

知覚恒常性に関する考察

船津, 孝行

<https://doi.org/10.15017/2328715>

出版情報 : 哲學年報. 29, pp.35-123, 1970-03-25. 九州大学文学部
バージョン :
権利関係 :

知覚恒常性に関する考察

船 津 孝 行

目 次

第 I 部 Brunswik の確率機能主義における知覚恒常性	37
10 確率機能主義の系譜	37
20 歴 史 的 見 解	38
30 概 念 的 枠 組	38
40 実 験 方 法 論 (代 表 的 計 画 法)	42
50 知 覚 恒 常 性 の 経 験 的 な 研 究	44
60 Brunswik の 確 率 機 能 主 義 の 批 判	45
1 心 理 学 史 の 問 題 点	45
2 諸 対 象 の 言 葉 に お け る 心 理 学 の 問 題 点	46
3 有 機 体 の 性 質 を め ぐ る 諸 問 題	48
4 一 般 的 な ア プ ロ ー チ の 問 題 点	49
5 実 験 計 画 法 の 問 題 点	50
6 知 覚 恒 常 性 の 経 験 的 研 究	52
む す び	52
参 考 文 献	54
第 II 部 知覚恒常性の測定法に関する実験的研究	58
1 恒 常 指 数 に よ っ て 表 現 さ れ る 次 元 性	60
2 弁 別 判 断 と 同 定 判 断	62
3 刺 激 連 続 体 に 対 す る 実 験 刺 激 の 代 表 性	64
4 判 断 の 相 対 性, 2 刺 激 比 較 法 に お け る 標 準 と 比 較 刺 激 の 相 対 的 な 位 置 関 係	66

5	量推定法による見えの大きさの尺度化	68
100	精神測定法の基盤に存在する比較過程の実験的研究	70
10	比較作用における陳述の機能の研究	71
1	重さの同時比較における陳述の効果	77
2	全系列法による立方体の見えの大きさの測定における陳述の効果	77
200	時間誤差に関する実験的研究	78
10	刺激休止勾配説の実験的研究	80
1	重量比較における刺激勾配説の検討	80
2	光の線分による休止勾配説の検討	82
20	時間誤差の範ちゅう効果説の検討	84
300	恒常性の測定における客観的、網膜の等価系列の比較	89
400	知覚判断の相対性	94
10	単一刺激法の考察	95
20	単一刺激法と相対法における系列刺激の役割の実験的研究	97
30	系列刺激の範囲内で手掛りが移行することの効果(重量比較)	98
40	比較評定尺度法による見えの大きさの測定	100
50	比較評定尺度法による立方体の見えの大きさの測定	103
500	量推定法による視空間の見えの大きさの測定	108
10	一定距離に提示された水平線分の見えの長さの 直接法による尺度化	110
20	物理的な長さを異にする多くの対象が観察者から 距離を異にした場合の見えの長さの変化	113
30	見えの大きさと見えの距離	116
	参 考 文 献	121

第 I 部 Brunswik の確率機能主義に おける知覚恒常性の研究*

Brunswik の確率機能主義は、恒常性の研究に立脚したユニークな心理学体系である。彼は《知覚と心理学実験における代表的計画法》(1956) を脱稿した直後に死去した。彼の死後になされたその体系についての概説書としては、Allport (1955), Postman & Tolman (1959), Hammond Ed. (1966) などがある。“前者 (Allport) は非常に簡単なもので、後者 (Postman & Tolman) は、熱心な解説書であるよりもレポート的な色彩が濃いものである……この論文 (Hammond) は、Postman & Tolman ほどには完全で客観的なアプローチを用いたものではないが、しかし Brunswik の位置を公然と同定し…彼の長所を明らかにしようとするものである…” という Hammond の記述が、これら 3 つの概観の性格を端的に物語っている。

Postman & Tolman は、Brunswik の体系的な貢献を“科学哲学、歴史的な分析、実験方法論、知覚と認知の機能主義的理論の生産的な混合…” (P. 504) であると規定した。ここでは知覚恒常性を中心に考察する。

10. 確率機能主義の系譜

ヨーロッパにおける近代心理学は Brentano を起点として、Ehrenfels, Meinung によって代表されるオーストリア学派と、Stumpf を経て Köhler へと続くベルリン学派へと分岐した。

Brunswik は、Brentano の志向説 Intentionalism から主観的な色彩

* Brunswik の方法論については、われわれの教室では石井克己教授 (1954) によって先ず考察された。この論文は、石井教授の考察の後を受けて発展させたものである。

をとり除き、ヴルツブルグ学派の最後の1人である Böhler から二重機能、代表機能の原理を継承して、彼の恒常性の説明原理を構成した。このような思想の流れを通して、Brunswik が最初の論文 (1929) においてゲシュタルト理論を批判し、そのような批判的態度を生涯にわたって持ち続けたことが理解される。この思想的な系譜は、これまでのところ全く検討されてはいない。

20. 歴史的見解

彼の心理学史についての見解は、Brunswik (1934, 1952, 1954, 1955) などから拾い上げることができる。

彼は、有機体を中心にして、その両側に近位、遠隔の刺激変数 (いずれも環境内の) を区分し、心理学の体系の歴史的発達、中枢領域に対する狭い関心から、遠隔—遠隔のアーチの大きな機能的依存関係へと言及の領域が拡大してきた事実の中に認められるとした。恒常性研究に立脚した確率機能主義は、このような発達の頂点を構成するものであると主張した (船津, 1960を参照)。

30. 概念的枠組

Brunswik の心理学についての理論的な見解は、初期の《知覚と対象世界》(1934)、Tolman との共著《有機体とその環境の因果構造》(1935)、《客観的な諸関係の科学としての心理学》(1937)、《心理学の概念的枠組》(1952) などに述べられている。

《知覚と対象世界》の副題が“諸対象の見地における”となっていることから明らかなように、彼の心理学は客観的世界、環境なかんずく生息環境に対する有機体の関係を重視するものである。彼は環境を表層(近位)と深層(遠隔)に区分し、近位の対象(たとえば網膜像)は、遠隔の対象世界に指示対象をもつ局所徴驗 local signs, 局所的代表であるとした。こ

の環境の研究を“基礎的 propaedeutic”なものと呼び、被験者なしの、環境についての生態学的な分析が重要であると主張した。Kamiya との共同研究 (1953), は、そのような主張を実験的に例示するものである。

“これまでのところ、このような環境の分析を試みた研究は非常に少ない” (Brunswik, 1943, p. 259). 彼の同時代人で、このような環境の問題の重要性を認識していた者は、僅かに Heider (1958) があるだけであり、またその後の20年間において、この方向になされた心理学の業績としては、Barker (1963) を数えうるにすぎない。

最近たとえば Ashby (1962) は、認知過程のコンピューター-シミュレーションの見地において、また Miller (1965) がシステムの見地から、くり返し一定のシステムとその環境間の関係を研究することが重要であると述べている。このことはすでに Brunswik (1957) によって次のように明確に指摘されていることである。“…有機体と環境はそれぞれシステムをなすと考えなければならないであろう…両システムの相互関係は“折り合う” come to terms という本質的な特徴を有するものである…それで心理学は、有機体の、またはその神経過程の構造に関わらねばならず、それらを深層において研究しなければならないと同じく、共通の境界から奥行き方向に拡がるような環境の構造に関らなければならない(p. 5)”。

Brunswik の有機体に関する見解は、彼の環境に対する概念から直ちに派生する。彼の理論においては、環境が理論的にも歴史的にも有機体に先行するものである。環境の因果結合が多義な、確率的なものでしかないので、環境との安定した、恒常な関係を維持するために、有機体は次のような機能をフルに活用しなければならない (船津, 1960, p. 404~411を参照)。

代理機能: Feigl (1955) もいうように、“有機体における媒介過程相互の代理可能性は実際、顕著な特徴である” (p. 232). Brunswik は代理可能な諸手掛りまたは諸手段に、その機能的、生態学的妥当性のヒエラル

キーを考えた。彼はくり返し、行動の合目的性の第1位の客観的な規準 (cf. Brunswik, 1952, p. 17) として、代理機能に言及している。

レンズ機能：遠隔の客観的な諸対象の達成ということが Brunswik の心理学体系の中心的な題目であった。たとえば大きさの恒常性において、一定の遠隔対象の大きさに対して、近位の網膜投影には変動性が存在し、距離の諸手掛りと共に網膜像の大きさが、大きさについての最終的な知覚反応を生起する媒介過程の諸交代型を構成する。有機体は代理機能を駆使して、大きな公算度で外部的、内部的な変数を相関させなければならない。ところでその初期焦点（遠隔対象）と終点反応（知覚された大きさ）の間の媒介過程は、ちょうど光源からの拡散光線が凸レンズを経て焦点に輻輳するのにも似ている。これが彼のレンズモデルで、両焦点間の安定した結合（恒常性）が、彼のいう成就 *Leistung* であり、有機体はこのような両焦点間の機能的な依存関係を達成する“安定者 *stabilizer*” だということになる。

1953年に彼は、不確実な資料を調整する有機体のレンズ機能を表現するために、“合理形態的 *ratiomorphic*” という言葉を創り出した。彼によれば、“知覚は認知の合理形態的なサブシステム” であり、その過程は“推理様” のもので、有機体はあたかも“直観的な統計家のように振舞う” (cf. Brunswik, 1956, p. 80) ことになる。

彼はこのような合理形態的な過程とサイバネティクスの間の、なかんずく Shannon & Weaver の通信理論の間の類似性を指摘している。(cf. Brunswik, 1956, p. 91-92). また直観的な統計家としての人間に関しては、後に Peterson & Miller (1964) による研究が、Brunswik の見透しの正しかったことを証明している。

妥協：知覚は志向性の2つの極をなす遠隔対象と網膜対象の間の妥協であり、現実に達成されるものはそれらの両極の中間対象 *Zwischengegen-*

stand である。1944年の彼の実験の主目的は、この原理の一般化の可能性を証明しようとしたものである。また彼はその妥協の原理を、彼が“拡張された恒常性”と名づけた領域へと拡大した。このような知覚的な妥協は、力学的な交互作用の事実を述べるものである (cf. Brunswik & Herma, 1951)。彼はこのような力学的な場における生態学的な要因と中枢的要因の効果を発見し、測定することが急務であると主張した。

一般的にあって、中枢的、合理形態的な過程に対する Brunswik の関心は、彼の晩年において増大した。早期においては、大きなアーチを描く依存性を重視し、有機体の内部において進行する過程細部は無視するか、またはそのとり扱いを無期限に延期することが主張された。彼によれば、Lewin の“中枢領域への閉じ込め”に見られるように、心理学はあまりにも有機体の構造に関わりすぎた憾があるというのがその理由である。“この著者 (Brunswik) は、‘諸対象の言葉における心理学’について語った…有機体の中に降りることなく、全体の有機体を超えてアーチをかけている遠隔—遠隔の機能的な関係にこのアプローチを適用することによって、われわれは…媒介変数を構成せずに済むことができる。このようなアプローチは、‘有機体なしの、しかも有機体についての’と性格づけられるようなもので、有機体についての係留はもたないが、有機体によって樹立される諸関係に関わるものである”，(1952, p. 72)。このような研究としては、Harlow (1962) などがある。Crow & Hammond (1957) は、このアプローチを臨床場面に適用したものである。晩年に彼が、有機体の神経過程にも関わらねばならないと考えたことはすでに指摘した通りである。

Brunswik の中枢過程に対する関心で、われわれにより密接な関わりをもつものは、知覚と思考の間の区別に関わるものである。彼は知覚を、確率的、直観的、連続的で迅速なもので、時には愚かさを伴うが、高度に適応的な過程だと考えた。それと対照的に思考は、決定的、分析的、客観的、離散的なもので、突如として達成され、長い休止があり、しばしば異常適

応的な方向をとるものである。要するに知覚は“不確実さと連動した”ものであり、思考は“確実さと連動した”ものである。

確実さと連動した唯一の通路がひと度間違いを冒した場合における結果は離散的、決定的なものだという事実は、サイバネティクスによる技術革新が進行している現在において、とくに重要な意味をもつものだといわねばならない (Cf. Brunswik, 1943, また 1956)。

40. 実験方法論 (代表的計画法)

Brunswik は、その初期の業績において確率機能主義という理論を提出し、その理論に立脚して代表的計画法という方法の問題へと進んだ。Hammond によれば“Brunswik の方法論に対する関心は、明らかに彼がアメリカに移つてから間もなく、おそらく1937年に始まるものである。彼が正統的な手続の改訂を初めて要求したのは、1941年の…シンポジウムであった”(Hammond, 1966, p. 23)。

《有機体の成就と環境的な確率》(1943)の中で Brunswik は、“…私が環境の因果関係(部分因と部分果)の確率的な性格が、心理学におけるわれわれの方法論の理念における基本的、総括的な移行を必要とすると思ふからである”(p. 261)と述べている。

彼の方法論についてのより体系的な叙述は、《代表的計画法と確率的な理論》(1955)と《知覚と心理学実験における代表的計画法》(1956)に見られ、また Postman & Tolman (1959)に概観されている。

1943年の論文において Brunswik は“心理学が適応と成就という生命に関連した巨視的な側面をとり扱うことを希望している限り…終始統計的でなければならない”(p. 262)ことを示そうとし、また相関統計を刺激-反応関係に適用して、“要するに、個体が事象または仕事によっておき換えられなければならない…かくして被験者の適切な標本抽出は、諸対象または諸目標の適切な標本抽出によっておき換えられなければならない”(p.

263) と述べている。

より基本的な学問の中に自らを解消してしまうまでは心理学は真の科学とはならないといった伝統的な見解は、正確さを不当に強調するものであり、“主題的な物理学”を構成するものである。Brunswik 自身は“方法論的物理主義”の立場をとり、確率法則が正しく心理学において正確なものであると主張する。彼は方法論的な科学の統一を計りながら、個別科学における主題の分岐を主張する。そして心理学の主題的な統一は、“心理学の範囲内に含まるべき有機体と環境の間に維持される確率的な関係であるところの、焦点諸変数とそのスパンの大きさなどの言葉において明細化することによって”(1943, p. 270-271) 維持される。これが確率機能主義という方法論的物理主義の主張である(船津, 1961を参照)。

それでは確率機能主義の見地において、具体的にどのような実験計画がたてられねばならないであろうか。1955, '56年の論文においてその解答が与えられている。

心理学の実験に介入する変数は、刺激S、有機体O、反応Rと区別されるが、Sはさらに遠隔刺激 S_D と近位刺激 S_P に分化させられ、さらに遠隔刺激として“あらわでない遠隔刺激” S_o などに分けられる。ここで刺激が有機体を中心に、環境の深層の方向に詳細に分化させられていることが注目される。

このような諸変数を使用する具体的な実験計画に立入るに先立って、実験に用いられる変数の選択の仕方、その変化の様式、共変化の様式について考察しなければならない。変数の選択に関する基本的な問題点だと考えられるものは、“ある実験においてとり扱われる変数の数に関わるものである。‘1変数を統制する’ことが古典的な理想であったのに反し、心理学における最近の傾向は‘文脈’の問題をとり扱うことを可能にした多変量計画を指向するものである”(1956, p. 7)。また変化の様式に関しては、変化を能動的に統制しようとする組織の方針と、“当該変数の値には何等の

干渉もなされず、生命保険技師のような受身の観察という点で管理がなされるにすぎない。時としては当該の全体事態を多少とも代表するような標本抽出という点で干渉がなされるだけである”(1956, p. 8) ような、代表的な変化が区別される。また変数間の共変化の様式に関しても、組織的、代表的な方針が区別される。

Brunswik は組織的計画から代表的計画への変遷を、a) ガルトンバーでの実験に見られる古典的精神物理学、b) ミュラーリール錯視の研究に見られる近位多次元的な精神物理学、c) 知覚恒常性実験の遠隔多次元的な精神物理学、d) 特性の社会知覚の実験に認められる代表的計画の典型という4つの知覚実験のモデル系列によって跡づけた* (船津, 1961, p. 15~37参照)。

このシェーマを恒常性研究プロパーに当はめると、a) 生活に密着した、組織的な色彩の濃い諸研究、Holaday & Boling (1941), Gibson (1947), Joynson (1949), b) 組織的、代表的混成計画による諸研究、Brunswik 《相関係数によって測定された知覚恒常性》(1940)。これは、“生活に密着した組織的計画と…完全に代表的な調査の間の中段階”(1956, p. 67) である；この実験においては、成就を測定するために恒常比に代って相関係数が使用された、c) 代表的計画法による研究、Brunswik 《諸事態の代表的標本における大きさの恒常性》(1944)、という実験計画法の発展が明らかになる。

50. 知覚恒常性の経験的な研究

Brunswik の理論の発展と彼の実験的研究の間には一定の相互作用が認められる。確率機能主義と代表的計画法とは不可分に織りなされ、一般的な理論と実験的な業績の手續の間に明確な一線を描くことは難かしい。

* 石井克己 (1953), 心理学における方法論の変遷は。このような発展を詳細に跡づけたものである。

Postman & Tolman (1959) は、Brunswik とその弟子達の業績を、次の4つの主要領域に区画した：a) 広範な遠隔的な成就をとくに強調した知覚恒常性に関する研究，b) 研究計画における代表性の問題を探究するのに価値のあった社会知覚の諸研究，c) 有機体の他の機能，なかんずく学習と思考への確率的な分析の拡張，d) 生態学的諸研究，すなわちそれに対して有機体が適応しなければならない環境的なパターンの研究(cf. Postman & Tolman, p. 531).

そしてBrunswikの実験的な貢献がもっとも継続的で多かった領域は、知覚恒常性であった。恒常性研究の手続と結果とが、彼に行動の機能的分析と実験方法の批判的評価の両者の基盤を提供したのである。そのような彼の知覚恒常性の研究を次の6領域に分類することができる：a) 恒常性の環境条件 (Holaday, 1933), b) 恒常性に及ぼす態度の効果, Klimpfinger, 1933; Holaday, 1933; Brunswik, 1948), c) 多極の恒常性 (Schreiber 1934; Mohrman, 1939), d) 拡張された恒常性 (Izzet, 1934; Stevenson, 1933; Zuk-Kardos, 1934; Fazil, 1934), e) 恒常性の発達における発達の要因と学習の要因 (Holaday, 1933; Eissler, 1933; Fieandt, 1936; Brunswik & Herma, 1951; Jarvik, 1951)*

ここに掲げたほとんどすべての領域に関して、関連した、または直接に批判したわれわれの教室の実験的研究を上げることができる(秋重, 1968を参照のこと)。船津(1956)は、多極の恒常性、なかんずく重量対密度の恒常性に対して実験的研究を行なった。

60. Brunswik の確率機能主義の批判

1. 心理学史の問題点

Brunswik は心理学の発達方向を、Heider (1939) の心理学の環境的な

* これらの研究はいずれも Brunswik (1956) に再録されている。

決定因に関する見解を時間軸に適用し、有機体内に閉じ込められた中枢—近位的な言及を含んだ哲学的考察から、古典的な行動主義に見られる末梢—末梢の領域的言及を経て、知覚恒常性に見られる中枢—遠隔、または遠隔—遠隔の領域の間の機能的な依存関係を取り扱う、“機能主義の成就中心の定式化を指向した、漸移的ではあるが不可欠な輻輳を示している” (Postman & Tolman, 1959, p. 508) と規定し、彼の確率機能主義がその発達 の頂点を構成するものだと主張した。

このような心理学の発展方向の定式化によって、彼の心理学史は Hammond もいうように“構造”を有し、単なる過去の解明だけでなく、事象の発展方向を“予測”することを可能にするものである。

しかし Heider 自身は、遠隔、近位の決定因を和解させることが望ましいと考え、ゲシュタルト心理学がそれを試みたが十分に成功しなかったことを指摘しているのであって、遠隔—遠隔の研究が心理学の最終的な発達段階だといっている訳ではない。Brunswik は明らかに、確率機能主義とは反対方向の、より分子的、法則定立的な方向への心理学の発達を予測することに失敗した。

また上述した問題に比較すると相対的に小さなウエイトしかもたないが、Leeper が指摘しているように、他の心理学のシステムを性格づけるに当って明らかに誤解し、ある特徴を不当に誇張し、他の心理学者から不要な反論を招来した。

そのような問題点を含みながらも、彼のアイディアの中には“…光彩と深遠さと微妙さとが存在し”われわれは“当惑し、刺激され、もがきながら、しかも非常に挑発され、啓発される” (Tolman, 1966, p. 12) ような多くのものが存在しているのである。

2. 諸対象の言葉における心理学の問題点

“諸対象の言葉における”または“客観的諸関係の科学としての”心理学

は、これまでには比較的無視されてきた、有機体をめぐる環境の諸事象と諸対象にハイライトを当てたユニークな心理学であった。しかし、彼のいう対象は、僅かに次元的な、または抽象された諸特性に関するもので、全面的な意味のものではなかった。

Brunswik は Lewin の心理学を“大脳領域に閉じ込め”られたものと規定したが、それとは全く対照的に、彼自身の心理学は Allport もいうように“キャプセルの外だけに限られた”空虚な有機体的なものに留まった。心理学の優れた理論は、このような内外の全景を含めるものでなければならぬ。

