相互行動の分析法について (I)

—「棲所と群系」「個体間の関係」を中心に—

梅　岡　義　貴

相互行動の分析法につて（1）

―「棲所と群系」「個体間の関係」を中心に―

梅　岡　義　貴

人や生物のレスポンス response をあつかう科学の分野はいくつも数えられるが，その中にあって生態学，心理学，社会学は個体もしくは群のレベルに特性的なレスポンスについての基本的な問題に関心をむけている．

ところで，この三者にもそれぞれの特色があって，対象の定め方にはかなりの距たりがある．たとえば，社会学は人を要素とする組織体 society or institution に注目し，要素のレスポンスないし行動は要素の属している組織が枠組として働く仕方に従って分析される．いいかえれば，ここでは“社会組織にリファーされる人の行動”が研究の対象となっている．これに対して，生態学は生物の生存の機能および様態を現実の棲所 habitat において捉えようとする．それを広く解すれば，日常社会における人の行動も共に扱われてよいわけである．しかし，人の生態と植物のそれとでは，研究の仕方に自づから大きな差異が生じる．植物生態学でも，一方に個体もしくは集合体，他方にその棲所をとり，この両者の間の因果関係を明らかにすることがテーマとなるが，具体的には“棲所の物理・化学的特性にリファーされる生体の生化学的反応”を基礎資料として使う．この点からいえば，それは『棲所に運びこまれた生理学』にほかならない[(1)]．

一方，棲所における植生は，ふつう優占種をふくむ２種以上のかなり多数の住員 population からなる集合的な生存の形式を示している．ことに陸上ではその定地性に由来して，植物群落の構造が景観としてもじかに人の目に映る．植物生態学がはやくから地域共同体community の研究に力をそそぎ，方法論の上でも動物生態学に先行した一つの契機はこの辺にあるのかもしれない[(2)]．それはともかく，植物の集合体が植生の特性にしたがって無機的自然にかたく結びついていることは，生物集合の，集合としての水準における観測に大きな利便を与えている．かくして，生態学はその対象の下限を個体におき，いろいろな規模の集合的組成を問題にする．この点では，個体を上限としておもに個体内の諸要素の働きをあつかう生理学と明らかに対照的である[(3)]．

この論文は，従来の心理学ないし行動論 behaviorism が個体を中心に組みたてられているのを不満として，いわゆる社会的行動の基礎づけに関する方法上の模索を試みたものといえる．かかる課題に直面して，筆者の選んだ足場は生物学的な色彩の濃いものである．行動論を生物科学の一分科と定義する研究者は現在少なくないが，そのような立場を行動論の基礎的な枠組

や概念の中に具象化する試みはまだ余り進められていない．ところで，前述のように，個体や群の水準における即ち巨視的な規模における生存の形態や機能は，生物学の中でも主として生態学がこれを扱っていて，生物と環境，生物相互，群系といった課題も植物生態の研究においてすでに重要な問題となっている．従って，行動論を生態学と共通の基盤に一旦はめこみ，そこから徐々に行動プロパーの問題をくり展げていこうとする筆者のいき方は，初めから現実における人間の社会的行動を対象とするアプローチに比べれば，かなり抽象的であり且つ遠廻りの憾みはあるが，基礎論としては一つの必要な方途といえるかもしれない．

さて，個体もしくは群の水準における「生物と環境」の相互作用を分析する枠組を定めるに当って，筆者は Clements & Shelford の所説を第一の手掛りとする．生態学の基礎論を目ざして刊行されたその著 Bio-ecology（汎生態学）の中で，クレメンツらは件の相互作用を，個体もしくは群系に対する棲所（環境）の物理化学的要因の action ((作用)) と，棲所のかかる要因に影響をおよぼしこれに変化を与える生物の reaction ((応働)) との２つの機能成分に分ける.(4) そして，棲所要因の action をうけて生物が変化する仕方は response ((反応)) と名づけられ，上述の reaction とはっきり区別される．この区別は，クレメンツらの所説の一つのポイントとなっているが，説明の便宜ということからそれをもっと操作的に表現しなおすと，棲所の要因を条件とみ観測対象である特定の生物についてその変化を検出した場合が response であり，他方，生物の機能を条件とみ棲所の要因についてその変化を検出し，その結果を生物の機能にリファーした場合が reaction という事になる．

かくして，クレメンツらの体系の中における「生物と環境」は，棲所の action が生物の response を結果し，この response が飜って棲所に対する生物の reaction を導くという形で，因果の鎖りにつながれている．しかし，この action—response—reaction という系譜のつくり方には一つの大きな欠点がある，と筆者は考える．上の系譜では action はつねに棲所の物理・化学的要因に帰属されているが，生態についても行動についても環境の中に他の生物要因 biotic factor を含めた形で研究を進める場合が少なくない．そうした事例に上の図式が適用しにくいことは明らかで，事実クレメンツらも「生物相互」の関係にはこの図式を用いず，別に coaction という枠を設けている．いいかえれば，彼らの体系では「生物と環境」と「生物相互」とで，そのとり扱いに論理的なつながりが稀薄なわけである．

