立證されたのであつて、明るさと白さとの分離が、檢査Bに對して、恒常の群因子が作用することを妨げたのである。

そこで、次に來る問題は、檢査S、Fの綜合結果と、高い相關を示すのは、檢査Bか、それとも檢査Wかと云うことである。表〔4〕の四五名全體の結果を見れば、檢査S、Fの綜合結果と、檢査Bとの相關は、僅に $r_{(S+F)/2\cdot B}=0.24$ であるのに、檢査Wとの相關は有意に高く $r_{(S+F)/2\cdot W}=0.58$ であり、又檢査B、Wの綜合結果との相關は $r_{(S+F)/2\cdot(B+W)/2}=0.46$ となつている。從つて、他の檢査と高い相關を示すのは、檢査Bではなくして、檢査Wであると云える。尙此の事實は、明るさと、白さとを、明白に區別する第二群の結果を見れば、一そう判然とする。即ち $r_{(S+F)/2\cdot B}=0.18$ に對して、$r_{(S+F)/2\cdot W}=0.60$ となつており、檢査Bと他の檢査との相關は、極めて低いのに對して、檢査Wと他の檢査との相關は、有意に高くなつている。此等の事實から、前に檢査S、F間に共通に作用することが確め

られた。恒常の群因子が、檢査Wにも亦作用すると主張出來る。しかし、此の群因子は、檢査Bに作用することは認められない。

次に、恒常度と知能との關係であるが、表〔2〕の第五列で見られるように、檢査S、F及びBと、知能檢査Iとの相關は、いづれも負數で、その絶對値は低い。氏は、此の事實を更に確かめるために、M、N兩群よりの五三名について、檢査S、Fの綜合結果と、檢査Iとの相關——$r_{(S+F)/2 \cdot I}=-0.245$を求め、此が五%の水準で有意であることを認めた。又前述の知能檢査Oについても、同樣の結果を得た。そこで理論的信賴度を以て、知能と恒常度との間には、負の相關が成立し、知能の高い者は、對象を刺戟的性質に近く見ようとする傾向があり、知能の低い者は、對象を眞の性質に近く見ようとする傾向があると云える。

更に、恒常度と性別との關係を見るために、年令と知能とを大體均一にした、M群（男子）の四二名、N群（女子）の二七名について、檢査S、F、B及び(S+F)/2の恒常度を計算した。その結果、いづれの檢査に於ても、女子は男子よりも、恒常度は幾分高く、その差は、檢査Bを除き、大體一%の水準で、有意であることが認められた。從つて、十分な信賴度を以て、恒常度には性別的差異があり、女子は男子よりも、幾分對象を眞の性質に近く見る傾向があると結論出來る。

恒常度と氣質との關係を調べるために、クレッチメルの方法に從つて、分裂質（內向性氣質）の者と、躁鬱質（外向性氣質）の者を、夫々一四名選び、檢査S、F及びBを行つた。その結果は、いづれの檢査に於ても、恒常度の平均は、內向群より外向群に於て高かつた。しかし、此の兩群間の差は、統計的に有意ではなかつた。從つて、此の資料から、恒常度と氣質との間に何等かの關係があるとは主張出來ない。もつと多くの被驗者を、更によい氣質分類法

で分類し、檢査することによつて、恒常度と氣質との間に、一定の關係を見出し得るであろう。

次に、恒常度と年令との關係を見るために、前述のO群三六名（二四—五九・五歳）を、大體等間隔の四つの年令群に分けて、檢査の結果を平均した。それによると、恒常度は、年令と共に增加する傾向が認められた。此の結果は、統計的に有意であると考えられる。こゝに用いたO群は、知能、職業に關して不均一であるが、より均一な被驗者群によれば、一そう有意な結果が得られると考えられる。

最後に、恒常度と、繪畫などに於ける訓練との關係であるが、此のような訓練は、恒常度を全く消滅させるか、又は或程度減少させることが豫想される。此を確かめるために、前記のP群（一二名の男子美校生）と、M群（四二名の男子大學生）、Q群（一〇名の美術家）とO群（三六名の對照群）について、檢査S及びFの結果を調べた、先ず、P、Q兩群の被驗者は、すべて正なる恒常度を示したから、美術に於ける訓練が、恒常度を全然消滅させるものではないことが知られた。次に、恒常度の平均は、P群はM群より、又Q群はO群より、從つて訓練群は對照群より低いことが認められた。しかし、統計的には、Q、O兩群間の差のみが有意であり、P、M兩群間の差は有意でなかつた。

氏は、以上の結果を、次のように要約している。

(1) ‚眞の‚ 性質えの現象的回歸の傾向は、すべての人に認められる。

(2) 大きさ、形、及び ‚白さ‚ に對する此の傾向はP. R.（現象的回歸）と呼ばれる同一の群因子に依存している。

(3) 多くの被驗者については、‚白さ‚ の經驗と ‚明るさ‚ の經驗とは同一でない。此のような差異を示す場合は ‚明るさ‚ に對する現象的回歸と、大きさや形に對する現象的回歸とは、僅かな相互關係を示す。

(4) 被驗者が、對象の眞の性質を見ようとする傾向（恒常度）は、知能、性別、美術に於ける訓練、及び恐らく年令にも亦依存する。

二　シーハンの研究

目的　此の研究に於ては、各領域の恒常現象について、個人差を明らかにし、且此の個人差が、各領域を通じて一貫性（Consistency）を示すか否かを明らかにすることを目的としている。即ち、或領域で高い（或は低い）恒常度を示す被驗者は、他の領域に於ても亦高い（或は低い）恒常度を示すか、或は此のような平行的な關係が存在しないかを明らかにしようとする。從つて、各恒常現象間の相互相關が問題となる。