Brunswik はその晩年に、心理学を“環境と有機体の2つのシステムの間との関係”をとり扱うものと定義したが、それら2つのシステムの均衡のとれたとり扱いには失敗した。

Brunswik の“有機体なしの”生態学的环境論と、Lewin の生活空間、認知的環境、心理学的生態学の間には、一般的には内外問題と定式化されるような、相対立した見地に立っての論争がなされた。両者が Brentano を頂点とする相対立した思想的な背景をもつことを考えると、このことは当然であろう。

最近 Barker (1963) は、Brunswik の環境主義と、Lewin の中枢過程に対する強調の間のユニークな和解を試みた。彼は Brunswik, Lewin その他の者が心理学の基本資料だと考えた諸事象の循環を E-E サーキットと名付け、Brunswik も Lewin も克服することができなかったサーキット内の矛盾を、物理的環境、生態学的环境、有機体が入れ子式の構造を有するものと考えることによって克服しようとした。彼の場合にはそのような構造の中間範囲に有機体の行動エピソードを定位した。知覚をどのように位置づけるかが、今後に残された問題である。

3. 有機体の性質をめぐる諸問題

Brunswik の諸対象の見地における心理学は、彼が自ら“有機体なしの、しかも有機体についての”と規定していることから明らかなように、“空虚な有機体”的なアプローチのものである。有機体は混沌とした環境の因果性に対処して適応を達成する安定者として考慮されているにすぎない。そしてそのような安定は、代理機能、レンズ機能を通して得られる妥協の産物である。

Brunswik は、“行動の合目的性の第 1 位の客観的な規準”として手掛り—対象、手段—目標関係における代理機能を挙げ、代表的計画によってそれを研究した。しかし反面においてこのような代理機能の強調は、必然的に、個々の媒介通路の相対的な軽視をもたらした。

環境は諸効果を拡散する。有機体が遠隔の対象を志向的に達成するためには、ちょうど凸レンズが弱い光線を焦点に集めるように、諸手掛りを集中的に使用しなければならない。Brunswik は、このような不確実な資料を結合使用する有機体のレンズ機能を表現するために、合理形態的な知覚理論を提出し、“知覚は合理形態的なシステムで、有機体はあたかも直観的な統計家のように振舞う”とした。これに対して Feigl (1955) は、合理形態的なレンズモデルは、その機能を説明する微視的な媒介過程を欠如しているので、理論ではあり得ないと批判した。

Leeper (1966) はさらに、Brunswik のレンズ機能の概念中に、代理機能と、諸手掛りを結合使用する機能が交互に使用されているという批判をつけ加えた。

要するに彼の心理学は、環境と有機体という 2 つのシステムをとり扱うものだという彼の定義にも関わらず、有機体システムの処理においては全く一面的なものでしかなかったといわざるを得ない。

最近の感覚生理学の進歩は、ある対象が観察者からの距離を変化するとき、その網膜像は幾何光学の法則に従って縮小するが、その対象を見ると

きの両眼の調節と輻輳からのフィードバックが、大きさに対する受容器の感受性を変化するという可能性を示唆している。Richards (1967) は、この効果とそれが網膜投影部位によって変化するという事実を考慮した生理学的なモデルを提出している。有機体の適応を重視する巨視、機能主義的方向づけからは、このような微視的な媒介過程の研究は生起しないのである。

4. 一般的なアプローチの問題点

Brunswik は、彼の見解が同時代の心理学者達によって理解されなかったことを嘆じている (1955, p. 236 を見よ)。事態はその後においても改善されてはいない。たとえば Gibson (1957) は：

“彼 (Brunswik) はわれわれに、心理学の実験者は基本的な思考法を改訂して、僅かに蓋然的な諸対象の世界に行動を適応させることによって有機体の生存が保証されるという確率機能主義を採用することを要求した。それはやっかいな要求である。Brunswik はそれを彼自身の思考に課し、その負担がいかに大きなものであるかということを示した。彼の業績は理論的な誠実さを教えるものである”(p. 35)。

また Barker (1960) は：

“私は心理学の範囲に関する限り Brunswik に賛成する。しかし私は彼の巨視確率的な処理を受入れることはできない。…ある組織家はその心理学の中に E-E 単位の全体を含めたいと思う。しかし僅かに経験的な確率法則だけしか可能ではないという Brunswik ののがっかりするような結論を受入れるのでなければ、そうすることができないことを知ると、Brunswik がキャプセル内に閉じ込められた心理学と呼んだものの中に後退してしまう”。

このように最近にいたるまで多くの心理学者が確率的な見解に反対を唱えている。もっとも Hammond だけは Brunswik を弁護して次のように

述べている：

“幸なことに、Brunswik は、それが他の者にとってどのようにやっかいで負担をかけるものであろうと、彼の理論のもつ方法論的な意味に対してしりごみすることはなかった”(Hammond, 1966, p. 54).

両方の見解の“平和な共存”の提案が Postman (1955) から提出されたが、Brunswik はそれを受入れようとはしなかった。Brunswik がいうように、心理学的な予測は確率的な陳述をいidemのものではないかも知れない。しかしながら“確率法則と厳密な法則の間に Brunswik の描いた対照は誇張されすぎたものである。心理学における予測が確率的なものでなければならぬとしても、できるだけ多くの変数と関係を可能な限り明確に理解し、予測をできるだけ正確なものとしようとする目的は残されているのである”(Leeper, 1966, p. 450), という評言が適切だと考えられる。

Brunswik が知覚的な成就においてあれ程強調した妥協の原理をここに適用しようとしなかったことは、彼にとってもまた心理学の発展にとっても不幸なことであったというべきであろう。

5. 実験計画法の問題点

Brunswik は、環境の因果関係の確率的な性格に従って、方法論が改訂されなければならないとし、従来の実験計画が被験者の側と刺激の側に、標本抽出に関して二重標準を使用しているとして、代表的計画法を提案した。

心理学の実験においては、刺激S、有機体O、反応Rが変数として使用されるが、それぞれの変数内において、1変数を選択して能動的に統制を加えようとする組織的计划から、多変数で変化を受動的に統制しようとするにすぎないような代表的計画への発展が、知覚ならびに恒常性の実験に認められるとした。

刺激の環境的な代表性が存在しなかったことが心理学の発見の一般化を妨げたという彼の認識は正当なものではあるが、代表的計画の種々の側面について、多くの研究者が批判を加えている。

Postman は、従来の組織的計画は、当該2変数間の基本的な機能的関係を決定するのに有効であるとし、Leeper は主として実験計画の経済性を強調した。

また代表的計画に存在する欠点として、Postman は、大掛りの組織的実験ではないような代表的実験が存在しうるかという疑問を提出した。恒常性実験における物理的、網膜的、知覚の大きさといった変数の選択がすでに、組織的計画の法則定立的な概念を含んでいると批判した。

また環境の代表的標本抽出を行なうには、諸事態の母集団が明確にされているということが前提条件であるが、それを決定する先験的方法是存在せず、組織的研究による他に途はないであろう。

代表的計画においては、環境（刺激）の代表性を強調するあまり、被験者の代表性に欠けるところがあり、被験者間の一般性は保証されない。また事前に変数を選択、統制することがなされてはいないので、その統制は事後に偏相関その他の統計的な手法によってなされるが、事後の分析に価値するような変数が実験資料中に含まれているかどうか、また因果関係についての見透しを持たない（管理されてはいない）実験または調査が、かって科学における発見をもたらしたかどうかは疑問である。

Brunswik は、代理機能の出現を妨げない資料が獲得されるという意味において損失よりも利益の方が大きく、また事後の分析のための偏相関は統計家によって開発さるべき可能な方法中の1つでしかないというが、その議論の説得性は十分ではない。

Hilgard (1955) は、Brunswik の代表的計画による知覚恒常性の実験結果は目隠し被験者による実験によって説明されうる可能性があることを示唆し、この実験結果が知識によって媒介されたものであることを示唆し

た。これに対して Brunswik は、知覚は多媒介によって生起するもので、言語その他によって影響されるのは当然のことである。それを含まないことは代表的計画の基本的方針に対する侵害を意味するものだと反論し、また Hilgard (1955) の提案する実験を行なった結果は自説を裏づけるものであったと反論した。

これらの論争は、法則定立的な見地と、確率的、機能的見地の対立から生起したものである。妥協案はむしろ批判者の側から提起されたが、Brunswik はそれを受入れようとはしなかった。

6. 知覚恒常性の経験的研究

Brunswik は、彼の理論が実験的な事実とよく一致することを証明した。個々の資料の批判は実験的になさるべきものであるが、一般的に言って、彼の資料はその理論の要請するものとよく一致している。しかしながら、それらの実験がスケジュール通りの、予定表に従った性格のものであったことは否定できない。たとえば、Allport (1955) は“…成功の確率が知覚行動における選択または判断におよぼす効果についての証明は必要なもので…あるが、先験的に言って、それらの事実がどうしてその理論に逆らいうるものであるか理解できない。もし知覚のたいていのものが、かなり真実に近いものでなかったとすれば、それこそ問題であろう。諸手掛りがある程度その信頼性によって重みづけられないとすれば、われわれはどうして真実の印象をもちうるであろうか…” (p. 264) と批判している。この批判は、Brunswik の実験の一般的な評価としても当はまるものである。

む す び

Brunswik は孤立した心理学者であった。Hammond (1966) は、その序文に“…Tolman, Hull および Lewin は、その学徒に彼等のアイデアを残し、次の世代を規定した。そして結局のところ Brunswik の知的な遺

言の開封には誰も臨席しなかった…その存命中に彼は、彼の見解を全体として支持した著名な心理学者を1人ももたなかった…Brunswikの建設した学問体系はきわだった里程碑となった——しかしそれは実際には空しいものであった——訪問者があったということは正しい、しかし誰もそこに留まろうとはしなかった…” (p. iv-v) と述べている。

Brunswikのアイディアがあまりとり上げられなかった理由として Leeper (1966) は、a) 彼はある観点において全く新しいアイディアを提示した、そしてその多くは Boring のいう時代精神 Zeitgeist に一致しないものであった、b) 彼の文章は一度読んでわかるような代物ではなく、その文体は非常に難解なものであった、c) 誤解して他の学派を批判した箇所が幾つかある、d) 彼の幾つかの主要な概念に対して十分に納得できるような説明を与えなかった、などの点を指摘している。

Brunswik に対する主要な批判と評価として、Allport (1955) 《確率機能主義に関するシンポジウム》(1955)における Postman, Hilgard, Krech, Feigl の批判、Hammond の編集になる《Egon Brunswik の心理学》(1966)における Leeper の批判、Hammond の評価などがある。これらの論争において全面的に Brunswik に同意を表明している者は Hammond ただ1人であった。これらの諸研究者の見解については船津 (1968) を参照されたい。

Brunswik はすぐれた幾つかのアイディアを提出した。しかし、いずれかといえば彼は自己の立場をあまりにも強調しすぎたように思われる。このことは、代表的標本抽出、確率法則、エコロジーに関する見解、遠隔—遠隔の研究(巨視心理学的観点)などの、彼の主要な概念と方法論についていえることである。この点において彼が“妥協”することができなかったことは、一面においては彼の学問的な潔べきさを示すものであるが、その理論と方法の適用可能性を大きく制約したことは否定できない。

参 考 文 献

- Akishige, Y. (1937): Methodologische Beitrag zur Theorie der Konstanz, insbesondere zum Problem der Entwicklung der Konstanz. *Jurist.-Lit. Fak. Kyushu Univ.*
- 秋重義治 (1960): 日本における知覚恒常性の研究. 哲学年報, 22, pp. 1~264; 26, pp. 35~214.
- Allport, H. F. (1955): Theories of perception and the concept of structure. John Wiley & Sons, Inc.
- Ashby, W. (1962): Simulation of a brain. In H. Borko (Ed.), Computer applications in the behavioral sciences. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall.
- Barker, R. G. (1960): Ecology and motivation. In M. Jones (Ed.), Nebraska symposium on motivation. Lincoln Neb.; University of Nebraska Press. Pp. 1-50.
- Barker, R. G. (1963): On the Nature of the Environment. In Hammond (Ed.), The psychology of EGON BRUNSWIK, 1966.
- Brunswik, E. (1929): Prinzipienfragen der Gestalttheorie. Beitr. z. Problemgeschichte der Psychol., (Bühler Festschrift) pp. 1~149.
- Brunswik, E. (1934): Wahrnehmung und Gegenstandswelt. Deuticke.
- Brunswik, E. (1937): Psychology as a science of objective relations. *Phil. Sci.*, 4, 227~260.
- Brunswik, E. (1940): Thing constancy as measured by correlation coefficients. *Psychol. Rev.*, 47, 69~78.
- Brunswik, E. (1943): Organismic achievement and environmental probability. *Psychol. Rev.*, 50, 255~272.
- Brunswik, E. (1944): Distal focussing of perception: Size constancy in a representative samples of situations. *Psychol. Monographs*, No. 254.
- Brunswik, E. (1948): Statistical separation of perception, thinking, and attitudes. *Amer. Psychologist*, 3, P. 342. (Abstract)
- Brunswik, E. (1952): The Conceptual Framework of Psychology. (International Encyclopedia of Unified Science, Vol. 1. 1, No. 10.) University of Chicago Press.
- Brunswik, E. (1954): "Ratiomorphic" models of perception and thinking. In *Proc. 14th Internat. Congress Psychol.*, Ed. by N. Mailloux.

Montreal.

- Brunswik, E. (1955): Representative design and probabilistic theory. *Psychol. Rev.*, **62**, 193-217; 236~242.
- Brunswik, E. (1956): Perception and the representative design of experiments. Berkeley, Calif. University of California Press.
- Brunswik, E. (1957): Scope and aspects of the cognitive problem. In H. Gruber, R. Jessor, and K. Hammond (Ed.) *Cognition: The Colorado Symposium*. Cambridge, Mass. Harvard University Press. Pp. 5~31.
- Brunswik, E., and Herma, H. (1951): Probability learning of perceptual cues in the establishment of a weight illusion. *J. exp. Psychol.*, **41**, 281~290.
- Brunswik, E., and Kamiya, J. (1953): Ecological cue-validity of 'Proximity' and of other Gestalt factors. *Amer. J. Psychol.*, **66**, 20~32.
- Crow, W., and Hammond, K. R. (1957): The generality of accuracy and response sets in interpersonal perception. *J. abnorm. soc. Psychol.*, **54**, 384~390.
- Feigl, H. (1955): Functionalism, Psychological theory, and the uniting sciences: some discussion remarks. (In *Symposium on the probability approach in psychology*). *Psychol. Rev.*, **62**, 232~235.
- 船津孝行 (1956): 比較作用に関する実験的研究—重量比較における恒常現象—日本心理学会第20回大会発表論文抄録。
- 船津孝行 (1960): Brunswik の確率機能主義に関する考察. 哲学年報, **22**, Pp. 379~417.
- 船津孝行 (1961): Brunswik の確率機能主義に関する考察. (承前), 哲学年報, **23**, Pp. 1~37.
- 船津孝行 (1968): 確率機能主義をめぐる論争. 哲学年報, **27**, Pp. 67~142.
- Gibson, J. (1957): Survival in a world of objects. (A review of "Perception and the representative design of experiments.") *Contemp. Psychol.*, **2**, 33~35.
- Hammond, K. R. (Ed.). (1966): *The Psychology of EGON BRUNSWIK*. Holt, Rinehart and Winston, Inc.
- Hammond, K. R. (1966): Probabilistic Functionalism: Egon Brunswik's integration of the history, theory, and method of psychology. In Hammond (Ed.) *The psychology of Egon Brunswik*. Pp. 15~80.

- Harlow, H. (1962): The heterosexual affiliation system of monkeys. *Amer. Psychologist*, 17, 1~9.
- Heider, F. (1939): Environmental determinants in psychological theories. *Psychol. Rev.*, 46, 383~410.
- Heider, F. (1958): The psychology of interpersonal relations. New York: Wiley.
- Hilgard, E. R. (1955): Discussion of probabilistic functionalism. In Symposium on the probability approach in psychology. *Psychol. Rev.*, 62, Pp. 226~228.
- Holway, A. H. and Boring, E. G. (1941): Determinants of apparent visual size with distance variant. *Amer. J. Psychol.*, 54, 21~37.
- 石井克己 (1953): 心理学における方法論の変遷. 哲学年報, 14.
- Joynson, R. B. (1949): The problem of size and distance. *Quart. J. exp. Psychol.*, 1, 119~135.
- Krech, D. (1955): Discussion: theory and reductionism. In Symposium on the probability approach in psychology. *Psychol. Rev.*, 62, Pp. 232~235.
- Leeper, L. W. (1966): A critical consideration of Egon Brunswik's probabilistic functionalism. In Hammond Ed.: The psychology of Egon Brunswik. New York. Holt, Rinehart and Winston, Inc., Pp. 405~454.
- Miller, J. G. (1965): Living systems: basic concepts. *Behav. Sci.*, 10 (3), 193~237.
- Miller, J. G. (1965): Living systems: structure and process. *Ibid.* 10 (4), 334~379.
- Miller, J. G. (1965): Living systems: cross level hypotheses. *Ibid.* 10 (4), 380~411.
- Peterson, C. and Miller, A. (1964): Mode, median, and mean as optimal strategies. *J. exp. Psychol.*, 68, 363~367.
- Postoman, L. (1955): The probability approach and nomothetic theory. In symposium on the probability approach in psychology. *Psychol. Rev.*, 62, Pp. 218~225.
- Postman, L. and Tolman, E. C. (1959): Brunswik's probabilistic functionalism. In Koch, S. Ed., Psychology: A Study of a Science. Vol. I. Pp. 502~564.

- Shannon, C. E. and Weaver, W. (1949): *Mathematical Theory of Communication*. University of Illinois Press.
- Tolman, E., and Brunswik, E. (1935): The organism and the causal texture of the environment. *Psychol. Rev.* **42**, 43~77.
- Tolman, E. C. (1956): Eulogy EGON BRUNSWIK: 1903~1955. *Amer. J. psychol.*, **69**, 315~342.