筆者も生物間の相互作用がユニークな特性をもち，従って異った扱いを必要とする場合が多いことを否定するのではない．しかし，前述のように，環境の中に他の生物要因をふくめた形の研究が可能である以上，上記の２種類の相互作用を共通に扱えるような分析の枠組が工夫できるに違いない．その為にはまず測定対象と条件因子の区別がそのつど必要になる．

いま，ある事象が特定の単位資料においては条件因子として扱われ，その影響をうけて或る測定対象の可測的状態がどのように変化するかを問うている限り，その因子が物理・化学的のものであるか生物的なものであるかに拘わりなく，条件因子のかかる働きを action ((作用)) と

呼び，条件因子の（正確にいうと，その因子を含む所定の条件組成の）こうした action に感応して自らの状態を変化する測定対象の働きを reaction ((反応機能)) とよび代えるならば，「生物と環境」の相互作用は，

棲所のaction
生物のreaction ＞生物の response（可測的状態変化）

生物のaction
棲所のreaction ＞棲所の response

に分析されるが，「生物相互」の関係も，

生物 Oi の action
〃 Oj の reaction ＞Oj の response

生物 Oj の action
〃 Oi の reaction ＞Oi の response

に分解できる．この２つの図式は明らかに同型的 isomorphic であり，両者の分析の枠に原理的な対応のあることを示している．

すなわち，一組の生物要素をふくむ系を調べる方式は色いろあるが，その中の一つとして，個々の対象個体に視点をおいて資料をとる，というのが上の図式で表わされているアプローチなのである．詳しくいうと，ある個体に視点をおいて資料をとる時には，他の個体は環境組成の部分となり，他のある個体について資料をとる時には，件の個体も今度は環境因子の側におかれる．かくして系内の生物要素の働きは二つの異なった側面から眺められる．それが対象個体として，他の生物要素をふくむ環境組成にどのような reaction を示すか，がその一つ．それが環境組成の一部として，他の対象個体にどのような action を及ぼすか，が第二の側面である.[5]

問題の系を対象要素と環境因子に分割する上記の研究方略を“線型の系譜”とよぶならば，この系譜は「個体相互」と同様「集合と要素」の関係にも適用できる．例えば，社会心理学の研究には，集団ないしソサイアテ society と成員の関係をあつかう際に，個々の成員を対象要素に定め，集団もしくはソサイアテは成員を包んでいる環境の背景的組成とみなす設定で分析を進め，かかる枠組としての集団の影響をうけてそれぞれの成員のレスポンスないし行動がどのように変異するか，を調べるという形のものが多い．その意味で，従来の社会心理学は『ソサイアテの中における個人の行動を扱う科学』といえるだろう.[6] そこでは，個人の行動が基礎資料として使われるだけでなく，こうした資料の結合によって明らかにしようとする対象のレベルそのものも個人の機能と特性におかれている．

ところで，これまでの叙述が暗示しているように，「集合と要素」の関係は同じく“線型の系譜”をモデルとする資料に基きながらも，いわばその裏側にスポットを当てて眺めなおす事もできる．すなわち，測定の対象は前と同じく個々の個体に定めるが，かかる個体のレスポンスないし行動の変異をとおして，これに影響を与えている環境因子としての集合の特性を相互に比較していく．いいかえれば，要素の挙措を検査の指針とみて，集合の action に注視する．かつて Allee が mass physiology を標望して行つた group effect の研究は，このアプローチの実例である．すなわち，ある環境組成（物理・化学的）の下における動物の生理過程は，その個体がアイソレートされている時と集合態 aggregation の中に位置するときとでかなりの相

異がある．アリーはこの現象を group effect とよび，これをいろいろな対比たとえば種間とか成員密度間などについて比較することにより，それぞれの集合態がその成員に対してもつ適応的ないし不適応的な特性を明らかにしようと試みた．(7)

1) Clements, F. E. & Shelford, V. E. *Bio-ecology*. 4th print., 1949, John Wiley & Sons, Inc. の p. 3.
2) 参照，吉良竜夫，生態系の自然構造とその生産力（現代生物学講座 5「生物と環境」の 149—195）中の149頁.
3) 参照，Allee, W. C., Park, O., Emerson, A. E. & Park, T., *Principles of Animal Ecology*. reprint., 1950, W. B. Sanders Comp. のp. 2.
梅棹は同様の事がらを別の角度からつぎのように書いている．「個体を出発点として生物学の研究方向を大きく二つに区分することができる．一つは，個体を分析してその形態・機能を，より小さな要素の形態・機能から説明しようとする.…….他の一つの方向は個体それ自身を要素とする生物の集合にむかい，その秩序と法則を求めようとする.」梅棹忠夫，生物科学 1 巻 1 号，1949，p. 19.
4) Clements et al, 前掲書，p. 68 ff.
5) 参照，梅岡義貴，社会的干渉の微視的処理について（高木貞二編「心理学における数量化の研究」の 121—130）の124頁以降.
6) Krech, D. & Crutchfield, R. S., *Theory and Problems of Social Psychology*. 1948, McGraw-Hill Comp.の p. 7-8.
7) Alle, W. C., *Animal Aggregations*, 1931, Chicago.