方法　氏は、從來の恒常現象に關する研究を廣く檢討し、實驗方法によつて、異る結果が生ずることを確かめた爲め、方法の選擇については、とくに深い考慮を拂つた。

ザウレスの場合の如く、各領域について一種づつの檢査を行つたのではなく、シーハンは、大きさについて四種、形について三種、白さについて二種、その他補助的檢査を三種、合計一二種の檢査を行つた。

大きさ（S）に關する四檢査を、便宜上、S_1、S_2、S_3、及びS_4とする。（氏は、別に此のようには呼んでいない。）

檢査S_1――Nとして灰色の厚紙で作つた、一邊の長さ九糎の直角二等邊三角形を使用する。此を長いテーブル上、被驗者の前方一五〇糎の所に置く。（直角を夾む一邊が左側に來て垂直となり、他の一邊が水平となるように置く。）Vとしては、一邊の長さ七糎から一九糎まで（間隔〇・五糎）の直角二等邊三角形の系列を用う。此等は、被驗者の前方三〇〇糎（Nの後方一五〇糎）の所に、上昇的或は下降的に呈示する。被驗者は、テーブルの端に立てられた衝

立上の小窓（此は、テーブルの表面から三〇糎の高さに作られ、視野を還元するためでなく、被驗者の頭部の位置を正確に定めるためのもの）を通して觀察し、VはNに比べて大きいか、小さいかを報告する。觀察は上昇系列、及び下降系列について各々五回行う。

檢査S_2——Nとして、直徑一〇糎の圓板を、又Vとして、直徑八糎から二二糎まで（間隔〇・五糎）の圓板系列を用う。N、Vの被驗者からの距離、その他の手續きは、全部檢査S_1に準ずる。

檢査S_3——N、V共全く檢査S_1と同一で、たゞ異る點は、Vの距離を五〇糎近づけて一〇〇糎とする。（Nの距離は、やはり三〇〇糎とする。）

檢査S_4——Nとして、一稜が七・六二糎の立方體を、Vとして一稜が一・七五吋から六・五吋まで（間隔〇・二五吋）の立方體系列を使用する。その他の條件は、全く檢査S_1と同樣である。

形（F）に關する三檢査（F_1、F_2及びF_3）は次の通りである。

檢査F_1——Nとして、對角線の長さが二〇糎である灰色の正方形板を用う。Vとしては、水平方向の對角線の長さがいづれも二〇糎で、垂直方向の對角線の長さは、六糎から二三糎までの菱形の系列（間隔〇・五糎）を用い、此等を上昇的及び下降的に呈示する。NとVは、その中心間の距離を三〇糎として、いづれも被驗者から一五〇糎の所に置く。N及びVは、テーブル上、被驗者の眼の高さの柱に固定されるが、Nは一方の對角線を水平とし、他方の對角線を水平面と七五度（從つて、前額平行面と一五度）傾けて、又Vは前領平行面（垂直面）に呈示する。それで、Nの傾いた對角線の投射影の長さは、20 cos15°＝19.318 cm. である。被驗者は檢査Sに於けると同樣な、衝立上の小窓から、N及びVを觀察し、Vの垂直方向の對角線が、Nのそれと比べて、長いか、短いかを報告する。實驗室の照

明の關係で、左側の刺戟が光源に近いが、Nは傾いているために、左右いづれの位置においても明るく見える。そこでNの位置を左側にして、上昇及び下降系列を各〻三回行い、又右側の位置についても同様に行つて、此等の平均を以て等價値を定めた。

檢査F_2――Nは、檢査の場合と大きさは全く等しいが、水平面と四五度（前額平行面とも四五度）の傾きを以て固定する。從つて、此の垂直の對角線の投射影の長さは、20cos 45°＝14.142cm である。その他の條件は、全く檢査F_1と同様である。

檢査F_3――F_1と異るところは、たゞNの傾きが、水平面と一五度（前額平行面と七五度）を以て、固定される點である。此の場合、Nの垂直對角線の投射影の長さは、20cos75°＝5.176cm である。

前額平行面からの傾きが大なる程、判斷は困難となるので、檢査はF_2―F_3―F_1の順序で行われた。

白さ（W）に關する檢査は、次のW_1及びW_2の二種に區分される。

檢査W_1――所謂「照明見透し法」（Illumination perspective method）で、一つの光源から異る距離にN、Vとして二個の混色圓板を置き、兩者を比較させるのである。こゝでは、光源として、一五〇Wの電燈を被驗者の頭上六呎の高さに固定する、N（白色圓板）は、光源より、やゝ左方に且つ被驗者より三〇四種の所に置き、又V（九度の間隔で、白、黑の分量を加減する）はやゝ右方に且つ被驗者より一五二糎の所に置く。被驗者は、瞠のせによつて、頭部の位置を定め、いづれか一方の眼を用い、圓筒（直徑四糎、長さ三五糎）を通して觀察する。先ずNを、次にVを見て、後者が前者に比べてより白いか否かを報告するのである。上昇及び下降系列を各〻二回行う。

檢査W_2――觀察に圓筒を用いないだけで、他の手續きは全くW_1と同様である。

以上の諸檢査を實施した後、數ケ月經つて補助檢査として、開いた角（Oper angle）、大きさ—重さの錯覺（Size-weight illusion）、及び形態完成檢査（Gestalt completion test）の三種を行つた。開いた角の檢査では、Nとして、厚紙を切り拔いて作つた四〇度の角を用う。此を被驗者の前方一五〇糎の所に、眼の高さに呈示する。その頂點を被驗者の方に向け、底邊を前額平行面から五五度傾ける。從つて、網膜像としての角の大きさは、五五度三五分 $\tan^{-1}\frac{\tan 40^\circ}{\cos 55^\circ}=55^\circ 35'$ となる。Vとしては、二五度から七五度まで（間隔二・五度）の角の系列を用い、此等をNよりやゝ左方に、前額平行面に呈示し、Nと比較させる。次の大きさ—重さの錯覺では、Nとして、體積六五立方糎（直徑六糎、高さ二・三糎）、重さ一〇〇瓦の圓筒を用う。Vは、體積がいづれも二六立方糎（直徑四・四糎、高さ一・七糎）で、重さ三二瓦から一〇〇瓦まで（間隔四瓦）の圓筒の系列を用い、被驗者は、同一の手で、先ずNを次にVを擧げて、繼時的に兩者を比較する。形態完成檢査は、ストリートの考察によるもので、十三種の不完全な圖形（何等かの繪を暗示する）の系列から成る。被驗者は、此等が何に見えるかを報告する。