第 II 部 知覚恒常性の測定法に関する 実験的研究

第 I 部においては、知覚恒常性に立脚した Brunswik の確率機能主義について考察し、諸研究者の見解を参照しながら著者の批判を展開した。その際著者自身の考案と実験については、1, 2 のものを除いてはほとんど言及しなかった。

著者は比較作用の研究を中心的なテーマとし、知覚恒常性の問題には主として実験方法、測定法の観点から、幾つかの実験的研究を試みた。第 II 部は、確率機能主義の基盤をなし、また知覚心理学の重要な一領域をなす恒常性を、実験条件、測定手続の観点から考察するものである。

Brunswik の方法論的物理主義の見解においては、諸科学の統一は“観察とコミュニケーションの被験者間の一義性を仮定するだけで、それ以上のことを要求するものではない”そして“この一義性は、測定を用いること、トポロジーを含めて、数学的なコミュニケーションの手段を用いることによって確証されるものである” (Brunswik, 1943, p. 268) とされる。

ところで Brunswik を含めて、知覚恒常性のすべての研究者の測定法は、観察とコミュニケーションの一義性を達成するには十分なものであるとはいえないように思われる。恒常性の程度を表わす指数が、ほとんど同じだと思われる条件下に測定を行なっている研究者間で必ずしも一致しないことは、この分野における研究者がしばしば経験する事実である。Brunswik 自身はこの事実を、実験に使用された刺激の代表性に由来すると考えて、いわゆる《代表的計画法》を提唱した。彼の提案には、考慮さるべき重要な幾つかの観点が含まれているが、その実行可能性の点で難点があることはすでに指摘した通りである。

Lambercier (1946) は、この種の実験において考慮さるべき条件とし

て：1) 単一法と系列法，2) 系列の配列と尺度水準（中心傾向），3) N-FまたはN-N 布置，4) 刺激対象のタイプの相違（有意味性），5) 対象相互間および観察者からの距離，6) 背景条件，7) 対象の縦および横方向のずれ，8) 被験者の視線の高さ，9) 比較の方法（視角一定で大きさが変化するか，大きさ一定で視角が変化するか），10) 被験者の態度，11) 教示，12) 反復と練習，13) 結果の処理法，14) 選択された精神物理学方法を挙げている。

Lambercier は，従来この分野で研究された要因をただ数え上げているにすぎないが，少なくともその中の10項目は測定条件に直接的な関わりをもつものである。

著者は，このような恒常性の測定事態が，標準と比較刺激系列の相対的な関係に関わるものであることに注目し，Helson の順応水準の考えを適用することによって事態を改善しようと試みた。《比較作用における等価値予測の実験式》(1955)，《順応水準説に関する考察》(1957)，《比較評定尺度法による恒常度の測定》(1958)などは，いずれもこのような観点における著書の探索を示すものである。

ところで方法論的な観点からいって，Helson の順応水準説は精神物理的な測定事態における等価値が，実験に使用された刺激と過去経験によって規定されていることを主張する。刺激いき，弁別いき，等価値，刺激頂といった概念は，いずれかといえば古典的な精神物理学の研究のテーマである。最近の興味はむしろ，物理的な刺激次元とわれわれの感性的な次元の間の対応関係におかれている。

いうまでもなく，刺激または感覚の尺度化に対する心理学者の関心は以前から存在していた。しかしそれらのものは弁別いき（分解能）を基盤とする Fechner の法則や，Thurstone の比較判断に立脚した，Stevens, S. S. (1957) のいう間接法によるものである。

Fechner の100年後に Stevens は，精神物理学の問題を前面に持出し

た。彼は、Fechner と同じく、主観量を刺激量に関連させるある一般的な法則が存在することを承認するが、その法則は単に等刺激比は等主観比を生起することを主張するものであるとした。いま直接法* (Stevens によって開拓された) について詳細に論じる余裕はないが、著者はこの方法による見えの大きさ、見えの距離などについての尺度化を行ない、そのような視空間の基本的な測度によって従来恒常性と称せられている問題領域をいつそう有効に処理できるものと確信している。そのような研究方向に沿った著者の実験に立入るまえに、まず、従来の恒常現象の測定に存在する問題点の幾つかを指摘しておこう。

1. 恒常指数によって表現される次元性

小笠原 (1966) は、恒常性の基本的で出発的な定義として“対象の距離が変わってもその知覚的大きさはあまり変わらず、恒常に近く保たれる”(p. 83) ことを用い、“最近の傾向としてしばしば対象の大きさ知覚を距離のベキ函数として捉えるやり方が行なわれるが、これを直ちに大きさ恒常の新らしい捉え方と考えるべきか疑問がある。われわれはこの段階では、単に知覚的大きさを距離の函数として捉えたにすぎず、それだけではまだ大きさの恒常を捉えたものとは見ない。そこから一歩進んで、そのベキ指数が 1 および 0 の場合、つまりその数値が大きさ恒常の特色をもつ場合に関係づけて考えられるとき、初めて大きさ恒常を捉えたものと見るのである”(p. 84) とした。

ここで注目すべきことは、大きさ恒常性の実験操作としては、知覚的な大きさを距離の函数として捉えることにすぎず、そのベキ指数をどのような座標に関連させるかということは事後の操作でしかないことである。そしてその実験操作としては、被験者から異なる距離に 2 対象を置いて、そ

* 直接法にはいろいろの変化型がある。恒常現象の研究にとくに適していると著者が考えるのは、量推定法である。その理由は後に明らかにされる。

の大きさをマッチさせる2刺激比較法が基本的なものである。後に問題とするように、このような操作が用いられる限り、距離の函数としてプロットされた見えの大きさは、刺激の大きさと布置の代表性を欠如するものではない。

Brunswik がいうように、基本的にいって恒常度は、遠隔対象と近位の網膜対象の間における知覚の妥協度を測るものでしかない。知覚空間の次元性をこのような側面において捉えることは可能である。そして多くの研究者がそれに追隨したのであるが、このような問題提起がなされたことの背後には、“われわれが網膜を見るのか、外界を見るのか”という先行する哲学的な問題に答えようとする意図が存在した。

しかしこの問題領域に関連して、たとえば一定の距離において対象の物理的な大きさが変化したときの見えの大きさの変化に見られる次元性、一定の対象が観察者からの距離を変化したときの見えの距離の変化に認められる次元性、さらにそれらの両次元性によって成立する、一定の大きさが観察者からの距離を変化したときの見えの大きさの変化の次元性などがある。

この最後の次元性こそは恒常性においてとり上げられたものだという反論がなされるかもしれない。しかし、恒常性の場合のように遠隔対象と網膜対象の間の位置といった制約はこの場合には付されてはいないことが重要な点である。恒常性という問題の提出には、“網膜像の変化にも関わらず”という網膜像の変化の重要性を軽視する態度が強調されている。われわれが“網膜像を通して”外界を見ているという当りまえの事実を強調することがなぜいけないのであろうか。

また恒常性の問題には、適応を重視する機能主義的な観点がつきまっとうている。現象をあるがままに記述し、その後それが生物の適応にとってどのような意味をもつかということを考察してはいけないのであろうか。

2. 弁別判断と同定判断

恒常現象の測定法に関して、その判断が弁別によるものであるか、同定によるものであるかということについては、いずれの研究者も立入って考察しようとはしていない。小笠原(1966)は、大きさ恒常の“基本的定義に関するものとは言い得ないが、大きさ恒常のもつ一つの予防的事項として、大きさの同定 (identification) との区別をあげる必要があると考える。普通大きさの同定と恒常とはからみ合って現われるのが常であって、対象の同定によって大きさの恒常が助長される面と、反対に大きさの恒常によって対象の同定が達成される面とがあるのである。そのために両者を一つのもと考え、あるいは大きさ恒常を対象の同定によって成り立つものと言うふうに、むしろ同定の方を基礎的な過程と見なす見方も一部に行なわれているが、われわれは両者を、互いにかからまってはいるが、別の過程としてとり扱うのを生産的であると考える”(p. 84) と述べている。

彼は恒常性の測定がいかなる過程によって行なわれるかについては説明せず、また同定についてなにも定義はしていない。おそらく2刺激法の測定事態を弁別に立脚するものだと考えているのであろう。弁別と同定の関係は研究者によって様々に解釈されている。そのような種々の見解は、次のような3つのタイプのいずれかに分類することができる。

1) 精神物理学的な比較判断を、たとえば“長い”“等しいまたは不明”、“短い”と3つの範ちゅうに区分し、その中等疑判断を同定であると考ええるもの。この場合には差異判断が弁別であることが暗黙の中に仮定されていることになる。もっとも“長い”、“短い”という2件法の場合には、差異判断だけしか存在せず、比較判断そのものが弁別だということになる、同定は、これらの2つの範ちゅうの曲線の交点として統計的に求められる。種々の精神物理学的な方法が、弁別と同定に立脚して構成されているが、この観点は現在のわれわれの議論には直接の関連性を有しない。

2) 第2の見解は、ガルトンバーでの実験に見られるような、2刺激の異同についての比較的正確な量的判断を弁別であると考え、たとえばその見えの大きさにどんなに大きな差異があろうと大人は大人であるといった、量的な意味を含まない質的な判断を同定だとするものである。

3) そして第3の見解は、弁別については、2)で述べたものと同様に考え、同定という概念は、刺激を物理的な尺度ではなく、たとえば範ちゅう尺度法の場合に見られるような、記憶されている心的な尺度によって測定する場合に用いようとするものである。

このような見解においては、弁別と同定は量と質といった異なる範ちゅうに所属するものではなく、刺激を物理的な尺度で測るか、心的なスケールで測るかという方法の違いによって区別することになる。刺激連続体上の等価値を問題とした古典的な精神物理学の観点からすれば、弁別による測定は正確なものであるが、同定による測定は不正確な粗雑なものである。しかし刺激連続体の全体と心的な感性連続体の全体の間に対応をいっそう重視する最近の尺度構成法の観点からすれば、同定による測定は被験者内および被験者相互間の一致という高い信頼性を有するものである。

最初に引用した小笠原の主張は、同定を第2の意味で使用し、弁別による恒常性の測定に、ほんらい量的なものとは無関係な質的な判断による汚染が存在するが、そのことによって恒常性の事実を見失ってはならないと述べているものである。

もし小笠原と同様な定義に従うとすれば、著者は、恒常性の測定事態は弁別よりはむしろ同定と呼ぶことがより適当であると考える者である。同一の距離にある2本の棒の見えの長さの比較の場合には弁別という言葉がふさわしい。しかしながら、恒常性の2刺激法に見られるような、距離を異にした2刺激の比較に際しては、見えについての観察者の解釈に従って、弁別の場合とは異なった媒介通路を含んだ同定がなされる。

たとえば遠くに見える中型の乗用車は、その見えの大きさのいかんに関

らず、大型でも小型でもなく、中型であると同定される。他の領域におけるこれと類似した事態について、Stevens (1958) は巧みな比喩を用いている。“ネズミは大きいとか小さいとかいうことができる。また同じことがゾウについてもいえる。そして小さなゾウのお腹の下から大きなネズミが飛びだしたと誰かがいうとき、それは決して嘘ではない” (p. 633)。Stevens は、Helson の範ちゅう判断がセマンチックなもので、感性的なレベルの現象に関わるものではないと批判したのである。恒常性の2刺激比較の場合にも同じ比喩が当はまる。遠方の中型車は、それと同じ距離にある大型、小型車との関係において、たとえその見えがどのよに小さくとも中型である。その時の観察者の判断はネズミの文脈における大小である。それが近い距離にある中型車と同じものであるというとき、眼前の大中小の車の見えはゾウの文脈における大小である。

このように恒常現象の2刺激法による測定事態は関係の関係についての判断である。感性レベルにおける見えの直接的な判断ではない。よくいわれる月夜の白紙は日中の黒板と比較すると、反射光量の点からはより黒く見えるはずであるが、しかも白紙は白く、黒板は黒いことが恒常性である…といった陳述は、まさに関係の関係を感性レベルにおける直接的な比較と混同したものである。Brunswik の代表的計画による見えの大きさの恒常性の実験に対する、Hilgard (1955) の《目隠し被験者》でのコントロール実験の提案は、正しくこの点を鋭く批判したものであったのである。

3. 刺激連続体に対する実験刺激の代表性

たとえ同種の刺激について同種の判断を行なった場合にも、観察者の判断は情況と共に変化する。Guilford (1961) は、このような情況として“その刺激連続体上における実験刺激の一般水準、その範囲と分布、同時刺激、直前の先行刺激、より遠隔の刺激が存在することでさえ問題であるし、先行判断または諸判断、個々の観察者などが挙げられる” (p. 116) と

している。

見えの大きさの恒常性の実験室的な研究においては、典型的に小さな刺激、たとえば10cmの長さの棒が標準として用いられる。いまその対象が1mの距離に提示されたとすれば、そのラジアンは1/10である。その距離が10mまで変化したとすれば、ラジアンは比較的にな小さな1/10~1/100にわたって変化したことになる。日常の視空間に存在する種々の対象は、より大きなラジアンからより小さなものにわたっていることは明らかである。実験刺激とその布置が代表性を有しないことは、屋外実験の場合にもいうることである。たとえば10mといった比較的にな大きな対象を標準として使用して、2刺激比較のための変化刺激系列を構成しようとするれば、10mまたはそれ以上の大きな対象が準備されなければならない、その実験は実際的には不可能である。10mの物理的な長さも、視野に存在する諸対象としては小さな対象であることはいうまでもない。

Helson (1938) は、従来の色彩心理学における主たる関心は、色彩の恒常現象とそれに関連した諸問題に集中していると批判した。事実それまでは、恒常現象が消失した後における強い有彩色照明中に対象が示す色彩の変化については極めて僅かな研究しかなされてはいなかった。照明が変化した場合においてもなお日光照明の下で見られる色彩が保持されることについての観察と理論は尠大な数にのぼっているが、対象色と照明色の間を関係づけ、または対比、恒常、順応現象の間を関係を十分に説明するような理論はどこにも存在しなかった。彼はこのような諸条件を変化した色彩視の実験を行なって、恒常、対比、転換、順応を支配する一般的な原理として順応反射率（後に順応水準というより一般的な概念へと発展した）を提案した。彼は“中性点より上位（反射率の大きい）の標本は照明と同じ色調を呈し、中性点より下位の標本は照明の残像補色を呈し、中性点の近傍の刺激は無彩色であるか、または極めて飽和度の低い色調のものとなる”ことを見いだした。

このように彼は恒常性が中性点の近傍において成立することを見いだしたのであるが、そのような事実は、彼が標本として反射率80から3%にわたる明るさの全範囲を使用したことによって始めて可能となったのである。大きさの恒常性の場合には、実験刺激はそのような代表性を有しない。この場合に恒常性だけが見いだされたとしても不思議ではない。

Brunswik の代表的計画法はまさしくこの点を鋭く指摘したものであった。この点においてわれわれは彼に負うところが大きい。しかし彼は刺激の代表性を日常の生活事態に求め、物理的な大きさと物理的な距離を観察者に推定させる方法を用いた。そのような推定法の場合には、見えの大きさの感性的な水準における資料ではなく、見えの大きさとは無関係な質的な同定による資料が得られることは、彼が行なった目隠し被験者の実験結果から明らかである。

また彼の計画法は実験室において実行することはできないものである。著者は、たとえ物理的な長さにおいて代表性を欠如していても、視角における変化の全範囲をカバーする Helson 流の実験条件を構成することが望ましいと考える。

恒常性の説明にしばしば言及される適応という観点においては、有機体にとっては静止したものよりは動くものが、恒常な側面よりも変化する側面の方がしばしばより重要である。従来の研究は、Helson が色彩について設定したような条件を見えの大きさについて構成することを怠っていることは確かである。恒常性に背反するような事象が見いだされないのは当然である。始めからそれを探そうとは試みないで、それが視空間の根本法則だと主張することは科学的な態度とはいえないであろう。

4. 判断の相対性. 2 刺激比較法における標準と比較刺激の相対的な位置関係

前項で刺激水準が当該次元の代表性を有しないことについて述べたの

で、ここでは刺激範囲、なかんずく2刺激比較法における標準刺激と比較刺激系列の相対的な位置関係について論じよう。

見えの大きさの恒常性の典型的な実験室的研究においては、たとえば長さ10cmの棒が観察者から種々の距離に提示され、その見えの長さがたとえば1m距離にある変化刺激の系列によって測られる。

恒常度は Brunswik もいうように、対象の客観的な長さと同値な長さを両極にして、知覚反応が前者（遠隔の極）に近い“中間対象”を達成することを示そうとしているので、変化刺激の系列中には標準に対する客観的等価（ POE_b ）と同値（ POE_p ）の両極が含まれていなければならない。 POE_b は10cmと一定であるが、 POE_p の方は観察者から標準までの距離が変化するにつれて変化する。いま標準が1, 2, 5, 10mと距離を変え、変化刺激の方は1mの距離に固定されているとすると標準に対する変化刺激系列中の POE_p は 10, 5, 2, 1cm へと変化する。不思議なことに研究者達は、いずれの場合にも10cm～5cm（距離比が1:2の場合にだけ適当だと思われる系列）を同じように使用して何等の疑問も抱いてはいない。また場合によっては12cm～7cmといった具合に変化刺激中に同値値を含めずに、むしろ客観的等値の10cmを中心にした変化刺激系列を使用している。

さらに、距離比が1:2といった場合には両極が含まれていても、その比が変化した場合には、系列はそれに対応して変化さるべきであるに関らず、そのことはほとんど考慮されてはいない。変化刺激の範囲の変化が等値値に影響することが恐れられているのだとすれば、系列を変化しないことが等値値に与える効果を無視することも許されないであろう。

これまでに言及した事態は標準遠位（N-F）の布置である。標準近位（N-N）の布置では、たとえば標準が1m、変化刺激がより遠方のたとえば2mの距離に提示される。この布置において客観的、網膜的等価の両極を変化刺激系列中に含めようとするならば、その範囲は少なくとも10cm～20

cm にわたるものでなければならぬ。それにも関わらずほとんどの研究者が N-F, N-N の両布置に同じ変化刺激系列を適用して実験を行なっている。

物理学における測定とは異なって、心理学の実験においては、観察者の判断は実験事態の課題と共に変化する。変化刺激の系列中に網膜等値が含まれていないとすれば、客観的な大きさに近い判断が得られるのは当然のことであろう。

要するに、観察者の達成する知覚が POE_b に近いが、 POE_p に近いかということは証明を要する問題であり、最初から恒常性の存在を仮定して系列を構成することは「先決問題請求」の虚偽を冒すことになる。事実、著者の行なった比較評定尺度法での実験において、このような標準と系列刺激の相対的な位置の効果が確認されたのである。

5. 量推定法による見えの大きさの尺度化

上述した問題点はいずれも、従来の大きさの恒常性に関する諸実験が、感性水準における見えを測定するための標準測定条件を満すことに失敗していることを物語るものである。

著者は最初、Helson の順応水準説がこれらの問題点を解明するために有効なものであると考えた。彼の範ちゅう評定尺度法、比較評定尺度法は、Lambertier, Guilford が言及したような恒常性測定の問題点を考慮しているものである。しかしこの場合には、Stevens が批判したような感性的な水準とセマンチックな水準の混同が存在する。恒常性の測定事態においてはこのことは致命的な偏りを生起する。さらに、範ちゅう効果は恒常度を高める方向に作用するという点で別の偏りを付加する。

恒常現象の測定法に関するこのような行づまりを打開する希望は、Stevens による量推定法である。量推定法においては：

- 1) 尺度化しようとする 範囲の中間付近の 見えの 大きさが モジュール

(心理学的な尺度単位)として使用されているので、Brunswik のいう刺激の生態学的代表性の強調が、実験事態における刺激代表性へと移行されている。このような強調点の移行によって、実験室事態と生活様の事態の間の調停すべくもなかった乖離現象を回避することができる。

2) 量推定法での関心は、刺激次元と感覚次元の間の対応関係におかれており、また刺激に対応する感覚の直接的な判断が得られるので、2刺激比較法に見られるように、一定の標準の見えの大きさを距離を異にした比較刺激の見えの大きさと同定させるという手続を不要にした。いはば距離を異にした対象の見えの大きさを、物指を横にして測るのではなく、物指を奥行方向に当てることが可能になった。

3) 量推定法では数系列の比率性が推定を表明する際に利用されるので、範ちゅう法に見られるような、刺激連続体に対して判断をプロットした際に出現する下方に凹な直線の歪、いわゆる範ちゅう効果は出現しない。

4) 知覚的な等価値が、客観的な大きさと投影的な大きさの間のどこに位置するかといった恒常性の関心は、見えの大きさが距離と共にいかに変化するかという一般的な関心の中に解消される、などの重大なアプローチの変化が主張される。

これらの事実をより具体的に説明しよう。一定の距離に存在する対象の大きさが変化する場合には、知覚には対応した変化が生起する。その物理的な長さが倍になれば見えの長さも倍になって、両者の関係は $\log\text{-}\log$ プロットにおいて指数1の直線によって表わされる。

また対象の大きさが一定で、観察者からその対象までの距離を変化する場合には、物理的な距離が倍加しても見えの距離は2倍とはならず、 $\log\text{-}\log$ プロットにおける直線の指数は、.8の指数を示す。つまり物理的距離の増大に伴う心理的距離の増大は勾配の緩やかなものである。その際における対象の見えの大きさについても同じような傾向が存在する。一定の大きさの対象までの距離が倍加しても、その対象の見えの大きさは1/2と

はならない。見えの大きさの恒常性というのは、見えの大きさが距離座標に対して -1 よりも大きなある勾配を示すという事実に言及するものである。

ところで一定の対象までの距離変化に伴なった、その対象の見えの大きさの変化を測定するには、ガルトンバーでの実験とは異なった手続が使用されなければならない。著者が考える標準手続を述べるのが議論を簡単にすることに役立つであろう。その時の実験空間のほぼ中央に位置する距離と大きさをもった対象の見えを単位とする。たとえば5mの距離にある1mの棒の見えを単位とする。そして同じ1mの棒が2mや10mの距離に提示されたときの見えの長さが、上述の単位の何倍、または何分の1であるかを推定させる。従来の2刺激比較法が、物理的な長さを異にした刺激系列という物指をいはば横に当てて、距離を異にした対象の見えを測ろうとしたのに対して、われわれの方法では、一定の対象が距離を変化したときに、見えの物指そのものをいはば縦に当てようとしていることになる。

著者は主として測定法の観点から、恒常現象の実験事態の妥当性を追求してきた。Brunswikのシステムに立入った考察を行なったのも主として彼の実験計画法に対する関心からであった。著者が恒常性実験における標準測定だと考える量推定法による実験結果を提示するに先立って、それに到るまでの思索と実験を順を追って述べるのが適当であろう。

100. 精神測定法の基盤に存在する比較過程の実験的研究

恒常現象に限らず、心理学の測定はすべて弁別、同定などの比較判断に立脚する。最初に著者が行なった比較判断における陳述の機能、測定棒の役割を演じる系列刺激の効果、およびこの種の比較事態において典型的に出現する恒常誤差としての時間誤差などに関する研究に言及しておこう。

10. 比較作用における陳述の機能の研究

心理学における比較判断の研究においては、標準刺激と比較刺激が用いられるのが普通である。しかしAとBを比較するといった表現においては、A、Bのいずれが標準であるかは明らかではない。一般的に言って比較作用は、提示されている2刺激の空間的、時間的な布置に従って、同時比較と継次比較とに分けられる。このような刺激の同時または継次比較において、そのいずれが標準すなわち判断の規準となるかということは実験に訴えて明らかにされなければならない事柄である。

また普通の精神物理学的な手続においては、測定しようとしている対象の物理的な次元（たとえば、長さ、重さなど）において一定の位置を占める1個の刺激と、意図された条件下に当該の物理的な次元に沿って変化する数個の刺激との比較が求められる。このような実験操作の観点において、前者は恒常刺激、後者は変化刺激と呼ばれる。必ずしも恒常刺激が標準刺激となり、変化刺激が比較刺激となるとは限らない。