2

前節で展開された action—reaction—response という“線型の系譜”は，生物現象を解析する際のいわば定法を型式化したにすぎないが，かかる論理を「生物相互」の分析の基礎においた試みは知らない．そこで，筆者の参画した金魚の遊泳についての計量データを使いながら，この系譜の範例を統計的モデル（母数模型）の形で示す，のがこの節の課題である．(8) 初めに，用語についての約束を設けておこう．すなわち，ある生物要素（測定対象）の挙措が他の生物要素（条件因子）の挙措に影響されて変化する仕方に注視するとき，生物のかかる働きないし特性を social reaction とよび，ある生物要素（条件因子）の挙措が他の生物要素（測定対象）の挙措に影響を及ぼしてこれに変化を与える仕方に注視するとき，生物のかかる働きないし特性を social action とよぶ．

そこで問題は，この二つの成分が分散分析 analysis of variance のプロセスで誤りなく分離できるかどうか，に掛ってくる．その為には第一に，件の条件因子を除いた場合，つまりアイソレーションの事例との対比を必要とする．第二に，分散分析で扱われるのは相対的な量であるから，二要因を構成する条件因子と測定対象とは共に複数でなければならない．もっと正確にいうと，実際に実現できる二要因の組合せが少くとも 2 × 2 は必要となる．この二つの要件は，しかし，「生物相互」の関係に特有のものではなく，棲所因子の action と生物の reaction を分離するときにも表われてくる共通の枠である．こうした諸点を念頭において本題に入る事

にしよう．

さて，任意なる n（>2）箇の個体 $O_1, O_2, \cdots\cdots, Oi, \cdots\cdots, Oj, \cdots\cdots, On$ を選び，nC_2 通りのペアーを作る．つぎに，所定の環境組成 $E\{e_1, e_2, \cdots\cdots eh\}$ の下で，かかるペアーの各員が測度Yに関して示す挙措を yijl，同じ個体がアイソレーションの条件で示す挙措を yiok とすると，各観測値の統計的モデルは，実験誤差が然るべき条件を充しているとして，

$$\begin{aligned} &yiok=\mu_0+\alpha i_0+\varepsilon i_0 k && \text{但し，} i, j=1, 2, \cdots\cdots, n. ; i \neq j \\ &yijl=\mu+\alpha i+\beta j+\varphi ij+\varepsilon ijl && k=1, 2, \cdots\cdots, s ; l=1, 2, \cdots\cdots, r \end{aligned} \qquad [1]$$

と書ける[9]．ここで，yijl の添字 i は測定対象の，j は条件因子（相手）の，l は反復の番号を表わしている．また，j＝o は相手のないことを，k はその場合の反復番号をしめす．

この母数模型はごく一般的なもので，対象の効果 αi と処理または環境の効果 βj および交互作用 φij のそれぞれが，或る中心点 μ のまわりで相互に分離できる，という仮定の上に立てられている．ところで，上式において，相手のあるときの対象効果 αi と相手のないときの対象効果 αio との差 $\alpha i' \equiv \alpha i - \alpha io$ は，対象が処理すなわち相手の影響をうけて変化する仕方，つまりわれわれが social reaction と名づけた成分に相当する．（この $\alpha i'$ と αio の間に相関があれば共分散 covariance を使ってこの成分をとり出すことができる．）そこで，対象の標識について対応のある観測値 yijl と計算値 $\bar{y}io\cdot$ の差を $\mathfrak{z}ijl$ とおけば，

$$zijl=(\mu-\mu o)+(\alpha i-\alpha io)+\beta j+\varphi ij+(\varepsilon ijl-\bar{\varepsilon}io)=\mu'+\alpha' i+\beta j+\varphi ij+(\varepsilon ijl-\bar{\varepsilon}io) \qquad [2]$$

但し，$i \neq j$

がえられて，母数 $\alpha i'$ は social reaction の成分を，母数 βj は social action の成分を，それぞれ表わすことになる．