被驗者として、女子大學生（一九—二三歳）二五名を用い、上記のすべての檢査を實施した。

結果　以上の諸檢査に於て得られた素點（等價値）は、ザウレスの場合と同樣の公式によつて、恒常度として表わされた。しかし、シーハンは、此の値をヘンネマンに從つて、E比（Equation ratio）と呼んでいる。卽ち

$$E=\frac{\log P-\log S}{\log R-\log S}$$

こゝで、Pは現象的値（Phenomenal value）、Sは近刺戟（Stimulus value）、Rは眞の値（Real value）である。

各被驗者の素點は、すべて右のE比に換算し、更に各檢査のE比について、相互相關が算出された。表〔5〕は、此の

表〔5〕 大きさ（S），形（F）及び白さ（W）の檢査に於ける相互相關

檢査			S_1	S_2	S_3	S_4	F_1	F_2	F_3	W_1	W_2
S	1	三角形150cm	—	.899 (.027)	.811 (.048)	.876 (.032)	.134	.424 (.116)	.349 (.123)	.246	.366 (.122)
	2	圓板 150cm		—	.874 (.032)	.877 (.032)	.152	.467 (.110)	.336 (.125)	.345 (.124)	.407 (.118)
	3	圓板 100cm			—	.781 (.055)	.294 (.128)	.434 (.114)	.352 (.123)	.244	.201
	4	立方形150cm				—	.284 (.129)	.420 (.117)	.409 (.118)	.312 (.127)	.420 (.117)
F	1	正方形 75°					—	.563 (.097)	.296 (.128)	.252	.009
	2	正方形 45°						—	.646 (.083)	.516 (.104)	.297 (.128)
	3	正方形 15°							—	.242	.375 (.121)
W	1	還元								—	.159
	2	自由									—

〔スピアマンの列位差法，N=25，括弧（ ）内は PE〕

結果を示すもので、此等の相關の算出には、スピアマンの列位差法が用いられた。（前記ザウレスの結果と比較するために、此の表に用いた記號や、記述の順序等は、シーハンの夫と多少異つている。）尙、表中括弧内に確率誤差が記入してある相關は、統計的に有意なものであり、記入のない相關は、有意でないものである。

表〔5〕について、先ず、すべての相關が正なることが注意され、次に大部分の相關が低いことが認められる。但し、檢査S内の相關、卽ち大きさに關する六つの相關は、〇・八乃至〇・九の付近で、相當高い。しかも、次のような規則性が認められる。S_3とS_1或はS_4との相關（〇・八一一、〇・七八一）は、S_2とS_1或はS_4との相關（〇・八九九、〇・八七七）、S_1とS_4との相關（〇・八七六）、S_2とS_3との相關（〇・八七四）のいづれよりも低い。此のことは、S_3とS_2が共に圓板、S_1とS_4が角度を含む對象で、又Nの距離はS_3のみが一

○○糎で、他の三者はいづれも一五〇糎であることを考えると、距離及び對象の形態の兩因子が相關に及ぼす影響は、距離或は形態の一因子のそれよりも大きく、著しく相關を低下させることを示している。又右の諸値の比較から、距離の變化が相關に及ぼす影響は、對象の形態の變化が相關に及ぼす影響と略等しいことも知られる。

次に、檢査F內の形に關する三つの相關は、右の大きさに於ける値よりは、著しく低い。しかし對象を傾ける角度が近似する場合、即ちF_1（七三度）とF_2（四五度）との相關（〇・五六三）及びF_2とF_3（一五度）の相關（〇・六四六）は、一％の水準で有意であるが、角度が著しく異る場合、即ちF_1とF_3との相關（〇・二九六）は、右に比べて遙に低く、同樣の水準では有意とならない。

檢査W內の相關（〇・一五九）も、著しく低く、有意とは認められない。

以上は、同種檢査內で、條件が異ると相關が著しく低下することを見たのであるが、異る領域間、即ち檢査SとFSとW、及びFとW相互間の相關はどうであらうか。表で見る通り、いづれも低く、信賴度（4PE）の要求を滿足していない。此は、異る因子が有力に作用することを暗示している。

表〔6〕は、各被驗者の、各檢査についての恒常度（E比）を、標準點に直して示したものである。此によれば表〔5〕に於けるよりも、一そう恒常傾向の豫測不可能性を具體的に理解することが出來る。即ち、同一の被驗者について各檢査の點數を調べて見ると、そこに一貫性が認められない。二五名の被驗者について、點數の符號だけを注意して見ても、一貫して同一符號を示す者は。V_p3の唯一人である。此の被驗者は、九種の檢査のすべてに對して平均以上の得點を示すが其他の者で、全部平均以上或は以下の位置を占める者は、一名もない。但しV_p2、4、5、11、12、15、16、及び23の八名は、たゞ一つの檢査を除いて、他の檢査は全部同符號の得點を示している。又此の表によれば