たとえば“Bの方が重い”という工合に、観察者の陳述がBについて行なわれたとすれば、その時の比較過程においてはAが比較の規準として用いられたことになる。ところで恒常な刺激と変化する刺激、または刺激の時間、空間的布置などの条件の他にも、観察者の陳述を規定する他の条件が存在するかも知れない。たとえばAとBとを比較するとき、“Bが重い”ということ“を“Aが軽い”ということと等価な判断だと考えることができるであろうか。軽い—重い、短い—長いといった量的な次元に沿って判断がなされるとき、何等かの傾向が認められないであろうか。

最近 Helson (1947, 1948, 1959, 船津, 1957を見よ)の順応水準という概念の下に分類された判断現象を、言語的、語義的な効果であるとの批判が Stevens (1958) によってなされて注目を集めている。著者はこのような

見解を1948年の学部の卒業論文でとり上げた。船津(1954)《比較過程の体制化と陳述の機能に関する実験的研究》は、その資料に立脚した論文である。

第1 a 表 左右両手による同時比較における陳述の分配

11Ss	陳述“重い”	“軽い”		刺激対
陳述 “左”	62	0	62	50—52
“右”	86	8	94	100—104
	148	8	156	150—156
				200—208 g

第1 b 表 右手による継時比較における陳述の分配

9 Ss	陳述“重い”	“軽い”		刺激対
陳述 “先”	25	3	28	同上
“後”	62	35	97	
	87	38	125	

第1 c 表 等重量の同時比較における陳述の分配

10Ss	陳述“重い”	“軽い”		刺激対
陳述 “左”	37	4	41	100—100 g
“右”	39	2	41	
	76	6	82	

第1 d 表 重量の継時比較における陳述の分配

9 Ss	陳述“重い”	“軽い”		刺激対
陳述 前 刺激	26 20.9(%)	2 1.6	28 18.2	50—150 g
後 刺激	61 49.2	35 28.2	96 77.4	200—250 300—350
Σ	87 70.2	37 29.8	124	400—450

9名の処女被験者の各々が、各対を第1, 第2順位において1回ずつ, 計8回判断した(資料は, 船津1954, p. 105, 第4表を再整理したもの)。後出刺激に対する判断から, IPを算出すると-27.1という消極的誤差が得られた。

いま“AとBと、またはBとAとを較べて下さい”といった教示の下で行なわれる自然な比較態度において、次のような事実が明らかにされた。

1) 重量差の少ない重量対 (50 g—52; 100—104; 150—156; 200—208) を両手によって挙重する同時比較 (左右の位置は入れ換える) においては、右刺激により多くの陳述がなされる (60.2%)。また“重い”という範ちゅうがより多く使用される (58.1%), (第1 a 表)。従って右刺激がより重いといういわゆる空間誤差が出現している。

2 (同上の刺激対を第1, 第2 順位で回転テーブルで同一場所に提示し、右手で継次的に比較させると、陳述は“第2 刺激”(77.6%), “重い”(71.2 %) におかれる。いわゆる消極的な時間順位誤差が出現する (第1 b 表)。

3) 2 個の等重量 (100 g) を両手で同時に挙重させると、左右の陳述回数では全く差がないが、“重い”という範ちゅうは圧倒的に多く (92.6%) 使用される (第1 c 表)。ここでは空間誤差は出現しない。

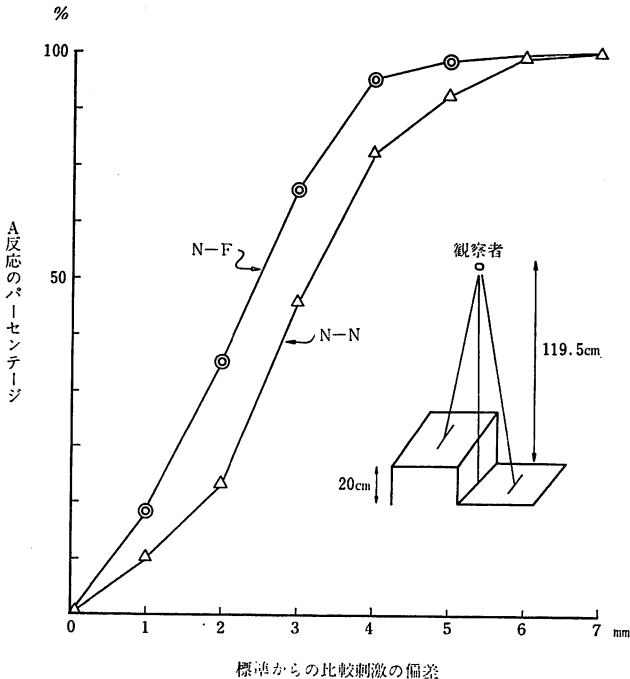
4) 50—150, 200—250, 300—350, 400—450 といった、相対的に軽くて差の大きな刺激対から、重くて相対的に差の小さな刺激対に対する継時比較 (第1, 第2 順位) においてどのような陳述がなされるかを検討すると、後出刺激に対する陳述は圧倒的に多いが、刺激対の間に一義的な傾向を認めることはできない (86.1, 68, 74, 80%)。重いという範ちゅうは次第に多く使用される (58.3, 67.7, 74, 83.3%), (第1 c 表)。いわゆる消極的な時間誤差は次第に大きくなる。後に言及するように、時間誤差は典型的にいき値近傍において生起する、生理的、感性的な差に立脚するものだとされている。ここでの刺激差はいき値をはるかに超えた水準において生起した現象で、従来の時間誤差と同列に論じることのできない一種のセマンチックな効果であると考えねばならない。

普通の継次比較においては、後出刺激に陳述を置くことが教示によって規定されている。そのような制の下において観察者は“重い”という範ちゅうをより多く使用するというもう1つの一般的な傾向しか発揮できな

いことになる。そこに“後が重い”という消極的な誤差が出現する機制が存在するのである。

著者の重量比較の研究においては、時間的な前後関係においては、後出刺激に対する陳述が有意に多くなされるが、刺激の左右の空間布置に関しては有意な傾向を認めることができなかつた。恒常性の実験に見られるような、観察者から奥行方向に提示された空間条件における遠近の刺激については何等かの傾向が存在しないであろうか。

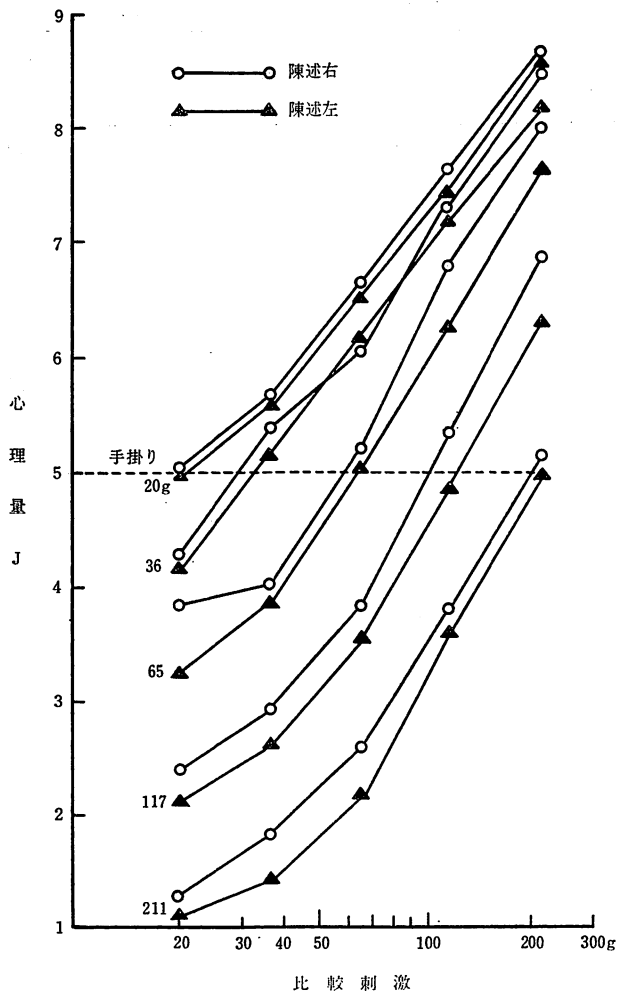
第1図 遠近の刺激布置における比較過程の体制
「一目見れば判る」反応(A)の出現のパーセンテージ



標準：50mm 比較：43~50~57mm

(高木貫一：物の実際の大きさの比較に関する実験的研究，
心研，昭11，Vol. 11，p. 2，3のIa，Ib表を再整理)

第2図 同時比較（比較評定尺度法）による重量判断



(未公開の資料)

第2表 重さの同時比較における陳述の効果
 (判断方向を教示によって規定した場合の効果)

手 掛 り	比 較	陳 述 右	陳 述 左
刺 激	刺 激	J	J
A 20 g	20	5.04	5.00
	36	5.76	5.72
	65	6.68	6.56
	117	7.68	7.48
	211	8.72	8.64
B 36	20	4.24	4.16
	36	5.40	5.12
	65	6.08	6.16
	117	7.44	7.24
	211	8.64	8.24
C 65	20	3.76	3.24
	36	4.00	3.88
	65	5.20	5.04
	117	6.80	6.28
	211	8.04	7.68
D 117	20	2.40	2.12
	36	2.92	2.64
	65	3.84	3.56
	117	5.32	4.92
	211	6.76	6.32
E 211	20	1.28	1.20
	36	1.52	1.44
	65	2.56	2.24
	117	3.76	3.60
	211	5.20	5.00

(未公刊の資料)

この問題に対する示唆が高木（1936）の《物の実際の大きさの比較に関する実験的研究》の資料を再整理することによって得られる（第1図）。高木は、観察者が約120cmの高さから俯瞰したときの線分の長さの比較について研究した。標準50mm、変化刺激43～57mmを、高さを異にする台上に提示した。彼のいう“一目見ればわかる”反応の出現率を第1図に示す。図から明らかなように、このような実験条件の下においては、N-Fの布置での判断がいつそう容易である。

1. 重さの同時比較における陳述の効果

前述した船津（1954）の研究においては、単に教示によって陳述を置き換えるという操作によっては、評定値に特殊な効果は出現しなかった（1954, p. 109）。しかしその後の実験において、ある条件の下では教示によって陳述の置かれる刺激を規定することが判断にある効果をもつことが明らかにされた。

20, 36, 65, 117, 211gからなる2系列の重量を準備し、その2組の重量のすべての組み合わせを両手に同時に提示し、陳述を左または右のいずれかの側に規定した。刺激対の重量差が大きい（最大の場合20～211g）ので、普通の3件法による判断は意味をなさない。この実験においては、1（非常に軽い）～5（中位）～9（非常に重い）の9範ちゅうを用いた。10名の被験者での結果を第2図、第2表に示す。

第2図から明らかなように、各手掛り刺激について、陳述が右刺激に置かれた場合に、比較刺激系列のJ値（心理値）が大きい（唯一の例外が36～65gで得られたにすぎない）。

2. 全系列法による立方体の見えの大きさの測定における陳述の効果

上述の実験において、陳述の様式が評定値に対してある効果をもつこと

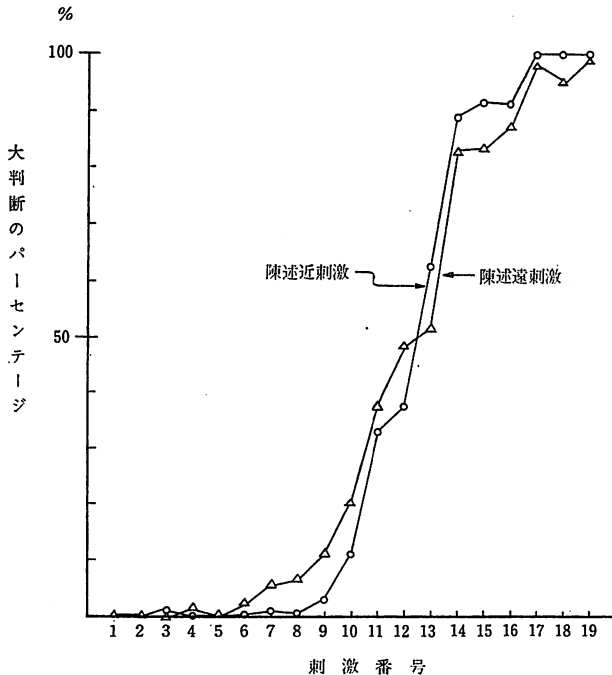
が明らかにされたので、立方体の見えの大きさを測定する際にも同様な効果が認められると考えなければならない。

第3図、第3表は、1辺の長さが6.75~11.25cmにわたる19個の白色立方体を、観察者の左前方1.5mと右前方3mの提示位置において、全系列法によって比較した結果を示すものである。陳述近刺激の評定値は9.88で、遠刺激の9.025よりも大きいことがわかる。

200 時間誤差に関する実験的研究

比較過程の実験的研究に際して、刺激が時間的に前後して提示されるこ

第3図 全系列法による立方体の恒常度の測定（陳述の効果）



(資料の一部は船津1959に発表した)

第3表 全系列法による立方体の恒常度の測定
陳述の効果

刺 激	陳 述—近 刺 激			陳 述—遠 刺 激		
	大判断%	中判断%	小判断%	大判断%	中判断%	小判断%
1 辺の長さ						
11.25	100			99	1	
11.00	100			96	4	
10.75	100			99	1	
10.50	92	8		87	11	2
10.25	92	6	2	82	18	
10.00	88	12		84	15	1
9.75	62	38		51	44	5
9.50	36	56	8	48	46	6
9.25	30	68	2	38	48	14
9.00	12	84	4	22	57	21
8.75	4	72	24	12	50	38
8.50		54	46	6	44	50
8.25	2	46	52	5	31	64
8.00	2	20	78	2	28	70
7.75	2	10	88		9	91
7.50		2	98	1	4	95
7.25	2		98		1	99
7.00			100			100
6.75			100			100
合 計	724	476	700	732	412	756

陳述遠刺激 R=9.025 Δ=0.025

近刺激 R=9.88 Δ=0.12

とによって、比較の直接の目的とは無関係な効果が判断系列中に出現することが明らかにされ、Fechner (1869) がまずそれを時間誤差として定式化した。対の第2刺激が過大視される現象は消極的誤差、過小視される現象は積極的誤差と名付けられた。

それ以来100年間にわたって、この誤差は1) 測定の方法論との関連において、2) 比較過程の特性として、それ自体が解明さるべき現象として研究されてきている。船津 (1954) は、この問題を詳細に検討した。ここ

では, McClelland (1943) の刺激休止勾配説と, Stevens の範ちゅう効果説 (1957) について著者の行なった未公開の実験結果について述べよう。

10. 刺激休止勾配説の実験的研究

McClelland (1943) は, 壁面に投射した光の線分の長さの継時比較において, 電流の切断によって光源が徐々に減衰して消滅する場合 (普通の条件) と, 光源を急に遮蔽する場合 (第2条件) を比較し, 前者に見られる消極的な時間誤差は, 第2条件において消失することを見いだした。またその論文の中に, Sparks と共同で行なった未公開の資料に言及し, 重量を挙重した後に手を放すという方法で比較を営ませると消極的誤差が消失すると述べている。この刺激勾配説は多くの文献に引用されている。著者は, 重量および投射線分について彼と同じ条件を設定して, 刺激休止勾配説を検討した。

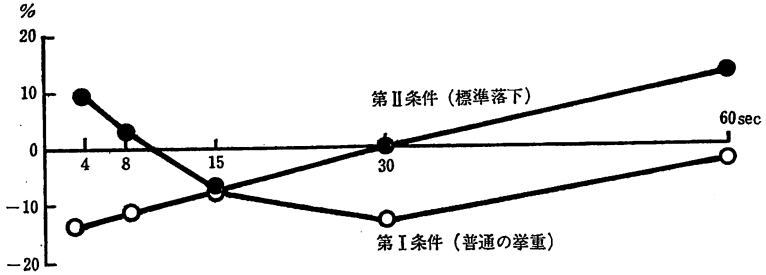
1. 重量比較における刺激休止勾配説の検討

標準 100 g, 変化刺激 97, 100, 103 g を用いる。時隔 4, 8, 15, 30, 60秒で, 第1順位で実験した。第1条件では普通の挙重比較を行ない, 第2条件では第1刺激を挙重した後に直ちに手を放して落下させ, 第2刺激は普通に挙重した。重りが落下するテーブル上は厚いフェルトで蓋い, 落下の衝撃音が判断の手掛りを提供しないように配慮した。判断は3件法により, 第1, 第2条件の順序の効果は相殺した。被験者は心理学の専攻生 10名である。

実験の結果を第4図, 第4表に示す。

1) 第1条件においては, すべての時隔において明瞭な消極的誤差が出現する。第2条件においては, 4, 8, 60秒において積極的誤差が, 30秒では0.15秒においては第1条件と等しい消極的誤差が得られた。

第4図 重量比較における刺激休止勾配説の検討
普通の挙重条件と標準（第1刺激）を落下させた場合（I）



第4表 普通の挙重条件と標準（第1刺激）を落下させた場合（I）

時 隔		4 秒		8		15		30		60	
判 断		L	H	L	H	L	H	L	H	L	H
条件 I	判断数	35	56	43	60	38	59	39	59	46	50
	IP	-14		-11.1		-7.3		-13.3		-2.66	
条件 II	判断数	55	41	49	46	42	52	53	53	61	41
	IP	9.3		2.0		-6.7		0		13.3	

標準100g：比較97, 100, 103gを第1順位で挙重条件I，普通の挙重比較；条件II，標準挙重後落下，第2刺激は普通に挙重。被験者は10名，各被験者が両条件で各時隔の各刺激対に4回の判断を行なう。

時隔を無視して平均すると，第I条件の IP = -9.68

第II条件 IP = 3.6

時隔を無視して平均すると，前者の誤差は -9.68，後者のそれは +3.6で，この差は有意である。

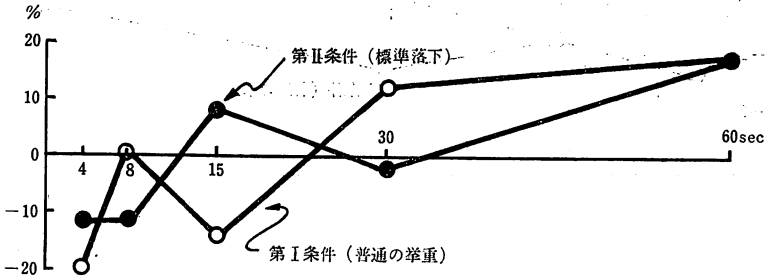
2) 両条件の不明判断数には差は存在しない。

この実験に関する限り McClelland の休止勾配説は 妥当なように思われる。しかし，比較刺激系列の範囲を，普通に等価値を求める場合に使用されるものに拡張した第II実験においては，両条件間に差異を見いだすことはできなかった（第5図，第5表）。

第I．II実験の差は比較刺激の範囲が狭いか，広いかというだけで他の

条件はすべて等しい。しかも両方で誤差が異つた振舞いをしていることはこの誤差が休止勾配説からだけで説明できないことを物語るものであろう。

第5図 重量比較における刺激休止勾配説の検討
普通の挙重条件と標準（第1刺激）を落下させた場合（II）



第5表 普通の挙重条件と標準（第1刺激）を落下させた場合（II）

時 隔		4 秒		8		15		30		60	
判 断		L	H	L	H	L	H	L	H	L	H
条件 I	判断数	28	42	35	35	30	40	39	31	41	29
	IP	-20		0		-14.3		11.4		17.1	
条件 II	判断数	31	39	31	39	38	32	34	36	41	29
	IP	-11.4		-11.4		8.6		-2.9		17.1	

標準100g：比較刺激88, 92, 96, 100, 104, 108, 112g

10名の被験者の各々が、両条件の各時隔で1回ずつの判断を行なった。他の実験条件は(I)の場合と同じ。

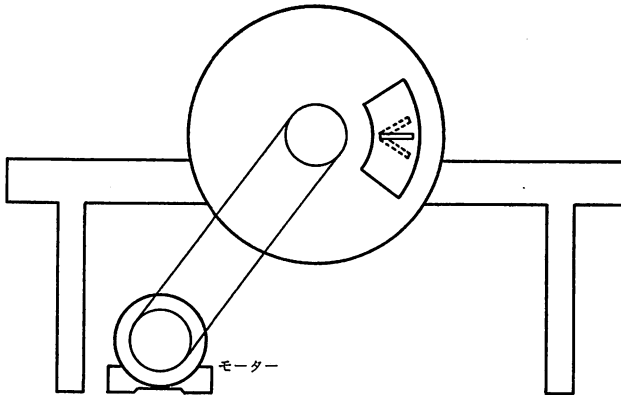
2. 光の線分による休止勾配説の検討*

中に豆球を設置した暗箱の前面のスリットによって光の線分を提示し、その前面に円板を回転させ、円板の回転速度と切り口の幅によって刺激の

* 船津 (1955) に一部分報告した。

提示時間と時隔を規整する。その際、円板の窓で瞬間的に線分が出現、消失する第2条件と、出現、消失がある時間の幅で行なわれるように、 12° に傾斜した線分を使用した(第1条件)。実験条件は第6図に示されている。