そこで，いま式[1] yijl におけるおのおのの誤差 εijl は相互に独立で且つ $N(0, \sigma)$ の分布に従うものとし，この誤差の自乗和を最小にするという条件で式をといていけば，各母数の推定値が一義的に定まる．（但し，$\sum_i ai=\sum_j bj=\sum_i fij=\sum_j fij=0$ とする．）尤も，えられる計算式は $i \neq j$ なる制限のために，ふつう見かけない変った形となる．すなわち，$yijl=\mu+\alpha i+\beta j+\varphi ij+\varepsilon ijl$ の各推定値 m, ai, bj, fij は，（$yiok=\mu o+aio+\varepsilon iok$ の推定とは独立に決められる），

$$ai=\frac{(n-1)y'i\cdot\cdot+y'\cdot i\cdot-y'\cdot\cdot\cdot}{n(n-2)\,r}\ ;\ bj=\frac{y'j\cdot\cdot+(n-1)y'\cdot j\cdot-y'\cdot\cdot\cdot}{n\,(n-2)\,r}\ ;\quad m=\frac{y'\cdot\cdot\cdot}{n\,(n-1)\,r}\ ;$$

$$fij=\frac{yij\cdot}{r}-\frac{(n-1)(y'i\cdot\cdot+y'\cdot j\cdot)+y'\cdot i\cdot+y'j\cdot\cdot}{n\,(n-2)\,r}+\frac{y'\cdot\cdot\cdot}{(n-1)\,(n-2)\,r}$$

但し，y′ のプライムは $i \neq j$ に従つた集計を示す．

で求められる．しかし，この点は技術上の問題にすぎず，モデルの構造としては上記の二個体関係も一般の「処理と対象」と形が変らず，従って同じ論理で解析できるわけである．

母数の推定は上の如くだが，検定についても同じことがいえる．すなわち，action 成分，βj，間の変動は，式[1]の中で $\beta_1=\beta_2=\cdots\cdots=\beta n=0$ とおいた場合と元のモデルに従ったときとの誤差自乗和の差（自由度，n−1）から導かれる．reaction 成分については，[2] 式の中で $\alpha i=\alpha io$ $(i=1, 2, \cdots\cdots, n)$ としたものを帰無仮説にとればよい．そこには原理上の特殊性は何もないと

いえる.

このように，[1] 式のモデルには $i \fallingdotseq j$ という制限があるため，通常用いられる分散分析の簡便法は使えない．そこで，母法の最小自乗法に遡って解析を行なった．しかし，$i=j$ の項を欠測とみてこれに適当な補間値をあて，それによって列 i と行 j の直交性が回復されれば，件の簡便法も利用できることになろう．幸いなことに，$i \times j$ の方形マトリックスは，問題の $i \fallingdotseq j$ によって対角項だけがそして対角項全部が欠測となるため，数多くの補間値すべてが「誤差にも交互作用にも寄与しない」というこちらの希望どおりに決まる．すなわち，補間値 $y_{ii\cdot}$ に含まれる交互作用成分を $\triangle_{ii\cdot}$ として，$\triangle_{ii\cdot}=(y_{ii\cdot}+y_{\cdots}/n^2)-(y_{i\cdot\cdot}+y_{\cdot i\cdot})/n=0$ とおけば，

$$y_{ii\cdot}=\frac{y'_{i\cdot\cdot}+y'_{\cdot i\cdot}-y'_{\cdots}/n-1}{n-2}$$ 但し，y′ のプライムは $i \fallingdotseq j$ に従つた集計を表わす

がえられる.[10]

この補間値を挿入すれば，方形マトリックスの縦計の平均 $\bar{y}_{i\cdot\cdot}$ （$\sum_j y_{ij\cdot}/rn$）は $\mu+\alpha_i$ の，横計の平均 $\bar{y}_{\cdot j\cdot}$ は $\mu+\beta_j$ のそれぞれ正確な推定値となり，母法で導いた値と一致する．検定に関しても，補間値の挿入によって行間および列間に生じる変動の増し分は，交互作用のない時には修正係数 $(n-2)/(n-1)$ によって，交互作用のある時には $n(n-2)^2/(n-1)^3$ によってとり除かれ，修正後の変動は何れも正しい数値となる.

つぎに，実験例を挙げておこう.[11] 角形水槽の中で金魚が泳ぐ速さを記録するため，鏡を使って底面の方から分割線の格子ごしに観察を行う．そして5分の間にこの格子を横ぎる回数が，それぞれの事例について計られた．全系列は14日に互る．各々の金魚はその間にアイソレーションの条件で6回，ペアーの条件で12回（同じペアーにつき各2回）の観測をうける．水温15℃±1℃．水槽の底面13×19.5㎝，分割線がつくる升目の数は4×6，水深10㎝．金魚7尾A，B，…，Gの内わけは和金4，和金×琉金3で，体長は4.5～6.0㎝．この実験結果が表1の数値である．この結果を整理するに当り，二，三の理由から実測値の平方根を用いた．なお，7尾のうちAは対（ペアー）の時の反復変動が特別大きいようなので，分析の対象から除く．いま，単・対の要因をC，継続観測（例，A-F F-G）の前後の要因をP，個体の要因をOとすると，この資料ではP，C×P，P×O，C×P×Oの変動はどれも小さい．そこで，Pに関する条件を考慮の外におけば，分析のモデルは式 [1] そのままとなる．表2は反復について集計した数値を $i \times j$ の形に並べたものである.