表〔6〕 各被驗者の指數Eについての標準點數

検査 / Vp.	S 1	S 2	S 3	S 4	F 1	F 2	F 3	W 1	W 2
1	.591	.422	.136	.319	−1.639	−.965	−.009	.058	.079
2	.164	.372	.953	.144	1.001	.581	.955	.866	−.399
3	1.182	.871	1.624	.964	1.217	1.444	1.948	.819	.994
4	−.665	−.077	−.626	.069	−1.067	−1.783	−1.365	−1.536	−1.524
5	−.059	−1.188	−.844	−.726	−.700	−.249	.456	−1.212	−.595
6	−.194	−.386	.109	−.532	.736	.083	1.014	.498	.443
7	.591	1.082	.254	.244	−.488	−.121	.621	1.928	−.145
8	1.189	1.244	1.016	.569	−.733	1.220	.495	−.439	.501
9	−.135	−.197	−.136	1.370	−.137	.019	.444	−.508	−1.168
10	−2.296	−.506	−.589	−1.233	−1.533	−2.013	−1.953	.404	.007
11	−1.152	−1.124	−.662	−.964	−.219	−.077	.072	−.092	−1.596
12	.337	.801	.127	.513	.402	1.374	1.137	−.208	2.496
13	1.039	1.427	1.171	1.621	.581	−.364	−1.433	−.889	2.228
14	.800	.724	.699	.501	−.774	.102	.710	−.208	.769
15	−1.286	−1.532	−1.969	−1.609	−.488	−.958	−.469	−1.339	.907
16	−2.408	−2.263	−2.341	−1.871	.181	−1.003	−1.327	−1.051	−1.118
17	.561	.239	.272	−.225	−.586	−.537	.393	−1.259	.435
18	−1.032	−1.384	−1.969	−1.101	−.113	.658	−1.615	1.871	.073
19	.366	−.126	−.027	−.788	.181	−.185	−.921	−.739	−.951
20	.479	.077	1.053	.144	−.177	−.601	−.325	.058	−.131
21	1.451	1.047	.917	1.295	−.079	−.058	−.346	1.051	−.951
22	−.112	.035	.109	−.232	−.333	.019	.731	1.639	.537
23	.860	1.265	1.007	2.003	3.241	2.601	1.065	.081	−.058
24	.337	.682	.154	.569	1.429	.977	−.892	.924	−.668
25	−.591	−1.504	−.481	−1.101	.108	−.185	.638	−1.051	−.428

高い（或は低い）恒常度は、或種の検査に限られるもので、決して全般的に現われない。V_p 13、20、及び21について、とくに此のことが認められる。即ち V_p 13は検査Sに於て恒常度が高く、V_p 20は検査Fに於て低く又 V_p 21は、Sに於て高く、Fに於て低いのである。ザウレスが主張するように、全般的に

表〔7〕 綜合檢査，補助檢査の相互相關

檢査	S	F	W_1	W_2	½(S＋F)	開いた角	大きさ—重さ	形態完成
S (¼∑S_i)	—	.497 (.107)	.321 (.126)	.370 (.121)	—	−.098	.095	−.375 (.121)
F (⅓∑F_i)		—	.398 (.118)	.232	—	.089	−.041	−.472 (.109)
W_1			—	.159	—	.131	−.149	−.463 (.111)
W_2				—	.391 (.119)	−.146	−.207	−.349 (.123)
開いた角						—	.034	−.033
大きさ-重さ							—	.268
形態完成								—

〔N＝25，括弧（　）内は P.E〕

高く、或は低いと云うことは認められない。又各被驗者の點數の範圍を調べれば、そこに作用する因子の多樣性についての確信を深めることが出來る。

表〔7〕は、檢査Sの四種、檢査Fの三種を夫々綜合して、誤差や特殊因子を除去して、相關を求めたものである。尙此の表には、前述の三種の補助檢査の相關も示してある。開いた角の檢査では、前額平行面から傾けて呈示されたNの角度と、前額平行面に呈示されたVの角度とを比較するのであるが、NとVの角度を夾む二邊（客觀的には等しく作られている）は、Nの回轉のために、現象的には等しく見えないので、此の差異が、角度の比較に影響を及ぼす。又大きさ—重さの錯覺では、NとVの重量を比較するのであるが、NとVとは體積が異る（前者は、後者の二・五倍）ので、此の差異が、重量の比較を迷わすのである。さて、表〔7〕の最後の列には、形態完成檢査と、他の檢査との相關が示してあるが、大きさ—重さの錯覺との相關を除いて、他の相關はすべて負數となつている。此は注意に値する事實で、低い恒常度を示す個人は、判じ繪の不完全な部分を補つて、此を說明する習慣が發達していることを暗示している。

表〔7〕で、その他一般的傾向は、表〔5〕と異るものではない。即ち、檢査SとFとの間（〇・四九七）には、此等と檢査W_2との間（〇・三七〇、〇・二三二）に於けるよりも、多くの因子を共有している。又檢査SとFとを綜合して、W_2との相關を求めると（〇・三九一）、單獨の場合に於けるよりも、やゝ高いことが認められる。しかし、此處で注意すべきことは、右の檢査S、F間の相關（此を錯差積相關に直すと〇・五一八となる）は、ザウレスの値（〇・六九五）より可成り低い。前述のように、此處で用いた方法は列位差法で、被驗者の列位は、極く微妙な點で變化し、從つて相關にも大いに影響するから、此のような相異が認められたことゝ考えられる。又一方、もし此の實驗に於て、背景の單純化（黑色のカーテンを張りめぐらす如き）がなかつたならば、多くの手掛りが利用出來て、高い相關を生じ、その結果、ザウレスが見出したような、「神話的な因子」(Mythical factor) の存在を肯定することになつたかも知れない。しかし、實際には、同一の被驗者を用いても、各檢査の得點間には、驚くべき程類似が見出されず、又相關も全般的に低かつたのである。

以上、各檢査間の相關を主として見たのであるが、シーハンは、各檢査の結果についても、夫々精細に論じた後、次の如く要約した。

大きさ、形、色等について行つた檢査の結果、大きさの恒常群を除いては、見出された相關は低く、大部分は無視される程度のものであつた。此の事實、及び多くの被驗者が、諸檢査で示した得點の廣範圍にわたる變化性によつて恒常性は、その判斷のなされる條件に無關係に、高度或は低度に個人によつて所有される、或る分離した單一の特性 (Separate unitary trait) ではないことが强調される。