第6図 刺激漸消説の検討
光の線分の長さの継時比較における時間誤差



標準10cm, 比較刺激9.5, 10, 10.5cm : 刺激提示1秒, 時間4秒

第6表 光の線分の長さの継時比較における時間誤差

条 件	観 察 者	提示順位	判 断			IP
			S	E	L	
水 平 提 示	10	第 1	98	98	104	2.97
		第 2	146	0	154	2.67
傾 斜 提 示	右 が 上 12°	第 1	43	54	53	1.04
		第 2	67	0	83	10.67
	左 が 上 12°	第 1	42	70	38	-5
		第 2	79	0	71	-0.05
合 計	10	第 1	85	124	91	-0.03
		第 2	145	0	154	0.03

刺激の提示時間1秒，時隔4秒の条件で，10名の被験者によって得られたIPの平均値は，第1条件で-3.33，第2条件で-2.67となり，その間に有意な差を見いだすことはできなかった。

McClelland は，投射した線分について，光源を急に手で蓋う場合には，投射器の電源を切断する場合に認められる消極的誤差が消失すると述べているが，そのような一義的な傾向は著者の実験では認めることができなかった。重量比較の特殊な条件では，彼のいう効果が生起したが，少し条件を変えるとその効果は消失した。これらの事実は，時間誤差の統一的な説明が McClelland の休止勾配説では与えられないことを意味する。他の理論が探求されなければならない。

20. 時間誤差の範ちゅう効果説の検討

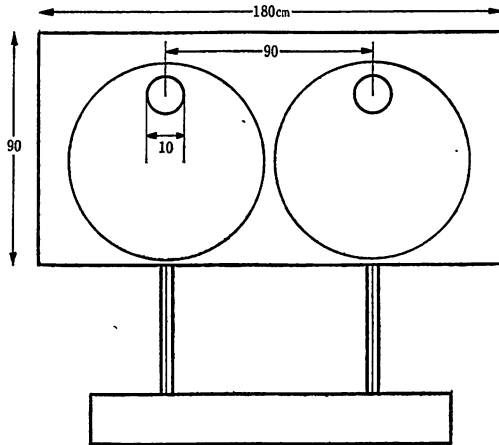
Stevens, S. S. (1957) は，知覚連続体を，“いかに多く”ということに関係する階級 I (prothetic) と，“どこに”または“どのような種類の”ということに関係する階級 II の連続体 (metathetic) に区分し，これらの2階級の連続体を区分する規準の1つとして，前者においては時間誤差が生起し，後者においては生起しないことを挙げている。彼によれば；“時間誤差が真に依存すると思われる条件は，階級 I の連続体上における…感覚の非対称性—弁別がその範囲の上端よりも下端において精細だという事実—にある”(p. 157)。

階級 I の連続体に範ちゅう尺度法を適用すると，刺激差に対する感受性は，その刺激範囲の下端付近では敏感で，弁別は精細になされ，範ちゅう尺度の幅は狭まる傾向があり，その結果として範ちゅう判断を刺激に対してプロットした函数の勾配は急になる。他方において，一定の刺激差が見いだし難くなる上端付近では，範ちゅうの幅は広くなり，函数の勾配は低下する。かくして，その曲線は下向きの凹型のものとなり，刺激範囲の中央

と範ちゅう尺度の中央によって定義されるO点を通過することに失敗する。その曲線が中央の水平線と交わる点と、プロットの中央の間の距離が消極的時間誤差に他ならない(第9図を参照)。従来時間誤差とされていた効果は、実は時間とは何等の関連性ももたないので、Stevensはそれを“範ちゅう効果”と呼ぶことを提案して次のように述べている。

“時間順位誤差が時間いがいの要因によって創り出されるものだという

第7図 明るさの範ちゅう効果説の検討装置



ベニヤ板の前面(明度番号15の中間の灰色紙で蓋われている)に、直径10cmの切抜きを2つ作り、その背後に回転円板によって刺激を提示する。2つの切抜きの中心間の距離は90cmである。

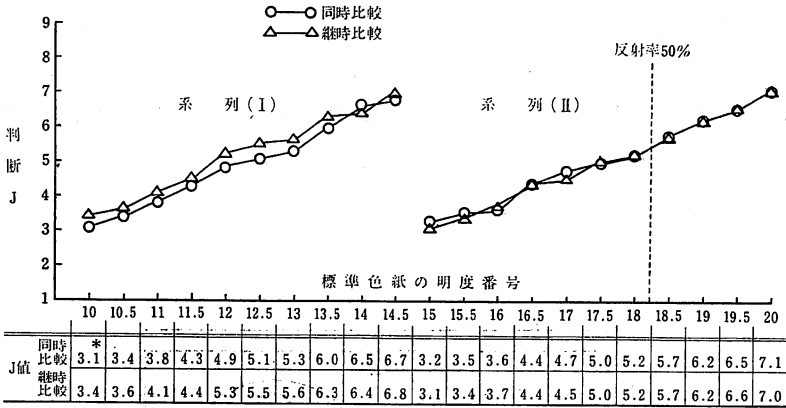
明度番号: 10.0 (反射率2.35~2.45) から14.5 (反射率14.33~14.82)

15.0 (反射率16.98~17.55) から20.0 (反射率86.5~89.4)

の2組の刺激系列を用いる。暗い系列は10段階、明い系列は11段階である。反射率50%は、明度番号18と18.5の中間に存在するので、2つの系列は、反射率50%の点を中心にして分れている訳ではない。

各系列内において、すべての刺激の組合わせを、同時比較、継時比較の条件の下で、非常に明るい(1)から、等しい(5)を経て、非常に暗い(9)にわたる9範ちゅうを用いて、比較評定尺度法(系列内のすべての刺激が一度は他のすべての刺激の標準となるので、実際には絶対法に近い性格のものとなる)によって判断する。同時比較の被験者は10名、継時比較においては別の17名について集団実験を行なう。

第8図 標準色紙の明度番号上の範ちゅう判断の回帰



* 系列内の各刺激を標準として、その系列の他のすべての刺激に対して与えられた評定尺度値の平均、つまり、当該刺激に対するその系列内の尺度値。
 継時比較：標準1秒提示、休止4秒、比較刺激1秒（標準の左右は相殺）
 同時比較：標準、比較刺激の同時提示（左右の位置は相殺）

ばかりでなく、それはまた順位とも関係のないものである。またそれは誤差である必然性も存在しない…もし私の考えが正しいとすれば、すなわちわれわれがここで弁別の相対性に立脚した非対称から導びかれた範ちゅう判断における1効果を取り扱っているのだとすれば「範ちゅう効果」と呼ぶのがいっそうよいであろう”(p. 158)

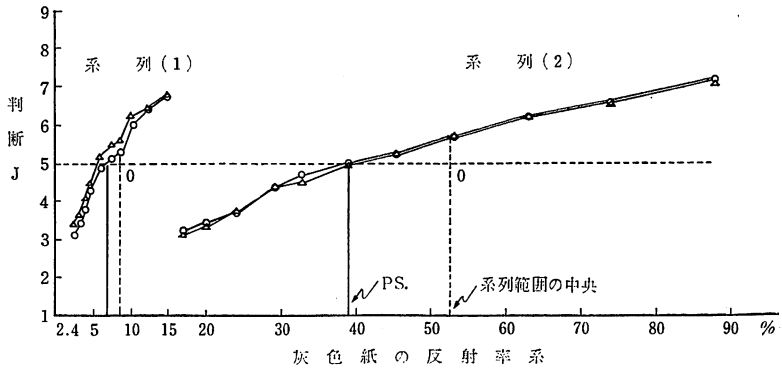
従来時間誤差という名称の下に包括されていた現象の統一的な説明には幾つかの困難があった。たとえば、時間とか空間とかはわれわれが現象を記述するための枠組であって、現象の原因ではないこと、従来の理論では、積極的、消極的誤差を統一的に説明できないことなどである。Stevensの範ちゅう効果説はこれらの難点を克服する理論であると考えられる。著者は、白一黒の色紙を用いて、範ちゅう効果説を検討した。

実験の条件ならびに装置は、第7図に註記した。著者は最初第8図に示されているように、日本色彩社の標準色紙の明度番号を横軸に用い、その

心理値 J を縦軸にとって函数をプロットし、Stevens のいう範ちゅう効果
 が出現しないことを見いだして、その説による時間誤差の説明に疑問を抱
 き、それ以上にその問題を追求しなかった。

しかし、後に標準色紙の各明度番号の反射率(第7表)をチェックして、
 実験に用いた系列が反射率(物理的次元)において間隔尺度をなすもので
 ないことを知り、反射率にプロットしなおして、そこに明瞭に範ちゅう効

第9図 標準色紙の反射率上の範ちゅう判断の回帰



第7表 標準色紙の明度番号と反射率

系 列 I			系 列 II		
明度番号	反射率範囲	反 射 率 均 平	明度番号	反射率範囲	反 射 率 均 平
10.0	2.35—2.45	2.4	15.0	16.98—17.55	17.26
10.5	2.97—3.10	3.03	15.5	20.1—20.7	20.4
11.0	3.72—3.87	3.8	16.0	23.7—24.3	24
11.5	4.61—4.80	4.7	16.5	27.8—28.6	28.2
12.0	5.67—5.89	5.78	17.0	32.6—33.6	33.7
12.5	6.91—7.17	7.04	17.5	38.2—39.4	38.8
13.0	8.37—8.68	8.52	18.0	44.9—46.2	45.6
13.5	10.06—10.43	10.03	18.5	52.7—54.3	53.5
14.0	12.04—12.46	12.2	19.0	62.0—63.9	63
14.5	14.33—14.82	14.57	19.5	73.1—75.5	74.3
			20.0	86.5—89.4	88

果が出現していることを見い出して驚いた。(第9図)。系列I, IIにおいて、同時、継時比較の間の差異は有意ではない、また刺激範囲が広いほど、物理的な次元における誤差の量は大きいことが判明する。この資料は未公開のものであるので、第8, 9表に掲げた。

第8表 明るさの同時比較、範ちゅう効果説の検討

系 列 I											
比較 標準 明度	10	10.5	11	11.5	12	12.5	13	13.5	14	14.5	J
10	5.1	4.8	4.9	4.1	3.0	3.3	2.9	2.6	1.8	1.6	3.4
10.5	5.2	4.9	4.6	4.3	3.1	3.0	3.4	2.3	2.8	2.2	3.6
11	5.8	5.7	5.9	4.9	3.4	3.7	3.4	2.8	2.8	2.4	4.1
11.5	6.4	5.7	5.7	4.9	4.4	4.2	3.6	3.4	2.8	2.7	4.4
12	7.6	7.7	6.3	5.8	5.0	4.9	5.0	3.7	3.8	2.9	5.3
12.5	7.7	7.2	7.0	5.7	5.6	5.4	4.9	4.0	3.8	3.2	5.5
13	7.1	7.7	7.0	6.4	5.2	6.0	4.9	4.7	3.6	3.4	5.6
13.5	7.9	8.0	7.6	6.1	6.3	6.0	5.8	6.1	4.8	4.1	6.3
14	8.3	8.4	7.6	7.3	6.2	6.7	5.8	4.9	4.8	4.0	6.4
14.5	8.6	8.4	8.3	7.8	6.6	6.4	6.4	6.0	5.4	4.9	6.8

系 列 II												
比較 標準 明度	15	15.5	16	16.5	17	17.5	18	18.5	19	19.5	20	J
15	5.2	4.5	3.8	3.9	3.1	3.0	3.0	2.3	1.9	2.1	1.1	3.1
15.5	6.0	5.2	4.4	3.5	3.5	3.2	2.8	2.8	2.6	2.4	1.2	3.4
16	5.8	5.9	4.6	4.1	3.8	3.6	3.8	3.1	2.6	1.7	1.2	3.7
16.5	7.4	6.6	6.1	5.1	4.6	4.5	3.9	3.1	3.2	2.2	1.6	4.4
17	7.4	6.9	6.2	5.2	5.1	4.5	2.2	3.5	3.3	2.8	2.1	4.5
17.5	7.7	7.4	6.5	6.1	5.0	5.1	4.6	4.1	3.8	2.4	2.6	5.0
18	7.4	8.0	6.5	5.7	5.9	5.4	4.9	4.5	4.5	2.4	2.4	5.2
18.5	8.2	7.6	7.4	6.6	6.2	5.8	5.6	5.0	4.6	3.3	2.8	5.7
19	8.1	8.1	7.4	6.7	7.3	6.1	6.0	5.6	4.9	4.5	3.5	6.2
19.5	8.9	8.2	7.8	7.3	6.5	7.2	6.1	6.1	5.5	5.1	3.8	6.6
20	8.9	8.4	7.9	7.9	6.8	7.2	6.8	6.2	6.1	5.5	5.1	7.0

第9表 明るさの継時比較, 範ちゅう効果説の検討

系 列 I

標準 明度 \ 比較 明度	10	10.5	11	11.5	12	12.5	13	13.5	14	14.5	J
10	5.6	4.6	4.1	3.4	2.9	3.0	2.6	2.0	1.6	1.5	3.1
10.5	5.2	5.1	4.6	3.9	3.2	3.2	3.0	2.4	1.7	1.5	3.4
11	5.7	6.2	5.1	3.9	3.5	3.5	3.0	2.5	2.5	1.7	3.8
11.5	6.6	6.4	5.5	4.8	4.1	4.1	3.7	2.9	2.7	2.3	4.3
12	7.1	7.2	6.1	5.8	4.8	4.6	4.1	3.4	3.3	2.5	4.9
12.5	7.3	7.1	6.6	5.7	5.2	4.9	4.5	3.6	3.0	2.8	5.1
13	7.3	7.3	6.4	6.1	5.5	5.3	4.8	3.7	3.5	3.1	5.3
13.5	8.1	7.6	7.5	6.7	6.3	5.9	5.8	4.6	4.0	3.4	6.0
14	8.5	8.2	7.5	7.5	6.3	6.6	6.3	5.3	4.7	3.9	6.5
14.5	8.7	8.2	7.9	7.3	6.8	6.6	6.1	5.7	5.3	4.8	6.7

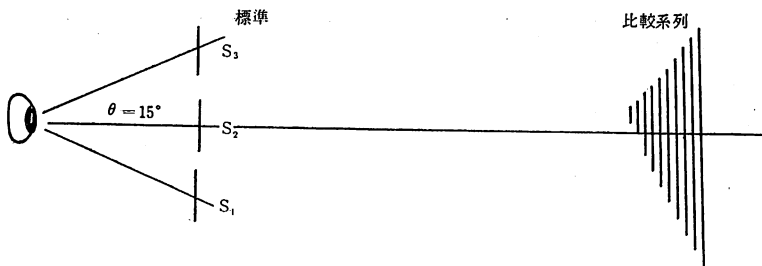
系 列 II

標準 明度 \ 比較 明度	15	15.5	16	16.5	17	17.5	18	18.5	19	19.5	20	J
15	5.1	4.1	4.1	3.6	3.3	3.7	2.8	2.7	2.2	1.9	1.4	3.2
15.5	5.9	5.3	4.5	3.9	3.7	3.3	2.9	2.6	2.8	2.1	1.1	3.5
16	5.1	5.9	5.1	4.0	3.8	3.4	3.4	3.2	2.7	1.4	1.5	3.6
16.5	6.8	6.7	6.3	5.0	4.5	4.1	3.8	3.2	3.1	2.6	2.2	4.4
17	7.2	6.9	6.4	5.7	5.1	4.3	4.0	3.8	3.8	2.9	2.1	4.7
17.5	7.5	7.0	6.5	6.0	5.7	5.3	4.2	3.9	3.9	2.1	2.8	5.0
18	7.2	7.4	6.6	6.2	5.9	5.7	5.0	4.4	3.8	2.6	2.9	5.2
18.5	7.7	7.4	7.2	6.5	6.4	6.1	5.7	5.1	4.2	3.8	3.0	5.7
19	7.9	7.5	7.3	6.8	6.8	6.5	5.8	5.7	5.1	4.2	4.5	6.2
19.5	8.5	8.1	7.8	7.2	6.9	6.5	6.1	6.0	5.8	5.1	3.9	6.5
20	8.9	8.7	8.1	7.7	7.4	7.1	6.8	6.7	5.9	5.9	5.0	7.1

300. 恒常性の測定における客観的, 網膜的等価系列の比較

恒常性の普通の測定事態においては, 標準の見えの大きさを測るべき比較刺激系列は, 標準刺激の物理的な大きさを中心に構成され, Brunswik のいう網膜等価の極はほとんど考慮されてはいない. もし比較刺激系列を

第10図 客観的、網膜的系列を使用した実験布置



標準：1 mの距離に提示された長さ10cmの白い棒

比較刺激系列：提示距離 4 m

C_1 客観的等価系列：2, 4, 6, 8, (10), 12, 14, 16, 18, 20cm

C_2 網膜的等価系列：8, 16, 24, 32, (40), 48, 56, 64, 72, 80cm

第10表 実験計画

系 列	客 観 的 等 価 C_1				網 膜 的 等 価 C_2			
	→	←	→	←	→	←	→	←
順 序								
被 験 者 (S_1)	1							
	2			→				
	3							
	4							
	5			←				
	6							
被 験 者 (S_2)	7							
	8			→				
	9							
	10							
	11			←				
	12							

網膜等価の極を中心に構成したら、等価値に何等かの効果が出現するであろうか。

10cm の垂直の白い針金を標準刺激として観察者の直前方 1 m の距離に、視線より下 15° (S_1)、視線の高さ (S_2)、視線より上 (S_3) の 3 つの提示位置に提示した。比較刺激の系列は、眼の高さ、4 m の距離に系列的に同時に提示する。比較刺激は、第 10 図に註記した客観的等価系列 (C_1)、と網膜的等価系列 (C_2) の 2 系列を使用した。

標準の提示位置 S_1 と S_2 、 S_1 と S_3 のそれぞれについて、客観的、網膜的系列を比較する。第 10 表の実験計画に示されているように、12 名の被験者を 4 グループに分け、それぞれの条件に割当てた。1 グループの内部では客観的、網膜的等価系列の順序、上昇、下降の判断順序を揃えた。

第 11 a、第 12 a 表は、標準の提示位置 (S_1, S_2, S_3) ごとに、客観的等価系列 C_1 と網膜的等価系列 C_2 の、各被験者の毎回の評定値を示すものである。等価刺激が存在しないとして反応しなかった評定値を除いて平均したものを、第 11 b、第 12 b 表に要約して示す。

第 11 b、第 12 b 表から、いずれの場合にも網膜等価系列 C_2 の値が大きいがわかる。ただ、第 11 a の表の S_1C_2 で 1 名、 S_2C_1 で 3 名の者が、等価刺激なしと答えていることは一考を要する問題である。それぞれの場合に、客観的、または網膜的な、いずれかの意味における等価値が存在しているからである。被験者 3 の場合には客観的等価系列から網膜的等価系列に移行したときに、客観的な態度から網膜的な態度に切り換えることができなかったことがその理由である。 S_2C_1 系列における 3 名の被験者 (8, 10, 12) の等価値なしの反応は、標準、比較系列が眼の高さで、網膜的態度が助長されたことがその理由であろう。この系列では客観的な等価 10 cm は存在するが、網膜的等価値 40 cm は存在しないからである。

また第 12 a 表で、 S_3C_2 系列で客観的等価値よりも小さい 8 cm が非常にしばしば得られている。これは網膜等価系列で超恒常な資料が得られた

ことを意味する。その理由はおそらく、この系列では客観的に等価な 10 cm よりも小さい刺激は 8cm, 大きい刺激は 16cm で、小さい 8cm の方がより客観的等価値に近いことに求められるであろう。

この実験は、1) 客観的等価系列に網膜的等価 (40cm) を含めなかった

第11a表 客観的, 網膜的等価系列の比較(1)
(S_1 と S_2 の比較)

系 順	列 序	客観的等価 C_1				網膜的等価 C_2			
		→	←	→	←	→	←	→	←
被 験 者 (S_1)	1	14	14	14	14	16	16	16	16
	2	10	10	12	10	16	→ 16	8	8
	3	12	10	10	12	なし	なし	8	なし
	4	14	14	14	12	16	16	16	16
	5	12	12	← 12	12	8	8	8	8
	6	12	14	14	14	16	24	24	16
被 験 者 (S_2)	7	12	10	10	10	16	16	16	16
	8	なし	なし	なし	なし	40	→ 40	40	40
	9	14	12	14	14	16	16	24	16
	10	14	なし	16	なし	32	32	32	32
	11	20	18	← 20	18	16	16	16	16
	12	なし	なし	なし	なし	40	40	40	40

細胞値は当該の試行系列で被験者が等しいとした比較刺激値を表わす。表中の矢印は6.10表に示した客観的, 網膜的等価系列の実験順序を示す。

第11b表

	S_2	S_1	Σ
C_1	14.43	12.42	13.43
C_2	27.42	13.14	20.28
Σ	22.63	12.78	

こと、2) 網膜等価系列は客観的な等価を越えて拡がっているが、極そのもの(10cm)を含んでいない、3) 刺激系列が2cm~20cm, 8cm~80cm といった広い範囲にわたっているにも関わらず、等差段階を使用している。4) 系列全部を同時提示して等価値を求めるといふあまりにも容易な