ところで，表2にあるペアー条件の縦計の平均とアイソレーションの平均とを比べれば解るように，両者の差と後者との間には相関関係があると思われる．すると，式 [2] のモデルが仮定している $E[\alpha_{i'}\cdot\alpha_{io}]=0$ は当てはまらぬわけで，共分散のモデルに改める必要がある．しかし，この点は次節の考察とも関係があるし，ここでは分析法の型をしめす事に主眼があるので，式 [2] に従った（但し，$\varphi_{ij}=0$ として）分散分析表を記してこの節を終る.

8）参照，梅岡義貴，社会的干渉の微視的処理について，前掲書.

表　1

対の条件

順序＼日次	1	3	5	7	9	11	13
1	A 61 F 74	B 50 G 42	C 115 A 170	D 109 B 131	E 156 C 108	F 97 D 80	G 129 E 118
2	F 63 G 46	G 42 A 76	A 207 B 150	B 135 C 89	C 72 D 79	D 72 E 105	E 91 F 95
3	G 32 C 33	A 98 D 49	B 123 E 137	C 100 F 80	D 45 G 26	E 129 A 166	F 133 B 105
4	C 63 B 52	D 31 C 25	E 93 D 70	F 131 E 144	G 53 F 54	A 318 G 149	B 162 A 147
5	B 49 D 30	C 90 E 107	D 32 F 34	E 107 G 63	F 110 A 147	G 95 B 99	A 198 C 89
6	D 77 A 139	E 97 B 105	F 83 C 66	G 51 D 71	A 324 E 159	B 131 F 126	C 119 G 106

単独の条件

順序＼日次	2	4	6	8	10	12	14
1	F 92	G 74	A 315	B 173	C 111	D 68	E 147
2	F 103	G 81	A 420	B 230	C 162	D 52	E 133
3	C 102	D 44	E 136	F 180	G 78	A 305	B 215
4	C 124	D 48	E 120	F 167	G 41	A 375	B 292
5	D 51	E 187	F 154	G 48	A 308	B 186	C 132
6	D 45	E 117	F 176	G 81	A 375	B 263	C 144

表　2

		対		象			
	B	C	D	E	F	G	横　計
(6) 無	89.93	68.00	42.87	70.76	71.76	48.76	392.08(36)
相　(2) B	**20.91**	17.37	15.92	21.55	22.75	16.23	114.73(12)
(2) C	18.83	**17.03**	14.46	22.83	18.05	15.96	107.16(12)
(2) D	18.45	13.49	**12.30**	19.89	15.68	12.24	92.05(12)
(2) E	21.34	19.88	16.86	**24.52**	21.20	19.30	123.10(12)
手　(2) F	21.70	18.12	14.60	21.54	**18.87**	14.06	108.89(12)
(2) G	17.02	16.65	15.14	21.20	15.29	**13.89**	99.19(12)
縦　計（無は除く）	118.25	102.54	89.28	131.53	111.84	91.68	645.12(72)

表　3

要　　　因	SS	df	ms
平均効果	83.91	1	83.91
アクション間	40.36	5	8.07
レアクション間	72.70	5	14.54
対の誤差	131.78	49	2.69
単の誤差	43.29	30	1.44

9) 参照，コックラン・コックス［田口・松本訳］実験計画法 1，1953，丸善，の p. 41 ff.

10) 参照，Umeoka Y. & Takada, Y., A Statistical Analysis of Social Coaction, *Jap. Psychol, Reseach*, vol. 1, No.2, 1955.

11) この実験は，初め大場がアリー系統の group effect 研究に沿つて設定した金魚の共泳という場面を利用して，本題に合うよう計画しなおしたものである．参照，大場克己：魚類の活動性における群集効果の研究，心研，24，1953—4，p. 129；梅岡・大場：行動規定因子の分析（5)．心研，25，1954—5，p. 16；梅岡・大場：同上（6)，日本心理学会第19回大会発表，1955.

3

「生物相互」の関係を解析するとき基本となるべき論理を求めて，「棲所と群系」についてクレメンツらが画いた action—response—reaction という系譜をとりあげ，それを吟味し検討するプロセスをへて或る“線型の系譜”にいきつき，それを統計的モデルの形で展開した，というのが之までの梗概である．本節では，この“線型の系譜”をベースにおきながら，そこから一転していわゆる“回帰型の系譜”にうつる論理の道すじを辿っていこう．

話はさかのぼるが，クレメンツらは従来とかく軽視されがちな生物の環境形成作用に関心をむけ，科学の定法である「原因と結果」cause-and-effect の枠型を踏みはづさずにこれをクローズアップするという困難な課題を，件の *reaction* という概念を使って一応解決したわけである．クレメンツが前衛的な研究を続けていた1910～1936の生態学では，棲所の物理・化学的要因を規定条件ないし外生変数とするアプローチが正道であり，「棲所と群系」との間の回帰作用はそのままでは扱いようがなく，[12] 従って群系から棲所に向う biotic action も，response を介して棲所要因にリファーしなければならない．幸い *reaction* の語には action in response という用法があり，この要求に丁度適う．