尙、次の如き結論が擧げられる。

(1) 見えの大きさ、形、色或は現象的重さは、いづれの被驗者に對しても、判斷狀況の特殊條件下に作用する客體的並に主體觀的因子（Objective and subjective factors）の組合せによつて決定される。

(2) 現象的經驗は、しば〳〵近刺戟と對象の眞の性質との間の折衷的性質を表わすが、等價値の範圍は決して此等の限界に制限されない。移調の手掛り（Transforming cues）の增加或は客觀的態度の容易さによつて、野條件の僅かな變化も超恒常（Over constancy）を著しく增加させる。

(3) 現象的經驗の性質が常に依存している諸因子の微妙な釣合は、客觀的狀況の些細な部分と考えられる事柄の變化の効果によつて證明される。例えば、圓形の對象の代りに三角形の對象を用いると、信賴出來る程度に高い恒常度を生ずるが如きである。

(4) 恒常度の決定に影響すると認められる。その他の客體的因子には、次の如きものがある。

1 見られる細部の量の大小

2 對象がその〝正常な〟條件（Normal condition）から偏る程度（例えば、對象が前額平行面から傾く場合）

3 開いた角の檢査を特性づけたような誤りを導く文脈（Misleading context）の介入

4 マッチさせる對象が、圖形を表わすか或は素地を表わすか

(5) 主體的因子の中では、次のものが作用すると考えられる。

1 感覺的能力（Sensory efficiency）、とくに運動感覺的辨別力（Kinesthetic discrimination）の敏感さ

2 判斷の形成に於て、指導的手がかり（Guiding cues）を、巧みに一貫して用いること

3 直接に先行する條件に對してなされた適應に對する固執性

4　暗示及び對比効果（Contrast effect）に對する感受性（Susceptibility）

5　客觀的知覺に對して、好都合な構え（Attitudinal sets）

6　兩眼の間隔のような構造上の特徴

(6)　主體的因子の影響が、客體的條件に對して付隨的であることは、外的條件の微少な變化によつても個人の點數に變化が生じることからうかゞわれる。此の點に關して特に著しい例は、中程度に傾けられた對象が、前額平行面から更に傾けられる場合に見られる個人についての恒常度減少の不同性である。この場合實驗條件の性質が、個人にとつて好都合の構えを或は容易にし或は妨害すると考えられる。は即ち、實驗條件に於ける僅かな變化が効果を反對とし、以前に漠然としていた分析的態度を明白となしたり、或は以前に効果的であつたものを無効とする。

(7)　恒常性に寄與する多くの因子の中で、あるものは、數種の檢査に共通であると考えられる。例えば、調節作用や兩眼輻輳の手掛りは、大きさ及び形の恒常性に共に影響する。此等の共通因子の影響が、その他の因子の作用を弱くする程度に應じて、檢査間に相關が期待される。一般に、低い相關は、二つの檢査間に共通でない因子の影響が、共通因子の作用よりも重要であることを暗示する。

(8)　以上のような次第であるから、單一特性（Unit trait）の存在を暗示するような、恒常性（Constancy）なる語の使用には疑をもつ。恒常性が、特に或年令、或知能水準に於て、他よりも一そう著しいとは考えられない。年令或は知能が、前記の主體的因子の或ものに直接的に影響る及ぼす程度によつて、恒常性に間接的に影響を與えることは考えられるが、それは主體的因子が優位な役割を演ずる條件に限られる。

(9) 被驗者の中で、大きさ、形、白さの恒常度について最低の者が、形態完成檢査に於てやゝ高い成績を示す傾向を認めた。此は、對象を現象的により變化的なものとして見る傾向をもつた觀察者は、比較的に不完全な感覺的データーを基にして、對象の範疇的同一化（Categorical identification）を容易にするものと推察される。

III ザウレス、シーハンの研究結果の因子分析的批判

ザウレスは、主として相關的資料に基いて、檢査S、F及びW間に群因子の作用することを主張し、シーハンは、主として被驗者が、各檢査に於て示す得點の不同性（Inconsistency）を根據として、群因子の說を否定する。そこで、先ず兩氏が、同樣に提出した相關の資料を、表〔8〕にまとめて比較を試みる。もつとも、此の表で、ザウレスの數値は、各一種の檢査の結果に基き、シーハンの數値は、二種以上の檢査の結果に基いている。又ザウレスの相關は、錯差積法によつて求められたもので、シーハンの相關は、列位差法によつたものである點も異る。從つて、表には、列位差相關を錯差積相關に直した値が示してある。さて、こゝに上げた兩氏の二組の相關には、果して兩者の相反する主張を根據づける如き有意な差が認められるであろうか。此の事實を檢定するために、次の公式によつてZ値を計算した。[5]

$$Z=(Z_1'-Z_2')\Big/\sqrt{\frac{1}{n_1-3}+\frac{1}{n_2-3}}$$

こゝで、Z_1'、Z_2'は、二つの相關r_1、r_2を次の公式で換算した値である。

$$Z'=\tfrac{1}{2}[\log_e(1+r')-\log_e(1-r')]$$

又 n_1、n_2 は、r_1、r_2 の測定に用いた標本の大きさである。

先ず、検査S、F間の相關について、Zを求める。

$$r_1=0.695 \rightarrow Z_1'=0.858 \qquad n_1=38$$

$$r_2=0.518 \rightarrow Z_2'=0.574 \qquad n_2=25$$

$$Z=(0.858-0.574)\Big/\sqrt{\frac{1}{38-3}-\frac{1}{25-3}}=1.044<1.96$$

此の値は、五%水準の時のZの値一・九六よりは明らかに小さいので、$Pr\{Z=1.04\}>0.05$ となり、右の二つの相關の間には、有意な差が認められない。

同様にして、検査 (S+F)/2 とWの間の相關、$r_1=0.580$ と $r_2=0.416$ についてZを求めると、

$$Z=0.832<1.96,\ Pr\{Z=0.832>0.05$$

となり、やはり、此等二つの相關の間にも、有意な差が認められない。

そこで、右の資料が、兩氏の資料を代表するものとすれば、兩資料は、統計的に見て、大差がないと云えよう。從つて、兩氏の結論の對立は、資料の相異によるものではなく、資料に對する見解の相異に基くものと考えられる。