第12a表 客観的、網膜的等価系列の比較(2)
(S₁とS₃の比較)

系 列	順 序	客 観 的 等 価 C ₁				網 膜 的 等 価 C ₂				
		→	←	→	←	→	→	→	←	
被 験 者	標準は視線より下(S ₁)	1	8	10	10	8	16	16	18	16
		2	12	12	← 12	12	16	16	16	16
		3	12	12	14	12	16	16	16	16
		4	12	12	14	12	16	16	16	16
		5	20	18	20	18	24	→ 16	24	16
		6	12	12	12	10	8	8	8	8
被 験 者	標準は視線より上(S ₃)	7	10	10	10	10	8	8	8	8
		8	10	10	10	10	8	→ 8	8	8
		9	12	10	12	12	16	16	24	16
		10	12	10	12	12	16	8	16	8
		11	10	10	← 10	10	8	8	8	8
		12	14	14	16	14	16	24	16	16

この表に示されている12名の被験者は、第11a表で用いられた者とは別の被験者である。

第12b表

	S ₃	S ₁	Σ
C ₁	11.25	12.75	11.5
C ₂	12	15.42	13.71
Σ	11.63	14.08	

方法で等価値を求めたことなどの、幾つかの方法論的な欠点を含んでいるので、それ以上に立入った資料の解釈はできないが、被験者は、実験条件からその実験の課題を解釈して反応を営むこと、先行実験系列あるいは、構えによって、その実験事態の要求する課題解決に失敗することがあることの1つの証拠を提出するものだということは許されるであろう。

400. 知覚判断の相対性

知覚判断の相対性または、刺激次元の心理的な尺度結果が非常に多くの条件の函数だということが、最近著しく明確にされてきている。同種類の刺激に対する同種の判断であっても、経験的な心理学的函数は状況と共に変化する。このような状況としては、1) その刺激連続体上における実験刺激の一般水準、2) その範囲と分布、3) 同時刺激、4) 直前の先行刺激、5) より遠隔の刺激、先行判断、個々の被験者などが挙げられる。恒常現象の実験事態もまたこの例外ではありえない*。

精神物理学的な測定法プロパーの領域において、このことは Hulin & Frazier (1928) の標準刺激一回法、Wever & Zener (1928) の絶対法における系列刺激の効果の問題として端を発し、Helson の順応水準説において体系的に理論化された。比較判断の研究をテーマとして著者は、最初にこの問題を取り上げ、《比較作用における単一刺激法に関する考察》(1950) および《重量判断における刺激系列の役割について》(1950)、《単一刺激法と相対法における系列刺激の役割に関する実験的研究》(1954) などにおいて、理論的、実験的な検討を行ない、《恒常現象における系列法に関する実験的研究》(1954 d, e) などにおいて、恒常性の測定事態を解明しようと試みた。また《順応水準説に関する考察》(1958) などは、Helson の範ちゅう評定尺度法、比較評定尺度法を恒常性の測定

* 例えば Guilford (1954) を見よ。

に適用しようと試みたものである。これらの実験の多くは、日本心理学会、九州心理学会大会などに発表されたもので、抄録には十分な資料が含まれていないので、ここで改めて、このような線に沿った著者の研究について概観しておこう。

10. 単一刺激法の考察

多くの感性領域において絶対印象が経験されることは、すでに早く Tit-chener (1905) によって指摘されている。Martin & Müller (1899) は、この現象を重量比較の領域において初めて明らかにした。彼等によれば、第2時間順位に提示される標準刺激を挙重するまえに、刺激の全系列との関連において変化刺激の重さが判断される。これと同様な現象はまた Kinnaman (1900), Fröbes (1904) によっても報告されている。

Hulin & Frazier (1928) は、このような絶対印象が一定の精神測定函数を示すかどうかをテストするために、標準刺激一回法を使用し、同年、Weber & Zener (1928) は絶対法と呼ばれる方法を初めて提唱した。それらしい、これらの方法は重量比較いがいの多くの感性領域に適用されて、いわゆる相対法との異同が問題とされた。

Volkman (1932) は、絶対法の代りに単一刺激法 Method of single stimuli の名称を提案した。しかしながら、いわゆる単一刺激法の名称によってある場合には標準刺激一回法が、またある場合には絶対法が指示されている。

著者 (1950) は、単一刺激法によって、単独で提示された刺激について判断を求めるすべての方法を、標準刺激一回法で、単一刺激法の中で標準が最初に一回だけ与えられ、その後連続して与えられた変化刺激との関係が判断される方法を表わし、絶対法で、標準が全く提示されない単一刺激法を表わすことを提案し、次のような結論を得た。

1) Weber & Zener の絶対法の研究では、標準刺激一回法については何も言及してはいない。Ferunberger (1920) は、この操作が絶対法と相対法の中間的な性格をもつものだと考えたようである。また標準刺激一回法を使用した Truman & Wever (1928) においては、判断の基底は刺激系列にあるとされ、Weber & Zener の絶対系列に類似した構想が示されている。しかし Truman & Wever にあっては、標準刺激の一回提示後に後続する変化刺激について 50 回の判断が連続的に求められ、Hulin & Frazier (1928), Gahgan (1929) 等の標準刺激一回法とはその趣を異にする。このようにある者は、絶対法と標準刺激一回法を区別し、他の者は同一視している。両者の関係を明らかにするような実験的な検討はなされていない。

2) 絶対法と相対法を比較する場合に、相対法において使用された標準が変化刺激の系列の中心から軽い（劣勢な）方向に偏つたものであるために、その同じ系列（変化刺激）を使用した絶対法において、系列の中心は相対法の標準刺激値と異なり、両方法によって得られた結果の比較を困難なものとしている。相対法における重量比較において普通に使用される Urban (1908) の刺激系列では、標準 100 g、変化刺激は 84 g から 4 g 段階で 108 g にわたる 7 刺激からなるものである。このような、標準に対して軽い方に偏した変化刺激系列が作られた動機は簡単なものであった。100 g と 100 g の継次比較においては、後者が重いと判断されることが圧倒的に多い（消極的時間誤差）。従って第 1 順位（標準先）の試行において、もし後続する変化刺激系列が上下に対称的な場合には“後が重い”という判断が圧倒的に優勢となり、Urban プロセスによる処理に不都合が生じる、というのがその理由である。しかし誤差が第 1、第 2 刺激間の時隔の函数であるとすれば、Urban 系列によって時間誤差が消去されるということはそれ程に確実ではないことになる。

3) 絶対法における判断の対称点 (PS) が刺激系列の中心よりも軽くな

る事実は Wever & Zener, Needham (1935) などによって、絶対系列の沈降という仮説によって説明された。しかし同様に時間誤差的な見地からではあるが、Fernberger (1920) は系列内における相対判断の見地からこれを説明し、Pratt (1933) は無意識的な標準という仮説によってこれを説明する。Pratt の場合には、なぜ無意識的な標準がすべての被験者において一定しているかということが説明できないという難点がある。

さらに、Weber & Zener の絶対系列の時間的な沈降は、相対法における Köhler (1923) 沈澱仮説を絶対法へと拡大したものと解されるが、絶対系列は時間的な系列であるので、最近の刺激の残存効果をもっとも大きく（これを強調すれば Fernberger 流の説明となる）、以前に提示された刺激ほどその効果は弱められる。これらの点を明らかにしないで、系列の算術平均を考えその沈降を説いたところで意味はない。要するに、絶対法における PS の偏りを説明する理論は存在しない。

このような単一刺激法、相対法で問題となった判断の非対称性、相対性問題は、船津 (1954c) において実験的に検討された。

20. 単一刺激法と相対法における系列刺激の役割の実験的研究

船津 (1954c) は、刺激として重量を用い、絶対法 (M_1)、標準刺激一回法 (M_2)、相対法を (M_3)、下記の 3 刺激系列に適用する実験を施行した。相対法と標準刺激一回法においては標準として 100 g を用いた。

S_1	79, 82, ……………100, 103, 106 g
S_2	85, 88, ………100……………112, 115
S_3	94, 97, 100, ……………118, 121.

100 g を中心にして、 S_1 は軽い方に、 S_3 は重い方に、 S_2 は軽い—重い

に対称的な系列である。

実験結果は次のようなものであった。

1) 標準刺激一回法において、最初に唯一回だけ提示される標準の役割は小さく、この方法はむしろ絶対法に近い性格をもつものである。

2) 絶対法においては、判断は使用された刺激系列の函数である。つまり、刺激系列に相対的なものである。

3) 標準刺激一回法でも2)に述べたことが正しいが、この場合には有意ではなかったが、標準刺激の効果が出現している。

4) 相対法においても、 $S_1 \sim S_3$ において等価値が変化するが、 S_1 における100gからの偏位は、 S_3 における偏位よりも大きい。

5) 3方法を適用した S_2 系列の結果を分析すると、Köhler流の絶対系列の沈降という仮説は支持することはできない。このような現象は測定に変化刺激を使用することに伴った特殊な効果だと考えられる。この効果はまた、選択法による選択刺激の過大視、調整法による調整値の過大視にも認められるものである。

著者は、“このような現象を矛盾なく説明しようとするれば、むしろ絶対法や標準刺激一回法のごとく、系列として提示された一群の刺激を基準にして判断を下すような事態において系列刺激が過大視されるという特殊な効果が出現すると考えねばならない。著者はかかる効果を系列効果 serial effect と名づけたと思う…”(船津, 1954, p. 186)と述べた。

このような、標準と系列刺激の構造がPSEに及ぼす効果については、後にHelsonが順応水準の概念によって体系的な説明を与え、また絶対法における判断の対称点(PS)の偏りは、Stevens, S. S. (1957)が、範ちゅう効果として説明した。

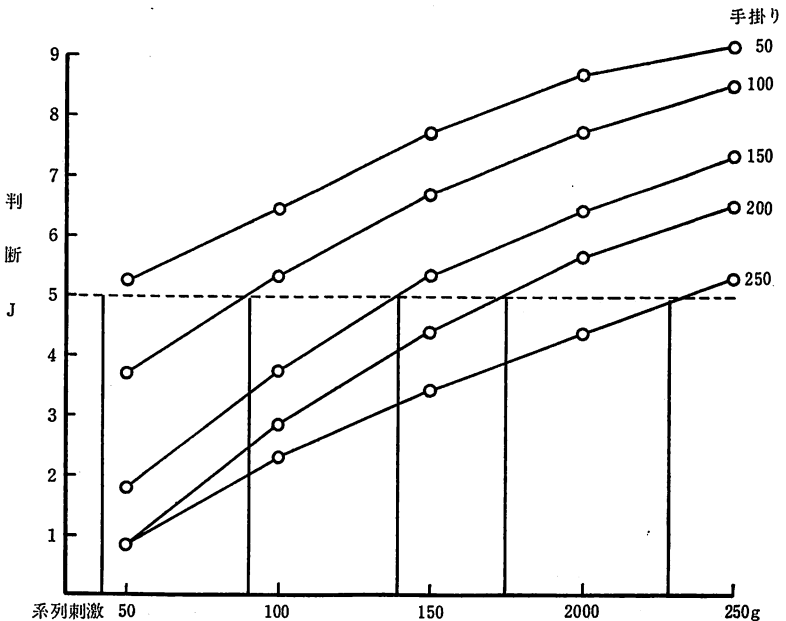
30. 系列刺激の範囲内で手掛りが移行することの効果 (重量比較)

まえに言及した船津 (1954) は、標準を一定にして、系列刺激がその範囲を変化した場合の効果の問題としたものであった。この実験に引き続いて、手掛り刺激が系列刺激の全範囲にわたって移行したときに、系列の刺激値にいかなる変化が出現するかを検討するために、同じく重量を用いた実験を行なった。

重量として50, 100, 150, 200, 250 gの5個からなる2組の系列を準備し、手掛りを50~250 g にわたって変化し、5名の被験者に9範ちゅうを用いて比較評定させた。手掛り1秒, 休止4秒, 比較刺激1秒の継時比較の結果を第11図に示す。

図において、手掛りが50 g から 250 g へと変化するにつれて系列の尺度

第11図 系列の範囲内で手掛りが移行した際の系列の尺度値の移行
各手掛りでの系列刺激の判断 J 曲線が J = 5 の水平線と交わる点から下した垂線の足の位置がその手掛りに対する等価値



第13表 系列の範囲内で手掛りが移行した際の系列の尺度値の移行

手 掛 り		比較刺激				
		50 g	100	150	200	250
50 g	実測値 J	5	6.8	7.4	8.8	9
	理論値 Jt	5.2	6.5	7.7	8.6	9.2
100	実測値 J	3.3	5.3	6.8	7.8	8.4
	理論値 Jt	3.6	5.3	6.7	7.7	8.5
150	実測値 J	1.9	3.5	5.4	6.4	7.3
	理論値 Jt	1.8	3.8	5.3	6.4	7.3
200	実測値 J	1.3	2.8	4.2	5.2	6.8
	理論値 Jt	0.9	2.9	4.4	5.6	6.5
250	実測値 J	1.1	2.3	3.4	4	5.4
	理論値 Jt	0.9	2.3	3.4	4.4	5.2

(船津, 未公刊の資料)

50, 100, 150, 200, 250 g の各々を手掛りとして他の系列刺激を9つの範ちゅうを用いて比較評定させる。回転テーブルによって継時比較, 手掛り1秒, 休止4秒, 系列内の1刺激, 1秒。被験者5名, 各被験者が1刺激対を4回, 1手掛りについて20回, 全手掛りで合計100回の判断を行なった。

J = 5 の値はそれぞれ, 手掛り50で41, 100で90, 150で139, 200で175, 250で228 g と, 各手掛りの値より低くなっている。

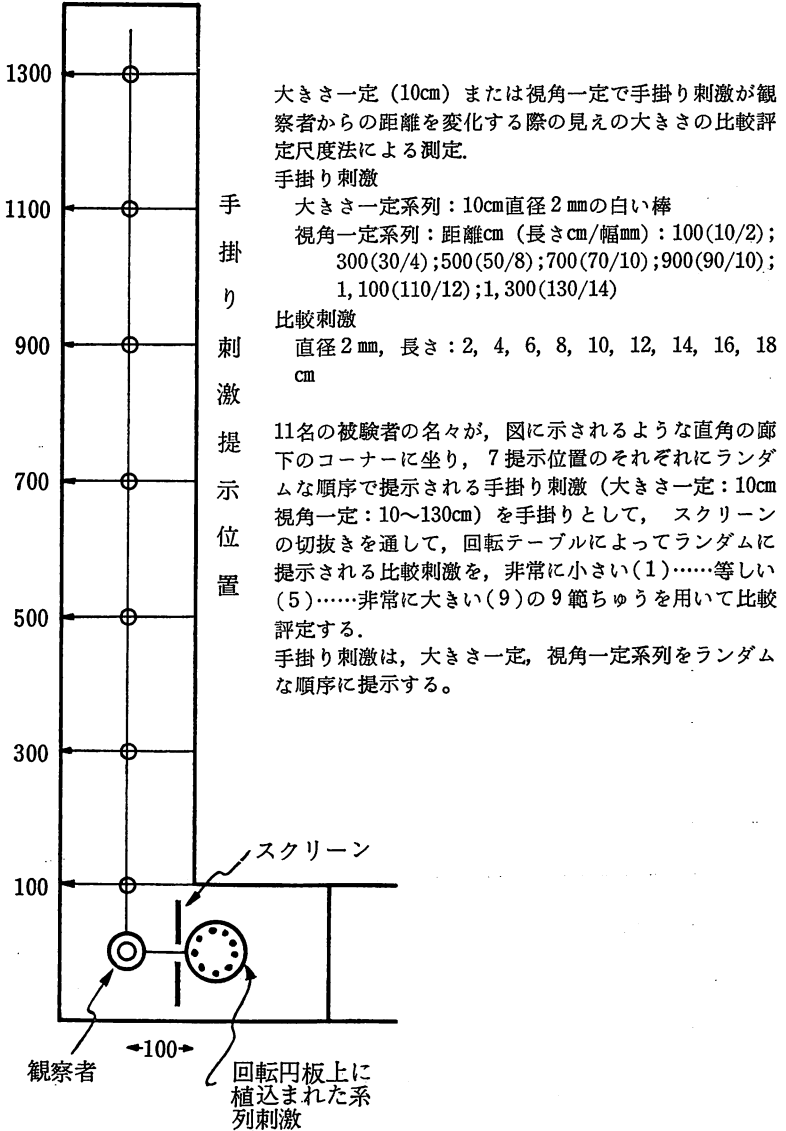
値が低下し, J = 5 の判断対応値が下降していることが明らかである, これらのいずれの場合にも, “範ちゅう効果”が存在している。

40. 比較評定尺度法による見えの大きさの測定

前実験で重量比較においては, 手掛り刺激の移行に伴って系列刺激の尺度値が規則的に変化することが明らかにされたので, この実験においては, いわゆる見えの大きさの恒常性の測定事態にこの方法を適用し, 大きさ一定, 視角一定という2条件において系列刺激の尺度値がどのようにに変化するかを検討した。

実験条件は第12図に註記されている。大きさ一定, 視角一定の条件で提

第12図 見えの大きさの比較評定尺度法による測定

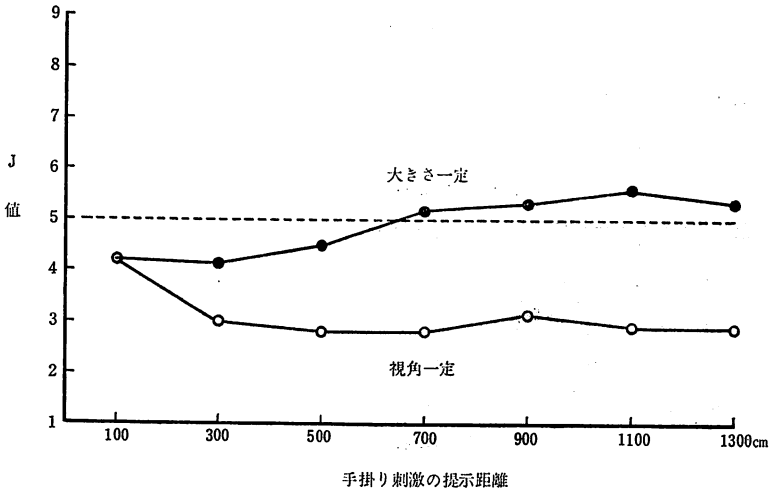


示された手掛り刺激の見えの大きさが変化すれば、比較刺激系列全体の評定値の水準に変化が生じると考えられる。第13a図は、それらの両条件下における、手掛り刺激の提示位置ごとの系列刺激全体の評定値の平均を示したものである。

第13a図大きさ一定の条件では、手掛り刺激 700cm の提示位置で $J = 5$ と交差し、全体的に上昇する傾向が示されている。翻ってこのことは、手掛り刺激の見えが次第に小さくなることを意味する。この条件では手掛り刺激の提示位置が 100cm (比較刺激までの距離に等しい) で $J = 5$ の判断が与えられると予想されるのに、700cmでそうになっているのは、被験者の判断が手掛りの7提示位置の中央を規準としたことを物語るものである。

視角一定の場合には、全曲線は $J = 5$ の水平線の下位にあり、手掛りまでの距離 100cm を除いて、およそ $J = 3$ の水準に一定している。このことは、視角一定の条件で提示された手掛り刺激の見えが、比較系列の平均

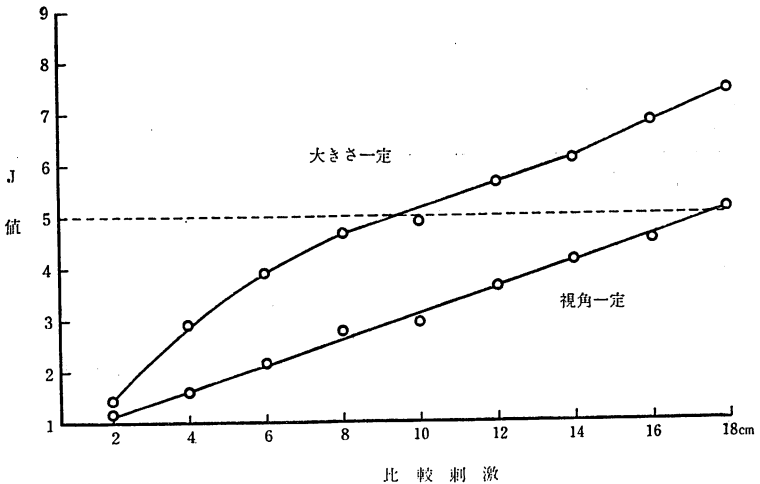
第13a図 手掛り刺激の見えの大きさが変化すれば、比較刺激全体の評定値の水準に変化が生じると考えられる。図は、大きさ一定、視角一定の条件下において、手掛り刺激提示距離の各々における系列刺激の評定値の平均を示す。