ところで，前述のように *reaction* を『the influence exerted by an organism or a community upon its habitat』と定義する限り，[13] 棲所から群系（もしくは個体）におよぶ physical action も，それに伴なって変容を続けることになる．しかし，棲所の境域条件を因果の鎖りの先端にすえ，作用回帰のプロセスで観測される棲所内要因の変貌を末端にとれば，最後の項はその期間における *reaction* に依存するとみる事ができるし（但し，time lag を考慮にいれる)，さらに *reaction* の項は同じ期間に観測される群系の変容すなわち response に関係づけられる．この response の項を相当する時期の境域条件つまり因果の初項にリンクすることには余り問題がない．クレメンツらの action—response—reaction という系譜をこのように読みかえれば，その操作的な基盤もはっきりするし，「棲所と群系」の間の回帰作用を線型に近い系譜で扱えるという事由も肯けよう．

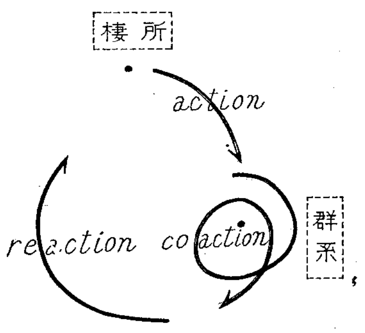
さて，この体系が前二節でみた“線型の系譜”と異なる最も大切な点は，件の *reaction* という項が二次成分を表わしている事である．この成分を抱えている為に，それは“回帰型の系譜”に一歩踏みいった形となっている．しかも，今一つの要請であった『棲所要因を因果連鎖の初

項とする』を同時に充している所に，この構想の非凡さと併せて過渡的な性格がうかがえる．それが線型と回帰型という両立しがたい二つの系譜の両方に跨っているからである．

話を「生物相互」の問題に戻そう．生物要素間の関係を辿っていく時，かかる要素の何れかを外生因 exogenous agent とすべき理由も必要も原理上はない．これが「棲所と生物」の関係ならば，測定を生物の response に向け，棲所の物理・化学的因子を規定条件ないし外生因とする事に，方法上の根拠を主張することもできる．生物の機能を調べるときの定法というべきこの方式を生物間の関係に当てはめるには，前節でみたように，何れの生物要素もある資料では測定対象に他の資料では条件因子にと，そのつど指定をかえて組まれる事になる．しかし，この方式に従うと，生物要素 Oi，Oj 間の関係は線型化されて，Oi から Oj に至る作用の径路と，Oj から Oi に至る径路とは相互の繋りを失う．

系の中における生物要素の action が相互に独立なことを仮定しているこの方式は，回帰作用すなわち作用の二次成分を認めないのであって，要素間の関係を否定しているわけではない．Oi の action をうけている Oj の response と，Oj の action 下にある Oi の response とが，その内容の上で交絡していなければよい．いいかえれば，各々の個体は相手の挙措には影響されるが，相手の挙措変化――こちらの挙措が条件の一つとなっている――には殆と影響されない，という場合を想定している．系のプロセスに初期条件が支配的に利いていれば，この想定も当てはまる．

かくして，問題は作用の二次成分に絞られてくる．前述のように，クレメンツらは生物間の interaction を扱う枠組として特に coaction なる概念を設け，群系の中における要素の action が相互に独立でないことをアプリオリに決めている．ところで，この概念は「生物相互」の間の回帰作用を指向してはいるものの，これを解析するための手掛りをわれわれに与えてくれない．件の二次成分に対する具体的な配慮がその中にないからである．因みに，彼らの体系の中でこの概念が占める位置を図式的に表現するとすれば，次のように画ける．



ところで，生物間ことに種内 intra-species の関係では，各要素はその機能が類似していて，ある要素から他へ影響が及ぶときには，それと同性質の（程度や符号は異なるとしても）影響が相手からこちら側へも伝わる，という事例を想定できよう．こうした事例についての統計的モデルが書ければ，それは件の coaction を表示する範例の一つとなる．それには簡明なもの程よく，再び二個体関係に戻ってこれを考えたい．いま，ある環境組成の下でペアーに組まれた生物要素 Oi, Oj の挙措（可測的状態）が，要素間の作用交換の結果として，相互に類似したものになるとしよう．このとき，coaction の名に因んで要素の機能をほぼ同じとみれば，両者の状態の接近が相互のいわば歩み寄りによって果される，と考えることには無理がな

い．すると，各要素への input には相手の特性そのものではなく両特性の差が登場してくる．

上述の想定に従い，要素の挙措を単位資料とする統計的モデルを考えてみよう．問題のポイントは，生物間の作用によって，二つの挙措の差が縮まるという事にあるから，まず初めにこの差異を構成する各要素の固有値が必要となる．この固有値の母数を Oi については γi，Oj については γj と表示すれば，件の差異は（$\gamma i - \gamma j$）とかける．もしも純粋の回帰モデルを選ぶなら，γi，γj をベースとして Δt 後の変化を導く式を作ることになるが，ここでは観察期間の全体についてかかる変化をならし，どの程度の影響があったかを見るに留める．その方が適用の範囲は広くなるからである．