ザウレスは、前述のように、スピアマンの二因子説に立つて、先ず検査S、F間にG因子とは獨立に、群因子の存

表〔8〕 ザウレス，シーハンの結果の比較

相關＼研究者	Thouless	Sheehan	差
S と F	0.695 (n=38)	0.518 (ρ=0.497, n=25)	0.177 (Pγ>0.05)
(S+F)/2とW	0.580 (n=45)	0.416 (ρ=0.391, n=25)	0.164 (Pγ>0.05)

〔S氏の相關ρは，公式 $\gamma=2\,\mathrm{Sin}\frac{\pi\rho}{6}$ により，γに換算〕

在することを確かめた。しかし、此等の檢査と檢査Bとの間には、低い相關しか認められなかつたので、群因子は、檢査Bにも作用するとは主張しなかつた。後で、檢査Wを行い、此と檢査S、Fの綜合結果との相關が高かつたので、結局、檢査S、F及びW間に共通の群因子が作用すると結論した。しかし、此處で見逃せないことは、シーハンも指摘しているように、初の實驗（表〔2〕に示す）と、後の實驗（表〔4〕に示す）は、被驗者が同一でないこと、及び後の結果に於て、檢査SとB、又FとBの相關を示さず、たゞ(S+F)/2とBの相關のみを示したことである。表〔2〕では、$r_{SB}=0.18$, $r_{FB}=0.085$ で非常に低いが、表〔4〕では、$r_{(S+F)/2 \cdot B}=0.24$ と上昇し、又 $r_{(S+F)/2 \cdot W}=0.58$ が有意な値を示している。從つて、檢査Wに對する有意な値は、被驗者の相異、及び檢査S、Fの綜合に基くものではないかとの疑問が起る。しかし、此のような手續き上の問題を度外視して、ザウレスが主張するように、檢査S、F及びW間に群因子を認めるとすれば、前述の諸事實が一應說明される。

今檢査S、Fに於ける或個人iの得點（標準化された値）をZ_{Si}、Z_{Fi}とすれば、二因子說によると、次のように表現される。（檢査Wについても同樣なので、Z_{Wi}は省略する。）

$$\left.\begin{aligned} Z_{Si} &= a_{S_1}X_{1i}+a_{S_2}X_{2i} \\ Z_{Fi} &= a_{F_1}X_{1i}+a_{F_2}X_{2i} \end{aligned}\right\} \qquad (1)$$

こゝに、a_{S_1}、a_{F_1}は夫〻檢査S、FのG因子に對する因子負荷量（Factor loading）であり、A_{S_2}、A_{F_2}は、同樣群因子に對する因子負荷量である。又X_{1i}、X_{2i}は、夫〻個人が、G因子及び群因子に對してとる得點（標準點）である。

又檢査間の相關は、次のように示される。

$$\left.\begin{array}{l}\gamma_{SF}=a_{S_1}a_{F_1}+a_{S_2}a_{F_2}\\ \gamma_{SI}=a_{S_1}a_{I_1}<0\\ \gamma_{FI}=a_{F_1}a_{I_1}<0\end{array}\right\}\quad(2)$$

こゝで、Iは知能檢査を示す。檢査IとS、F間には、G因子のみで、群因子は作用しないから、此等の相關は、(2)の第二、三式のように表わされる。ザウレスによれば表〔2〕で見るように、知能と恒常度との相關は、いづれも負となり、且その絶對値は小さいのであるから(2)で、A_{S_1}、A_{F_1}は共に負で、その絶對値は小さいと考えられる。又知能を除去した偏相關が有意であることを認めたが、それは(2)から、

$$\gamma_{SF\cdot I}=\gamma_{SF}-a_{S_1}a_{F_1}=a_{S_2}a_{F_2}$$

なることによつて理解される。又四價差が、正數となることも、次のように説明される。

$$\begin{aligned}t_{SFIO}&=\gamma_{SF}\gamma_{IO}-\gamma_{SI}\gamma_{FO}\\&=(a_{S_1}a_{F_1}+a_{S_2}a_{F_2})(a_{I_1}a_{O_1})-(a_{S_1}a_{I_1})(a_{F_1}a_{O_1})\\&=a_{S_1}a_{F_1}a_{I_1}a_{O_1}+a_{S_2}a_{F_2}a_{I_1}a_{O_1}-a_{S_1}a_{I_1}a_{F_1}a_{O_1}\\&=a_{S_2}a_{F_2}a_{I_1}a_{O_1}\end{aligned}$$

こゝで、a_{S_2}、a_{F_1}、a_{I_1}、a_{O_1}、はいづれも正であるから、

$$t_{SFIO}>0$$

さて、右のように、二因子説によれば、相關についての諸事實を、説明することが出來たが、こゝに一つの困難な問題に出會う。ザウレスは、表〔1〕に示したように、各檢査について個人差の著しいことを認め、且つこゝに現象的同