よりも大きく、かつ 300cm 以上の提示距離によっては影響されないことを物語っている。

第13 b 図は、手掛り刺激の平均（全提示距離の見えの平均）が、9 個の比較刺激の各々の尺度値に及ぼす効果を分析したものである。大きさ一定の条件で手掛りが変化した場合には、各比較刺激に対してやや不規則な効果を及ぼし、視角一定の場合にはそれと対照的に直線的な効果を示していることが判明する。

第13 b 図 手掛り刺激（全提示距離）の比較刺激の尺度値におよぼす効果



50. 比較評定尺度法による立方体の見えの大きさの測定

まえの実験は、比較刺激までの距離を 100cm に固定し、手掛り刺激を大きさ一定または視角一定の条件で 100~1,300cm にわたった距離に変化した際の、比較刺激に与えられる評定値の変化を見ようとしたものであった。

われわれは今度は $3\text{cm}^3 \sim 11\text{cm}^3$ にわたる 9 個の立方体を用いて同様の

第14a表 比較評定尺度法による見えの大きさの測定(視角一定)

提示距離 手掛り	100cm 10	300 30	500 50	700 70	900 90	1100 110	1300 130	平均
2 cm	1.60	1.16	1.08	1.04	1.20	1.08	1.12	1.18
4	2.24	1.68	1.36	1.36	1.62	1.28	1.44	1.57
6	3.00	2.08	2.12	1.84	2.36	1.96	2.00	2.19
8	3.68	2.56	2.48	2.52	2.82	2.68	2.72	2.78
10	4.04	2.92	2.96	2.68	3.20	2.64	2.88	2.9
12	5.20	3.56	3.28	3.20	3.60	3.20	3.24	3.61
14	5.76	3.88	3.72	3.60	4.00	3.68	3.60	4.03
16	6.44	4.16	3.96	4.08	4.44	4.24	4.20	4.5
18	7.00	5.00	4.60	4.52	5.12	4.72	4.72	5.1
̄x	4.33	3.00	2.84	2.76	3.15	2.82	2.88	

第14b表 比較評定尺度法による見えの大きさの測定(大きさ一定)

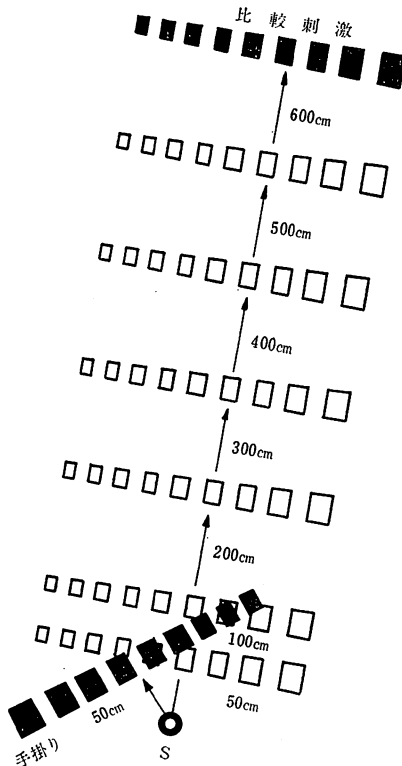
提示距離	100	300	500	700	900	1100	1300	平均
2 cm	1.60	1.12	1.68	1.96	1.96	2.40	2.40	1.46
4	2.24	1.72	2.48	3.76	3.04	3.52	3.92	2.95
6	3.00	2.96	3.68	4.20	4.52	4.64	4.48	3.93
8	3.68	3.68	4.48	4.88	5.12	5.40	5.36	4.66
10	4.04	4.28	4.48	5.16	5.48	5.76	5.44	4.95
12	5.20	5.52	5.04	5.80	6.16	6.40	5.28	5.63
14	5.76	5.40	5.60	5.96	6.40	6.68	6.20	6.00
16	6.44	6.20	6.12	7.16	7.08	7.28	7.32	6.80
18	7.00	6.88	6.80	7.22	7.88	8.16	7.60	7.36
̄x	4.33	4.2	4.48	5.12	5.29	5.58	5.33	

実験を行なった。ただし今度は、手掛り刺激を50cmの距離に固定し、比較刺激系列(大きさ一定)を50~600cmの距離にわたって変化して、各刺激(手掛り)と、各提示距離の各比較刺激と比較評定させた。その条件の細部は第14図に註記されている。また、その結果は第15a, b図, 第15表に要約して示されている。

第15a図は、平均手掛り刺激値が7比較刺激提示位置のそれぞれにおいて、各比較刺激の尺度値に及ぼす効果を示すものである。比較刺激系列の

見えの大きさ（J値）がその提示距離の増大につれて下降している。各提示距離における比較刺激系列の尺度値の平均は、▲印でプロットされている。しかしこの下降は系列内の各刺激のJ値の様な低下によってもたらされたものではなく、大きな立方体のJ値の、相対的に大きな低下に由来するものだということがわかる。つまり手掛り刺激系列（測定棒）によって測ろうとする場合に、その測定棒の見えがたとえば均質なゴム紐のように一様に伸縮するのではなく、目盛りごとに伸縮の度合が変化するという

第14図 比較評定尺度法による立方体の見えの大きさの比較



講堂の机を集めた広い台に灰色の布地を敷きつめた上に、手掛り刺激と比較刺激を対にして提示する。

標準、比較両刺激として、 3cm^3 から 1cm 段階で 11cm^3 にわたる9個の白色立方体（2組）を使用する。

被験者はテーブルの一端に座り、頭を顔面固定器によって固定する。

手掛り系列中の任意の1個を毎回被験者の左前方50cmの距離に提示し、それと比較して50cm～600cmにわたる7提示距離中の任意の1距離に提示された比較系列中の任意の1個の大きさを、“非常に大きい”9～、“等しい”5～、“非常に小さい”1を用いて比較評定させる。

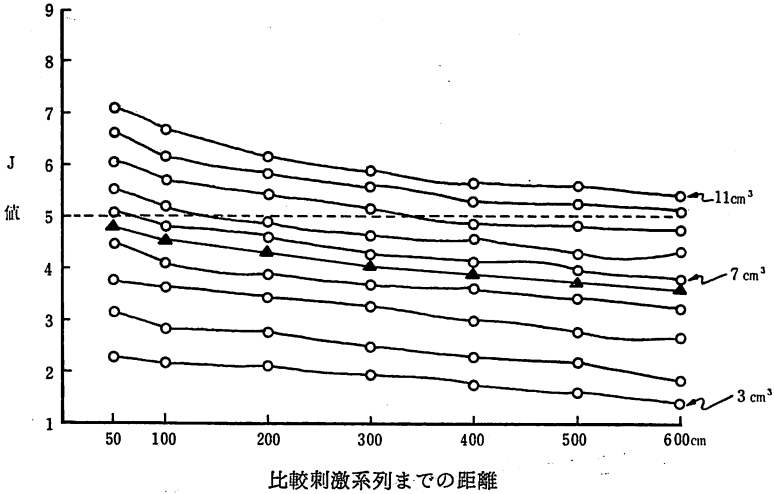
換言すれば、Helsonの比較評定尺度法を用い、Woodrow(1933)が重量比較で試みたvarying standard法にならって、実験室内で、50cm～600cmの空間における立方体の見えの大きさを測定しようとした試みである。

1名の被験者について、9（標準） \times 7（比較） \times 7（提示位置）の組合せを、全くランダムな順序で実験した。この567回を1実験試行とし、練習

試行2回の後、5回の試行（判断数3,969回）を記録した。

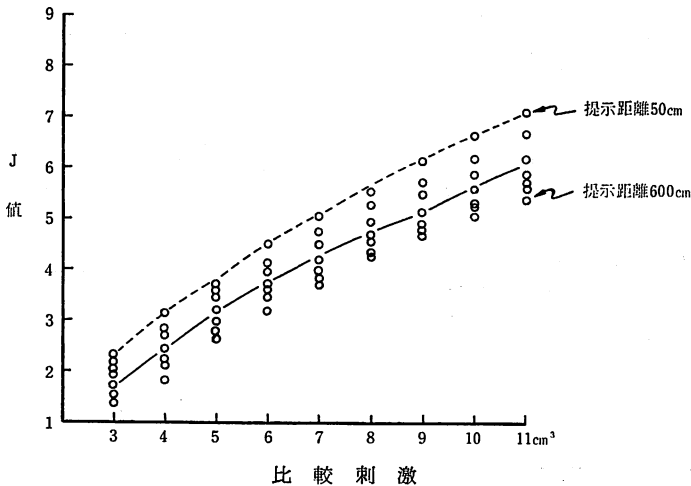
第15 a 図 各提示距離における比較刺激の比較評定尺度値

▲は各提示距離における評定値の平均



合成手掛りに対する各比較提示距離における各比較刺激の尺度値. 各刺激のJ値の下降のこう配が異なっている.

第15図 b 合成手掛りに対する全提示距離の各比較刺激値の尺度値



やつかいな問題が出現することが明らかにされた訳である。同様なもう1つの偏りが、第15b図にも明らかに出現している。

第15a図は、合成手掛り刺激が、比較刺激の7提示位置のそれぞれにおいて、各比較刺激の尺度値に及ぼす効果を示すものである。各提示位置における比較刺激系列の平均尺度値(▲でプロットされている)からも明らかのように、系列のJ値は距離が増大するにつれて下降している。しかしこの下降は、系列内の各刺激のJ値の一樣な低下によってもたらされたものではない。大きな立方体のJ値の下降曲線は曲率を示し、小さな立方体のそれは直線的である。このことは、手掛り刺激の見えの大きさを、種々の提示距離における比較刺激系列(測定棒)によって測ろうとする場合に、その測定棒の見えがたとえば均質なゴム紐のように一樣に縮小するのではないことを意味する。恒常現象の2刺激比較による測定は常にこのようなやつかいな問題を含んでいる。第15b図は同じ効果を別の側面から捉えたものである。

このことは、Stevensがいうように、当該連続体の下方において範ちゅうの幅が狭くなるという範ちゅう効果(第15b図の平均を示す線が下方に凹である)を示すもので、われわれの実験の場合には、刺激が距離を遠ざかっ

第15表 比較評定尺度法による立方体の見えの尺度値
(各提示距離における各比較刺激の比較評定尺度値)

刺激値 距離	3 cm ³	4	5	6	7	8	9	10	11	平均
50cm	2.27	3.11	3.71	4.49	5.04	5.53	6.04	6.62	7.04	4.87
100	2.16	2.84	3.64	4.11	4.76	5.24	5.67	6.18	6.67	4.59
200	2.13	2.78	3.49	3.96	4.53	4.93	5.49	5.89	6.18	4.38
300	1.98	2.49	3.24	3.67	4.18	4.67	5.09	5.56	5.87	4.08
400	1.71	2.27	3.00	3.64	4.07	4.58	4.89	5.27	5.67	3.9
500	1.53	2.20	2.82	3.49	3.87	4.29	4.87	5.27	5.64	3.78
600	1.40	1.80	2.67	3.18	3.76	4.33	4.71	5.13	5.40	3.60
平均	1.74	2.50	3.24	3.79	4.32	4.80	5.25	5.70	6.07	

細胞内の数値は、ある立方体がある距離に提示されたJ値(5回の判断の平均)

ていくときの見えの大きさの縮小効果が、使用された刺激範囲の両端で異なることによっても影響されて複雑なものとなっている。第15 b 図における範ちゅう効果 (Stevens の意味における) は、図に点線で示されている曲線に言及するものであり、上述したもう 1 つの範ちゅう効果は、提示距離 50cm, から 600cm にわたって同一刺激が観察者から距離を遠ざかっていくときの J 値の減小の幅に言及しているものである。

一般的に言って、絶対法、範ちゅう尺度法といった方法によって、一系列の刺激(比較刺激系列)が観察者から距離を変えて行く場合の見えの大きさについての判断を求めると常にこのような測定棒自体に内部的な一貫性が保証されないという難点に逢着する。したがってわれわれはここで測定棒の当て方を根本的に変更することが必要となる。それが次節の問題である。

500. 量推定法による視空間の見えの大きさの測定*

これまでに論じたような大きさの恒常性の測定事態は、ある距離に提示された標準刺激の見えの大きさを、距離を異にして提示された測定棒、比較刺激系列によって測ろうとしているものである。このような、いわば物指しを横に当てて、見えの大きさを測定しようとする時、1) 標準と比較刺激範囲の相対的關係、2) 比較刺激系列が網膜等価、客観的等価のいずれであるか、その条件を裏がえせば標準の大きさが、視角一定で距離を変えるか、大きさ一定で距離を変えるか、3) 観察者から標準、比較刺激までの距離比が変化した場合に、比較刺激範囲を変えなくてもよいか、いわゆる N-F, N-N 布置で同じ比較刺激範囲を使用することに問題はないか、などといった数多くの問題が生起する。

* 日本心理学会第33回大会において発表した(船津1969)。この実験は距離の変化に伴った見えの大きさの変化を量推定法によって尺度化しようとする研究の予備的な試みを示すものである。

伝統的な2刺激比較法に関わっている限り、恒常性問題としてとり上げられたような見えの大きさについての陳述は、論理的には、可能なあらゆる標準、比較刺激系列の組み合わせの中からのランダムな標本抽出を必要とすることになる。

Brunswik (1955, '56) は、生態学的な刺激代表性を主張した。しかしわれわれがもっとも切実に当面している問題は、実験室内の結果を日常生活事態に一般化できないという事ではなく、ほとんど同一と考えられる実験室内で、ある実験結果を一般化できないという事実である。著者はまず、少なくとも実験室内における刺激条件の代表性が満たされることが、恒常性問題に必要なだと考える。実験室で使用することができる刺激の大きさには制約がある。そこで少なくとも近位の刺激条件に関する代表性が保証されなければならない。つまり、可能な限り大きな視角を張る刺激から、小さな視角を張る刺激までの全範囲から実験刺激が抽出されなければならない。

著者はこのような方向への努力の過程において、Helson の比較評定尺度法による見えの大きさの尺度化の可能性を探究した。しかし、前節で述べた諸実験からも明らかなように、この場合には、手掛り刺激の系列刺激に対する相対的な位置変化が、比較刺激の各々の尺度値に異なった重みで貢献すること、また標準の大きさを一定にして観察者から距離を変えた場合に、一定距離にある比較刺激系列のメンバーの尺度値に対する効果が異なることなどの複雑な問題が生起して、それを恒常性の標準測定だと考えることができないことが判明した。

このような測定法の難点のほとんどを解消するものが、最近 Stevens, S. S. (1956) が主張する量推定法である。量推定法は彼のいう直接法 (Fechner の方法が間接法であるのに対して) の1つにすぎないが、他の分割、倍加、比作成法等にはない長所を備えている。それは被験者が判断を下す物指を実験者の側で準備する必要がないということである。他の直接法で

は、2刺激比較と同じ難点が生起する。

この節においては、量推定法によって視空間における見えの大きさを測定しようとする著者の全く新しい試みを提示するものである。

10. 一定距離に提示された水平線分の見えの長さの直接法による尺度化

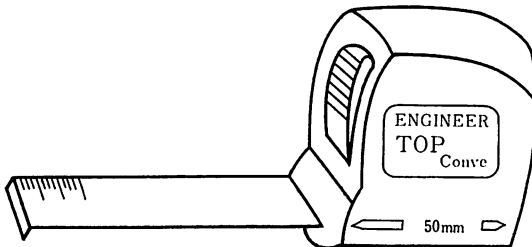
最初に、観察者から一定距離（100cm）にある線分が、物理的な長さを変化したときの対応する見えの長さを、直接法の中の代表的な、比作成法、量推定法によって尺度化して、両方法の結果に矛盾が存在しないかどうかを確かめる。

刺激としては、鋼鉄製の巻尺（3 m）の裏面を用いる。机上の 100cm 距離に横方向に提示する。

観察者の眼から 100cm の距離に、視線と直角に、机上に刺激を提示する。図に示したような鋼鉄製の巻尺の裏面（白く塗ってある）によって長さ刺激を提示するという簡便な提示条件を用いたので、分割法では 6cm～192cm（ 6×2^5 ）の 6 標準、倍加法では 3cm～96cm（ 3×2^5 ）の 6 標準が用いられた。

分割法と倍加法の両者に、各標準をランダムに、上昇順序で、または下降順序で提示するという 3 つの提示方法が使用された。それぞれの系列の

第16図 長さの提示に使用した鋼鉄製巻尺



各標準の分割または倍加値の Mdn を，4 分位間半範囲と共に第16表に示す。

また量推定法においては，24cm の長さを Mod. (心理学的単位) = 10 と

第16表 1 mの距離の線分の見えの長さの分割と倍加

		標 準	6 cm	12	24	48	96	192
分 割 法	ランダム	Q ₁	2.8	6.0	11.6	23.5	45.8	90.9
		Mdn	3.0	6.1	12.5	24.2	48.7	93.0
		Q ₃	3.2	6.3	12.8	25.1	50.3	99.8
	上昇	Q ₁	2.7	5.7	11.4	23.9	45.7	91.0
		Mdn	2.9	6.1	12.2	24.2	48.0	94.7
		Q ₃	3.2	6.4	12.4	24.8	49.3	98.8
下降	Q ₁	2.9	5.8	11.5	23.0	45.5	92.3	
	Mdn	3.0	6.0	12.0	23.7	46.5	94.0	
	Q ₃	3.1	6.2	12.6	24.1	48.9	98.0	
		標 準	3	6	12	24	48	96
倍 加 法	ランダム	Q ₁	5.7	11.5	22.1	45.8	91.4	187.1
		Mdn	6.1	12.6	24.0	48.8	96.4	195.1
		Q ₃	7.0	13.5	25.3	55.1	100.2	199.1
	上昇	Q ₁	5.9	11.2	22.5	46.4	89.0	188.3
		Mdn	6.2	12.1	23.5	48.7	93.0	194.0
		Q ₃	7.2	13.3	24.8	50.6	95.9	200.8
下降	Q ₁	5.7	11.6	22.3	46.4	91.1	191.6	
	Mdn	6.3	12.3	24.1	47.7	92.4	195.8	
	Q ₃	7	13.6	25.3	50.7	100.9	204.8	

第17表 一定の距離にある線の見えの長さの量推定

量 推 定	標 準	3	6	12	24*	48	96	192
	Q ₁	1.4	2.5	4.5	10	19	35	65
	Mdn	1.5	3	5	10	20	40	76.5
	Q ₃	2	3.5	6	10	21	41	95

* 24cmの線分の見えの長さを10と規定する。

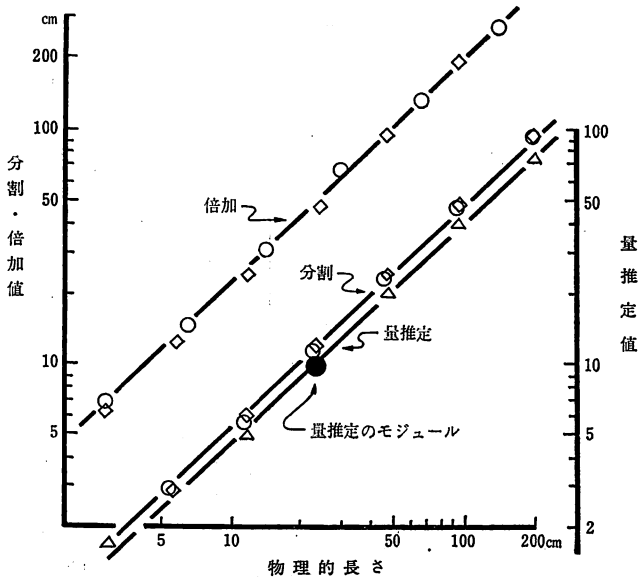
して、3, 6, 12, 24, 48, 96, 192cmの7刺激に、見えの長さに比例した数値を割当させた。Mod. は各試行系列の始めに一回だけ提示し、その後7刺激をランダムに提示した。

大学生15名ずつの3グループ(多少重複)を、分割法、倍加法、量推定法に割当てた。分割、倍加法内におけるランダム、上昇系列、下降系列の施行順序は、各被験者ごとにランダムに変えた。

実験の結果は第16表と第17表に、また第17図に一括してプロットしてある。図から分割法、倍加法、量推定法のそれぞれの結果が、log-logプロットにおいて直線を示し、3直線が勾配45°で平行なことが判明する。つまり3直線はY切片が異なるだけである。これらの結果は、この分野における従来の結果に一致するものである(Stevens, 1957を参照)。

第17図 1 mの距離の線分の見えの長さの分割、倍加、量推定

- ◇ 連続的分割、倍加
- 予め規定した標準の分割、倍加



20. 物理的な長さを異にする多くの対象が観察者からの距離を変化した場合の見えの長さの変化

いわゆる大きさの恒常性は、観察者から一定の距離に提示された1個の標準の見えの大きさが、距離を異にし、時間的または空間的に系列を構成する比較刺激によって測定されるのが普通である。この実験は、種々の物理的な長さをもった対象が、観察者から種々の距離に提示された場合の見えの大きさの変化を、量推定法によって求めようとするものである。