さて，問題は（$\gamma i - \gamma j$）にあり，この差のどの程度が各々の固有値に加わるかを考えればよい．いま，最も単純な場合として，その程度は件の差に比例するとおくと，上の付加分は回帰項 regression term $-\kappa$（$\gamma i - \gamma j$）で表わせる．最後に，前節の式［1］における yijl のモデルと同様，(i, j) の組合せにリファーされる交互作用成分を抽きとるために，母数 φij を入れておく．すると，単位毎のモデルは，

$$yijl = \mu + \gamma i - \kappa(\gamma i - \gamma j) + \varphi ij + \varepsilon ijl \qquad i, j = 1, 2, \cdots\cdots, n.\ ;\ i \neq j \quad l = 1, 2, \cdots\cdots, r \qquad [3]$$

となる．[14)]ここに，母数 γi はペアーの条件下における Oi の固有成分を，回帰項は二個体の状態差に関係する比例成分を，εijl は実験誤差をそれぞれ代表する．

このモデルを前節の式［1］における yijl のそれと比較してみよう．式［3］において $(1-\kappa)\gamma i$ を αi，$\kappa\gamma j$ を βj とおき代えると，$yijl = \mu + \alpha i + \beta j + \varphi ij + \varepsilon ijl$ となって式［1］に戻る．ところで，ペアーをなす二個体 Oi，Oj の挙措は式［3］に従って，

$$yijl = \mu + \underbrace{(1-\kappa)\gamma i}_{=\alpha i} + \kappa\gamma j + \varphi ij + \varepsilon ijl \qquad yjil = \mu + (1-\kappa)\gamma j + \underbrace{\kappa\gamma i}_{=\beta i} + \varphi ji + \varepsilon jil \qquad [4]$$

となるから，一見して解るように，このモデルでは式［1］が仮定している αi と βi との独立性を否定して，両者が相関関係にたつことを主張しているのである．いま，ペアー条件の資料 yijl について i×j の表を作ると，前節で詳述したように，(i, i) の項を補間した後の縦計の平均は $\mu + \alpha i$ の，同じく横計の平均は $\mu + \beta i$ の最良不偏推定値となるから，表2（7頁参照）の中の縦計と横計の間に相関が認められれば，式［1］の線型モデルは棄却され，式［3］の双線型モデル bilinear model が検討の価値あるものとして浮び上る．この関係を見やすくする為，補間値の高い順に対象を並べかえると，明らかな相関を示す表4がえられる．

表　4

	E	B	F	C	G	D	合　計
補　間　値	**24.52**	**20.91**	**18.87**	**17.03**	**13.89**	**12.30**	**107.52**
横　計	123.1	114.7	108.9	107.2	99.2	92.1	645.1
縦　計	131.5	118.3	111.8	102.5	91.7	89.3	645.1

そこで，式［3］のモデルを解いていって，更にくわしく資料との照合を行うことにしよう．前述のように，上式は回帰項をもつ非線型のモデルだからそのままでは分解できないので，一旦これを線型化した上で最小自乗法を適用することになる．そのために用いられる変換は式［4］に書いた $\alpha i=(1-\kappa)\gamma i$，$\beta j=\kappa\gamma j$ に外ならず，これによって式［3］は式［1］に還元して，μ，αi，βj，φij の推定値はそれぞれ m，ai，bj，fij となる（5頁参照）．ところで，件の変換式から $\gamma i=\alpha i+\beta i$ が導かれるから，既知の最良不偏推定値 ai，bi を代入すれば，γi の推定値 ci は

$$ci=ai+bi=yii\cdot/r-y\cdots/n^2 r$$

と定まる．すなわち，このモデルに従うと，縦計または横計の各計算値は通常と違って母数の推定に直接の関係をもたず，問題の母数 γi については両者の和を主成分とする補間値がその役を担っている．

すでに m，ci，fij は既知となったから，残された推定は係数 κ に関するものだけである．上の変換式の $\beta i=\kappa\gamma i$ から κ の推定値 k の最小自乗解をうるためには，いうまでもなく誤差の形が定まらなければならない．ところで，γi の推定値 ci は一組の観測値（又は変形値）の線型結合だから，母平均 γi の回りにそれぞれ独立に正規分布する．βi の推定値 bi についても同様．従って上の変換式にこれらを代入すれば，$bi+\varepsilon'=\kappa(ci+\varepsilon'')$ がえられ，これを解いていくと，