歸の法則（Law of phenomenal regression）の成立することを明にしているが、此の個人差が、各檢査を通じて一貫性を有するか否かについては、少しも觸れていない。又此を明らかにする各個人の得點も示していない。しかし、前記の法則性の事實などから、氏は、個人差の一貫性を暗に認めていると思われる。即ち、一つの檢査に於て、平均以上（或は平均以下）をとつた者は、他の檢査に於ても平均以上（或は平均以下）を示すことを、相關の上から認めている。しかし、シーハンが强調するように、實際に於て、個人の得點は、各檢査を通じて、一貫性を示さず、不同性を表わすのである。そして、此の事實は、二因子說からは說明されない。なぜならば、(1)式に於て、a_{S_1}、a_{F_1}は、負で絕對値は小さいのであるから、Z_{Si}、Z_{Fi}の値は、大體第二項の $a_{S_2}X_{2i}$, $a_{F_2}X_{2i}$ で定まる。ところで、a_{S_2}、a_{F_2}は檢査についての常數であり、X_{2i}のみが個人による變數であるから、同一個人によるのZ_{Si}、Z_{Fi}値は、同一の傾向を示す譯である。即ち、Z_{Si}がもし平均以上（或は以下）であれば、Z_{Fi}と平均以上（或は以下）となる筈である。此のことは、檢査Wについても同樣に云える。此のように、二因子說では、各檢査を通じての個人の得點に關する不同性を說明することが困難である。

さて、シーハンは、ザウレスの場合と異り、同一の被驗者について、多くの檢査を行つた。そして、多くの相關を求めたが、此等の値は重視せず、表〔6〕に見るような、各個人の得點の不同性を根據として、群因子の存在を否定した。しかし、ザウレスの說に反對する前に、此等の資料に基いて更に精密なる因子分析を行うべきであつたと考えられる。シーハンの右の見解は、二因子說に立つことから起つたもので、もしも、サーストン[6]（Thurstone, L. L., 1931）の重因子說（Multiple-factor theory）に立つならば、一方に於て群因子或は一般因子を認め、同時に各個人に於ける得點の不同性をも說明することが出來る。本研究に於ては、此の見地に立つて、先ずシーハンの資料を分析する。

表〔9〕 検査S，F，及びWについての相關行列

検査		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	S_1		.899	.811	.876	.134	.424	.349	.246	.366
2	S_2	.899		.874	.877	.152	.467	.336	.345	.407
3	S_3	.811	.874		.781	.294	.434	.352	.244	.201
4	S_4	.876	.877	.781		,284	.420	.409	.312	.420
5	F_1	.134	.152	.294	.284		.563	.296	.252	.009
6	F_2	.424	.467	.434	.420	.563		.646	.516	.297
7	F_3	.349	.336	.352	.409	.296	.646		.242	.375
8	W_1	.246	.345	.244	.312	.252	.516	.242		.159
9	W_2	.366	.407	.201	.420	.009	.297	.375	.159	

シーハンは、表〔5〕に示すように、九種の検査間に、三六個の相關を出している。表〔9〕は、表〔5〕を相關行列の形式に表わしたものである。此の相關行列を、サーストンのセントロイド法(7)(Centroid method)によつて分析し、得られた因子行列が、表〔10〕に示してある。

(1)の因子行列は、因子分析法によつて直接得られたもので、こゝに示された五個の因子I、II……Vは、分析の方法に依存するもので、特定の意味を有するものではない。此の(1)について、六回の回轉を行つた結果得られたのが、(2)の因子行列である。此には、五個の因子が、A、B、……Eで示してある。此の行列(2)は、サーストンの云う、單純構造(Simple structure)を有するもので、大部分の因子負荷量は正數を表わす。さて、以上の分析によつてシーハンの資料には、五個の共通因子が含まれることを知つたが此以上共通因子をもたないことは、此の表の共通性(Communality) h^2 の

D	E	h^2	u^2
.153	.191	.903	.097
.023	.296	1.015	−.015
.197	.358	.892	.108
.372	−.003	.935	.065
.544	.254	.499	.501
.484	.398	.851	.149
.365	−.002	.570	.430
.320	.350	.399	.601
.126	−.219	.405	.595

列を見れば理解出來る。即ち、檢査S_1、S_3及びS_4は此の五個の因子によつて、約九〇%まで說明され、とくに檢査S_2は、完全に說明される。從つて、此以上共通因子の存在はあり得ない。又獨自性(Uniquenss) u^2の列を見ると、檢査W_1及びW_2に於て比較的高いから、此等の檢査は五個の共通因子以外の特殊因子(Specific factor)の作用を多く受けることがうかゞわれる。さて、サーストンによれば、嚴密な意味では各檢査に對し、零でなく、正或は負の因子負荷量を有する因子は、一般因子と云えるが、普通の意味では、各檢査に對し、正でしかも相當の大きさの因子負荷量を有する因子を、一般因子と名付ける。從つて表〔10〕でA、B、…Eの五個の因子は、嚴密な意味では、すべて一般因子である。そこで、次に來る重要な問題は、こゝに見出された五個の因子が、どのような意味を有するかである。一般に、因子の解釋は困難な問題とされている。今此等五個の因子について、その特性を眺めると、先ず因子Aは、いづれの檢査にも相當の重みをもつているがとくに檢査Wに對して群因子的作用を示す。此は、ザウレスが、P.R.の群因子と呼んだものに相當するように考えられる。次に、因子Bは一般因子であるが、特に檢査Sに對して群因子的作用を有すると見做

表〔10〕 檢査S, F, 及びWについての因子行列

檢査	行列 / 因子	(1) I	(1) II	(1) III	(1) IV	(1) V	(2) A	(2) B	(2) C
1	S_1	.829	.446	.047	−.110	.053	.376	.838	.006
2	S_2	.870	.433	−.081	−.243	−.073	.505	.815	.085
3	S_3	.805	.286	.291	−.190	−.206	.187	.773	.304
4	S_4	.870	.360	.108	.157	.108	.361	.815	.043
5	F_1	.422	−.431	.340	.054	−.129	.025	.021	.371
6	F_2	.741	−.525	−.100	−.101	−.151	.568	.004	.368
7	F_3	.604	−.286	−.184	.215	−.205	.533	.086	.381
8	W_1	.469	−.271	−.120	−.208	.220	.402	.036	−.107
9	W_2	.439	.073	−.377	.249	.044	.547	.204	.009