刺激としては4cmから公比1.4で133cmにわたる11本の白い棒(直径1.2cm)を用い、広い台上に観察者の眼から100, 200, 400, 550cmの距離に、視線と直角に1個ずつ提示する。提示されるそれぞれの刺激の物理的な長さと観察者からの距離の組合わせは全くランダムである。表に示されているように、その近刺激(ラジアン)は、4cmの棒が550cmの観察距離に提示された場合の0.007から、133cmの棒が100cmの距離に提示された場合の1.33(190倍)の範囲にわたって変化した。

15名の被験者の中の6名では25cmの棒が250cmの距離に提示された場合の見えの長さを心理学的な単位(Mod.=10)とし、他の7名では48/250の見えを10として、他の刺激条件の見えを推定させた。最終的な資料は、25/250を10となるように、各人の量推定値を調整してメジアンを求め

第18表 刺激の大きさと提示距離の組合わせ

長さ 距離	4 cm	6	9	13	18	25	35	48	68	95	133
100	.04	.06	.09	.13	.18	.25	.35	.48	.68	.95	1.33
250	.016	.024	.036	.052	.072	*.1	.14	*.192	.272	.38	.532
400	.01	.015	.023	.033	.045	.063	.088	.12	.17	.238	.333
550	.007	.011	.016	.024	.033	.045	.064	.088	.124	.173	.242

細胞値はラジアン

*印は量推定法の単位 (Mod=10) とされた刺激条件 (ラジアン) を示す。

第19表 刺激条件と見えの長さの推定値

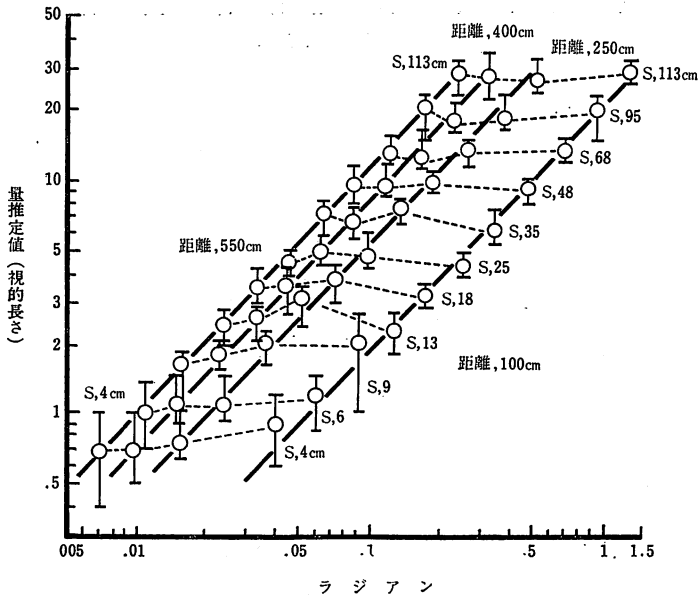
Stimulus	Distance	Radian	Q ₁	Q ₂	Q ₃
4	550	.007	.4	.7	1
4	400	.010	.5	.7	1
6	550	.011	.7	1	1.35
6	400	.015	.9	1.1	1.5
9	550	.016	1	1.6	1.8
4	250	.016	.65	.75	1.15
9	400	.023	1.55	1.8	2.05
6	250	.024	.95	1.1	1.45
13	550	.024	1.95	2.4	2.8
13	400	.033	2	2.6	3
18	550	.033	2.85	3.5	4.2
4	250	.036	1.6	2	2.25
4	100	.040	.6	.9	1.2
18	400	.045	2.65	3.6	4.45
25	550	.045	3.9	4.5	4.7
13	250	.052	2.35	3.1	3.2
6	100	.060	.85	1.2	1.45
25	400	.063	4.35	5	5.7
35	550	.064	5.75	7.1	8.05
18	250	.072	2.95	3.8	4.1
48	550	.088	7.7	9.5	11.3
35	400	.088	5.75	6.7	7.7
* 9	100	.090	1	2	2.55
* 25	250	.100	4.2	4.7	6
48	400	.120	8.8	9.2	12.1
68	550	.124	11.25	13	15
13	100	.130	1.8	2.3	2.6
35	250	.140	6.7	7.7	7.95
68	400	.170	11.8	12.5	16.7
95	550	.173	14.55	20.5	21.9
18	100	.180	2.85	3.3	3.95
* 48	250	.192	9.5	10	10.9
95	400	.238	16.65	18	21.5
133	550	.242	22.8	28.5	30.8
25	100	.250	4.05	4.4	4.8
68	250	.272	11.75	13.3	14.65
133	400	.333	24.2	27.5	34.05
35	100	.350	5.4	6.1	7.5
95	250	.380	17.45	18.5	22.75
48	100	.480	8.05	9.3	10
133	250	.532	23.5	26.9	32.4
68	100	.680	12.1	13.4	14.95
95	100	.950	14.75	20.4	21.65
133	100	1.33	27.35	22.9	32.15

た。

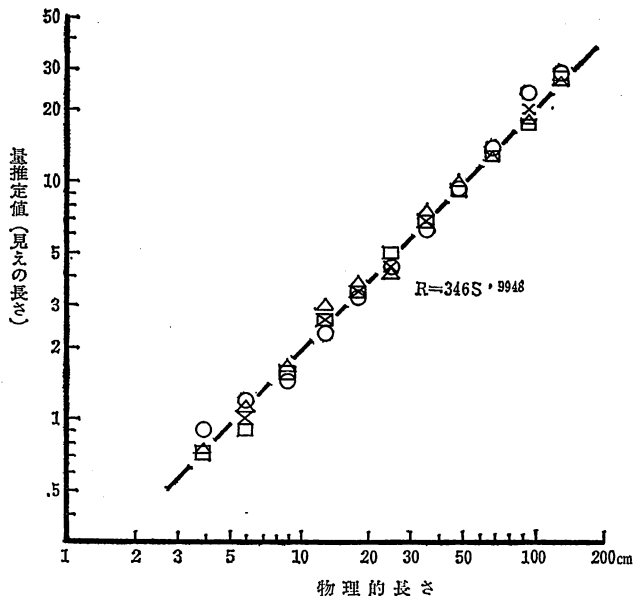
第19表の最初の3行には、長さ、距離の組合わせを、ラジアンの小さいものから順に掲げ、後の3行に、メジアン (Q_2) とその4分位間半範囲 (Q_1, Q_3) が示されている、

第19表で、心理量 Q_2 はラジアンに平行して規則的に大きくなってはいない。しかし全く両者の間に規則性が存在しないかという、そうではない。このことは第19表の資料を log-log 座標にプロットした第18図を見れば直ちに判明する。4cm から 133cm までの棒の見えの大きさが、観察距離に従って載然と分離し、1つの観察距離においては心理量(量推定値)がラジアン上に直線的に回帰している。観察距離が異なるとそのラジアンには5.5倍にわたる変化が存在するにも関わらず、同一の物理的的刺激に対する

第18図 物理的な長さを異にする多数の刺激が観察者から種々の距離に提示された場合の見えの長さの変化



第19図 物理的長さ上の見えの長さの回帰（4観察距離の平均）



推定値（図中の水平方向の点線）には一義的な変化を認めることはできない。ここにはいわゆる見えの大きさの近似的な恒常性が成立している。

各距離に提示された同一刺激に対する量推定値にほとんど差がないので、4提示距離の推定値を平均して物理的な大きさに対してプロットしたものが第19図である。log-log座標におけるその直線の勾配は、.9948でほとんど1に近く、一定距離に提示された水平線分の実験で得られた結果（第17図）と完全に一致している。

30. 見えの大きさと見えの距離

前実験では、近刺激条件に関してはラジアン0.007から1.33にわたる大きな範囲がカバーされたにも関わらず、見えの大きさは、一定の対象が距離

を変化したときに生起するラジアンの変化よりも、一定の観察距離にある種々の大きさの物理的対象によるラジアンの変化に規定されることが判明した。もっとも前者の変化の幅は5.5 (100cmから550cm)，後者のそれは約28倍(4 cmから113cm)で、このような条件差に被験者が反応しても別に不思議ではないかも知れない。観察距離の変化の幅をいっそう拡大して、この実験とは逆の条件を設定すれば、おそらく違った結果が待られるであろう。そのような観点から屋外(大学の構内)の直線的な通路、幅員20mで、両側に建物、樹木、歩行者などの距離手掛りが豊富な事態で次の2実験を施行した。

1) 大きさ一定の対象が観察者からの距離を大幅に移動した場合の見えの変化

長さ250cmの白い棒(直径5cm)を垂直方向に、距離4mから公比2で256mにわたる7提示距離(4, 8, 16, 32, 64, 128, 256m)に継次的に提示して、17名の集団被験者に量推定させる。

最初に一回だけ32mの距離に提示される250cmの棒の見えの長さを単位(Mod.=10)とし、その後ランダムに提示される7提示位置(32mを含む)における見えの長さに比例した数値を割当てさせる。

2) 見えの距離の量推定

直径24cmの白色円板を地上2mの高さの棒の先に固定し、まえと同じ7提示位置に継次的に提示する。最初に32mの距離に提示した円板までの見えの距離を単位(Mod.=10)として、ランダムに各位置に提示される円板までの見えの距離に比例した数値を割当てさせる。

17名の男女の大学生を9名と8名の2グループに分け、両グループで見えの大きさ、距離の推定の順序効果を相殺した。

それぞれの実験結果は第20, 21表と, 第20, 21図に示されている。

これらの資料から, 1) 一定の大きさをもった対象が観察者からの距離を変化するとき, その見えの大きさは物理的な距離上に, かなりな漸近度で, マイナスの勾配をもった直線的な回帰を示す。しかしその直線の当は

第20表 種々の距離における250cmの垂直の棒の見えの長さの量推定 (10Ss)

距離		4 m	8	16	32*	64	128	256
見長さ のさ	Q ₁	13.8	12.1	11.0	9.5	6.5	4.5	3.0
	Mdn	18.3	13.9	12.3	10.0	7.5	5.6	3.8
	Q ₃	24.5	18.8	14.0	10.1	8.3	6.5	5.0

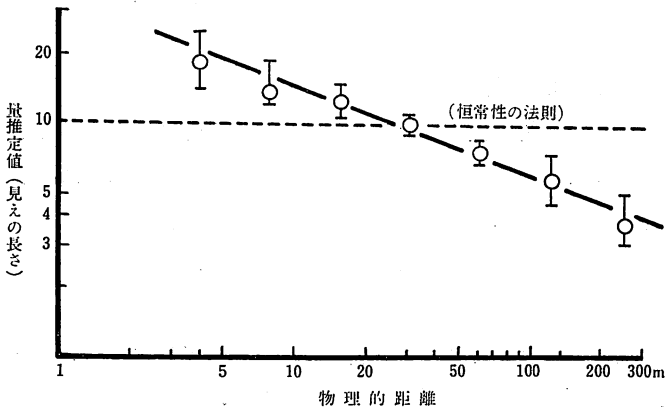
* 32mの距離の棒の見えの長さを10と規定した。

第21表 直径25cmの円板までの見えの距離の量推定 (17Ss)

距離		4 m	8	16	32*	64	128	256
見距離 の離	Q ₁	1.8	3.5	6.0	9.8	16.0	31.3	45.8
	Mdn	2.0	4.4	6.5	10.0	17.5	37.5	85.0
	Q ₃	2.8	4.5	7.25	11.0	25.0	61.3	125.0

* 32mの位置にある円板までの見えの距離を10と規定。

第20図 屋外で種々の距離に提示された棒 (250cm) の見えの長さ と 物理的な距離の関係

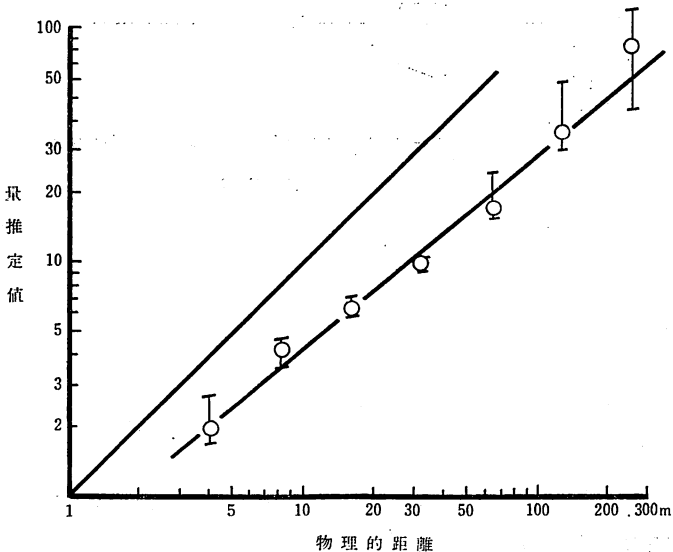


めはあまりよくない。2) ある対象までの物理的な距離と心理的な距離の間には、かなりよい漸近度で直線的な関係が認められる。その勾配は1よりも小さい。

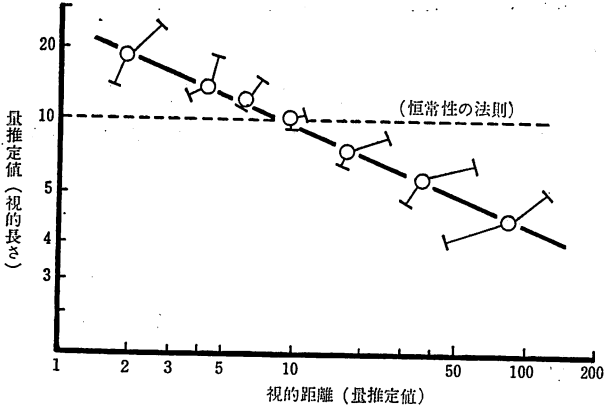
ところで第20図は、一定の物理的な長さの対象の見えの変化を、物理的な距離上にプロットしたものであった。第21図に示されているように、見えの距離は物理的な距離上に1よりも小さな勾配で回帰する。見えの大きさは物理的な距離よりもむしろ見えの距離と関係すると思われる。第22図は見えの大きさの変化を見えの距離に対してプロットしたものである。その当はやはり第20図よりもいっそうよく、かつマイナスの勾配はやや大きくなっている。

また、250cmの棒が4mから256mの距離にわたって移動するときには、そのラジアンは0.01から0.62にわたって変化する。このラジアンに対

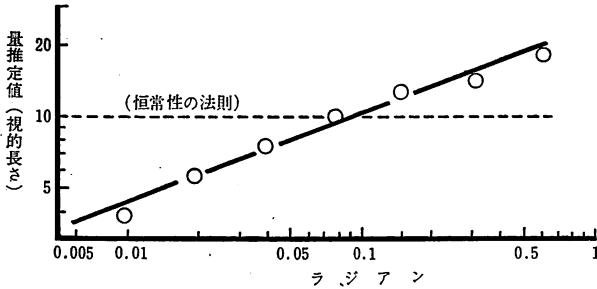
第21図 屋外で距離を異にして継次的に提示された標的円板(直径250cm)までの見えの距離の物理的距離に対する関係



第22図 屋外で種々の距離に連続的に提示された棒 (250cm) の見えの大きさと、標的までの見えの距離の関係



第23図 種々の距離に提示された250cmの棒の見えの長さのラジアン上の回帰



して、棒の見えの長さをプロットしたものが第23図である。見えの大きさはラジアン上にかなりな漸近度で直線的に回帰している。第18図で、同一刺激については、それが1mから5.5mに距離を移動しても見えの変化に一定の傾向は認められなかった(図中の水平方向の点線)。このような結果は一見矛盾しているとも考えられるが、第18図に示された実験では、同一刺激に関してはそのラジアンの変化の幅は5.5倍にすぎず、第23図においてはその幅は62倍という大きな範囲にわたっていることを考えると、別に異とするに当たらないであろう。

参 考 文 献

- Brunswik, E. (1943): Organismic achievement and environmental probability. *Psychol. Rev.*, **50**, 255~272.
- Brunswik, E. (1955): Representative design and probabilistic theory. *Psychol. Rev.*, **62**, 193~217; 236~242.
- Brunswik, E. (1956): *Perception. and the representative design of experiments*. Berkeley Calif. Univ. of California Press.
- Fechner, G. T. (1869): *Elemente der Psychophysik*. Leipzig.
- Fernberger, S. W. (1920): On absolute and relative judgment in lifted weight experiments. *Amer. J. Psychol.*, **31**, 147ff.
- Fröbes, J. (1904): Ein Beitrag über die sogenannten Vergleichen Übermerklicher Empfindungsunterschiede. *Zsch. f. Psychol.*, **36**.
- 船津孝行 (1450): 比較作用における単一刺激法の考察. 哲学年報, **10**, pp. 137~156.
- 船津孝行 (1950): 重量判断における刺激系列の役割について. 日本心理学会第12回大会講演抄録.
- 船津孝行 (1954): 比較判断における恒常誤差に関する考察. 九州工大研究報告, 第2号, pp. 1~21.
- 船津孝行 (1954): 比較過程の体制化と陳述の機能に関する実験的研究. 心理学研究, **25**, pp. 101~109.
- 船津孝行 (1954): 単一刺激法と相対法における系列刺激の役割に関する実験的研究. 心理学研究, **25**, pp. 681~187.
- 船津孝行 (1954): 恒常現象における系列法に関する実験的研究. 九州心理学会第17回大会紀要.
- 船津孝行 (1955): 比較作用における等価値予測の実験式について. 日本心理学会第19回大会発表資料集.
- 津津孝行 (1955): 時間誤差理論における刺激漸消説について. 九州心理学会18回大会紀要.
- 船津孝行 (1957): 順応水準説に関する考察. 哲学年報, **20**, pp. 35~178.
- 船津孝行 (1958): 比較評定尺度法による恒常度の測定について. 日本心理学会第22回大会発表論文集.
- 船津孝行 (1959): 恒常現象の測定法に関する考察. 日本心理学会第23回大会発表論文集.
- 船津孝行 (1962): 恒常現象における測定法の諸問題. 九州心理学会第24回大会発

表論文集.

船津孝行 (1963): 恒常現象の測定法について—系列法と単一法—。日本心理学会第27回大会発表論文集。

船津孝行 (1965): 量推定法による見えの大きさの測定。日本心理学会第33回大会発表論文集。

Gahgan, L. (1929): On the absolute judgment of lifted weight. *J. exp. Psychol.*, 12, 490ff.

Guilford, J. P. (1954): *Psychometric Method*. McGraw-Hill, New York.

Helson, H. (1938): Fundamental problems in color vision: I The principle governing change in hue, saturation, and lightness of non-selective samples in chromatic illumination. *J. exp. Psychol.*, 23, 439~476.

Hilgard, E. R. (1955): Discussion of probabilistic functionalism. In Symposium on the probability approach in psychology. *Psychol. Rev.*, 62, Pp. 232~235.

Hulin, W. S. & Frazier, L. R. (1928): Two comparison stimuli with one initial standard in lifted-weights. *Amer. J. Psychol.* 40, 626ff.

Kinnaman, A. J. (1900): A comparison of judgments lifted with the hand and food. *Amer. J. Psychol.*, 12, 24ff.

Köhler, W. (1923): Zur Theorie des Sukzessivvergleichs und der Zeitfehler. *Psychol. Forsch.*, 4, 115ff.

Lambercier, M. (1946): La constance des grandeurs en comparaisons sériales. *Arch. Psychol.*, Genève, 31, 79-282.

McClelland, D. C. (1943): Factors influencing the time error in judgments of visual extents. *J. exp. Psychol.*, 33, 81~95.

Needham, J. G. (1935): Rate of presentation in the method of single stimuli. *Amer. J. Psychol.*, 1935, 47, 275ff.

小笠原慈瑛 (1966): 大きさ恒常の前提問題に関する考察。東京大学教養部人文科紀要, 40, pp. 83~106.

Pratt, C. C. (1933): Time errors in the method of single stimuli. *J. exp. Psychol.* 16, 798ff.

Richards, W. (1967): Apparent modifiability of receptive fields during accommodation and convergence and a model for size constancy. *Neuropsychologia*, 5, 63~72.

- Stevens, S. S. (1957): On the Psychophysical Law. *Psychol. Rev.*, **64**, pp. 152~181.
- Stevens, S. S. (1958): Adaptation vs. the relativity of judgment. *Amer. J. Psychol.*, **71**, 363~646.
- 高木貫一 (1936): 物の実際の大きさの比較に関する実験的研究. 心理学研究, **11**.
- Titchener, E. B. (1905): *Experimental Psychology, Instructor's Manual, Quantitative*.
- Truman, S. R. & Wever, E. G. (1928): The judgment of pitch as a function of the series. *Univ. Calif. Publ. Psychol.*, **3**, 215ff.
- Urban, F. M. (1908): The application of statistical methods to the problems of psychophysics.
- Volkman, J. (1932): The method of single stimuli, *Amer. J. Psychol.* **44**, 808ff.
- Weber, E. G. & Zener, K.E. (1928): The method of absolute judgment in psychophysics. *Psychol. Rev.*, **35**, 466ff.
- Woodrow, H. (1933): Weight discrimination with a varying standard *Amer. J. Psychol.*, **45**, 391~416.