される。因子CとEは、効果の弱い一般因子と見做され、ザウレスが知能のG因子と考えたのは、此のいづれかに相當するものではないかと考えられる。最後に、因子Dも、一般因子ではあるが、特に検査Fに對して群因子的効果をもつ。

さて、二因子説の場合のように、検査S、Fに於ける、個人iの得點をZ_{Si}、Z_{Fi}とすれば、重因子説によると、此等値のは次のように表現される。

$$\left.\begin{aligned} Z_{Si} &= \sum_{m=1}^{r} a_{Sm}X_{mi} + b_S X_{Si} \\ Z_{Fi} &= \sum_{m=1}^{r} a_{Fm}X_{mi} + b_F X_{Fi} \end{aligned}\right\} \quad (3)$$

こゝで、a_{Sm}、a_{Fm}は、夫々、検査S、Fの因子mに對する因子負荷量であり、b_S、b_Fは、特殊因子に對する因子負荷量である。又X_{mi}、X_{Si}、X_{Fi}は、夫々個人iが、共通因子m、及び特殊因子に對してとる標準得點である。rは共通因子の個數で、この場合は$r=5$である。個人の得點Z_{Si}、Z_{Fi}は、(3)式で示されるように多くの因子（共通及び特殊）によつて決定されるのであるから、前の二因子説の場合のように、個人の得點が各検査を通じて一貫性を示すものとは考えられない。即ち、シーヘンが強調したように、Z_{Si}が平均以上（或は以下）であつても、Z_{Fi}やZ_{Wi}が平均以下（或は以上）のことも起り得るのである。

尚、重因子説によれば、各検査間の相關は次のように表わされる。

$$\left.\begin{aligned} r_{S_F} &= \sum_{m=1}^{r} a_{S_m}\, a_{F_m} \\ r_{S_1S_2} &= \sum_{m=1}^{r} a_{S_1m}\, a_{S_2m} \\ r_{F_1F_2} &= \sum_{m=1}^{r} a_{F_1m}\, a_{F_2m} \end{aligned}\right\} \quad (4)$$

即ち、相關は、對應する因子負荷量の積の和によつて決定される。

以上の分析の結果は、次のように要約することが出來る。

(1) ザウレスが主張するように、恒常現象に對する各檢査間に共通に作用する群因子の存在が認められる。しかし同時に他の諸因子（共通及び特殊）も認めなければならない。

(2) シーハンが主張するように、個人の得點は、各檢査を通じて、一貫性は認め難いが、しかし、此を以て直に檢査間に群因子の作用を否定することは出來ない。

(3) 因子分析によれば、シーハンの資料には、五個の一般因子が認められる。（此の中には、ザウレスが指摘した知能のG因子、恒常の群因子も含まれることゝ考えられる。）此等の因子及び夫々の檢査のみに含まれる特殊因子によつて、シーハンが强調する各檢査を通じての個人の得點の不同性を説明することが出來る。

四　結　論

ザウレス、シーハンの研究は、共に各恒常現象に於ける個人差並に現象間の相關の有無を明らかにすることを主要

な目的としたもので、とくに、シーハンは、此の個人差が各恒常現象を通じて一貫性を示すか否かを問題とした。

此の目的を以て、ザウレスは、大きさ、形、及び明るさ（白さも含む）の檢査各一種を、五群の被驗者（合計一二七名）について行つたが、すべての被驗者に對して、各檢査を一樣に施行しなかつた。此に對して、シーハンは、大きさの檢査四種、形の檢査三種、及び白さの檢査二種を二五名の被驗者に對して一樣に行つた。

右の實驗の結果、ザウレスは、各恒常現象について、著しい個人差を認めたが、同時に現象的性質が、現象的回歸の法則に從うことを明かにし、又相關關係より、各恒常現象に共通に作用する現象的回歸の群因子が存在することを主張した。此に對し、シーハンは、各恒常現象について、著しい個人差は認めたが、必しも常に、ザウレスの云う如き現象的回歸の法則が成立するものでないことを明らかにし、又各恒常度についての個人差が一貫性を缺くここからザウレスが主張する如き現象的回歸の群因子の存在を否定する。

本研究に於ては、ザウレス、シーハンの資料を比較考察し、又シーハンの資料について因子分析を行つた結果、次の如き結論を得た。

(1) ザウレス、シーハンの資料の間には、統計的に有意な差は認められない。

(2) シーハンの資料の因子分析によつて、大きさ、形、及び白さの恒常現象間には、五個の一般因子が認められる。從つて、次の事が云える。

(3) ザウレスが主張するように、恒常現象間に、現象的回歸の群因子の存在することが認められる。しかし、此の他にも共通に作用する一般因子の存在を認めなければならない。

(4) シーハンが主張するように、個人差の一貫性の缺如から考察すれば、ザウレスが認めるような群因子の存在を

肯定することは出來ない。しかし、此は二因子説を前提とするからである。

(5) サーストンの提唱する重因子説に立てば、ザウレスの強調する群因子の存在と、シーハンの指摘する個人差の一貫性の缺如とは、相矛盾するものではない。即ち、一方に於て、群因子を認め、同時に個人差の不同性を説明することが出來る。

文　獻

(1) Thouless, R. H., Phenomenal regression to the real object, I. Brit. J. Psychol., 1931, 21.

———, Phenomenal regression to the real object, II, Brit, J. Psychol., 1932, 22.

(2) Thouless, R. H., Individual differences in phenomenal regression. Brit. J. Psychol., 1932, 22.

(3) Spearman, C., The theory of two factors, Psychol. Rev., 1914, 21.

(4) Sheehan, M. R., A study of individual consistency in phenomenal constancy, Arch. Psychol., 1938, 222.

(5) Edwards, A. L., Experimental Design in Psychological Research. 1950.

(6) Thurstone, L. L., Multiple factor analysis. Psychol. Rev., 1931, 38.

(7) Thurstone, L. L., Multiyle-Factor Analysis. 1947.