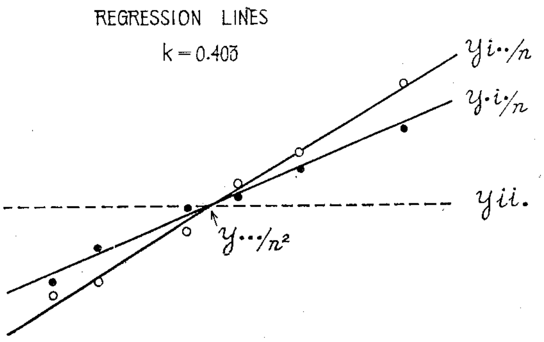
$$k=\frac{\Sigma bici}{\Sigma ci^2}=\frac{\Sigma yii\cdot y\cdot i\cdot-y^2\cdots/n^2}{n\Sigma yii\cdot^2-y^2\cdots/n^2}$$

という形で k の値が決まる.[15] 式［4］にこの k および ci を代入すれば解るように，このモデルでは k＝0.5 のとき ai と bi は等しくなり，補間後の縦計 yi•• と横計 y•i• の違いは誤差変動のみに帰せられる．前節で扱った金魚の遊泳に関するデータについてこの係数を計算してみると，k＝0.403となり，しかも交互作用は認められないから，ペアーをなす個体間には遊泳の歩度に関してそのつどかなりの歩みよりが生じると考えられる（資料の数値 yijl は5分間に横切られた観測区劃数の平方根，参照，6頁)。

そこで，問題を推定から検定に移すことにしよう．上の推定から導かれる二つの回帰直線 (1-k) ci，kci を補間後の縦計と横計に当てはめた場合の適合のよしあしが解らなければ，この歩みよりについての推計的結論を下せないからである．この為には，件の ai と bi を「双変正規母集団からのランダムサンプル」と見なして両者の相関 r を求め，これを母相関 ρ の推定値として通常の検定を行えばよい．すなわち，r は次式から導かれる，

$$r=\frac{\Sigma aibi}{\sqrt{\Sigma a_i^2\ \Sigma b_i^2}}=\frac{\Sigma yi\cdot\cdot y\cdot i\cdot-\frac{y^2\cdots}{n}}{\sqrt{\left(\Sigma y^2 i\cdot\cdot-\frac{y^2\cdots}{n}\right)\left(\Sigma y^2\cdot i\cdot-\frac{y^2\cdots}{n}\right)}}$$

前記の実験例では r ≒0.90 という高い値がえられ，下図からもうかがえるように，回帰直線からの外れは誤差の範囲を越えない．



12) 「棲所と生物」という伝統的な枠を踏みこえて，無機的自然と生体構成との間を回る物質およびエネルギーの循環過程を主題とする生態系 eco-system の先駆的構想が，1935年に発表された Tansley の論文に現われている。しかし，この論文が斯界の注目を受けるには，Lindeman の研究を必要としたといわれている。　参照，Tansley, A. C., *Ecology*, 16, 1935, 284-307 ; Lindeman, R. L., *Ecology*, 23, 1942, 399-418 ;生物と環境（前掲書）149－336.

13) Clements el al, *Bio-ecology*（前掲書）p. 68.

14) 参照，Umeoka, Y. & Takada, Y., A Statistical Analysis of Social Coaction (II), *Jap. Psychol. Research*, 2, 1956, 23-26, の中の p 23.

15) 参照，上掲論文（1956）の p. 25 ; Deming, W. E., *Statistical Adjustment of Data*, New York, 1943.

4

生物間作用を指示する簡明な範例の一つを導くために企画された前記の二個体関係に関する資料を回って，これまでに二つの統計的モデルが提出された（第2，3，節参照）．それらの背景をなす論理には相互にはっきり区別できる特色があり，研究の目的と資料の内容に応じて何れを選ぶべきかが定まるわけである．

式［1］の線型モデルでは，単位資料 y_{ijl}（又は y_{jil}）に参加する要因として「対象要素」と「条件因子」という二つのカテゴリーが独立に並べられていて，標識 i（又は j）なる対象要素の寄与は母数 α_i（又は α_j）で，標識 j なる条件因子の寄与は母数 β_j（又は β_i）でそれぞれ表示されていた．そして，このモデルに沿って結果の処理を進めていけば，標識 i（又は j）という個体の特性が，一方は対象としての，他方は条件としての，相互に関連のない二つの側面に分解される．

これに対して式［3］の双線型モデルでは，条件因子というカテゴリーは抹消されて名実ともに外生変数はなくなり，標識 i および j という二個体の，対象としての特性を現わす母数 γ_i および γ_j が，回帰係数 κ をうけて組をなしている．このモデルに従って資料を分析していくと，件の母数 γ_i の推定値 $c_i = y_{ii\cdot}/r - y_{\cdot\cdot\cdot}/n^2r$ から解るように，任意なる二個体の標識 i, j（但し，i, j＝1, 2, ……, n ; $i \neq j$）の順列が作る方形マトリックスの中で空位となる宿命を負う対角項 diagonal cell に意味が生じ，全観測値はこの項の補間値 $y_{ii\cdot}$ を中心軸とする秩序

の上に乗せられる．しかも，この補間値が式［1］のモデルにおける主要な母数 αi, βi の推定値 ai, bi の線型結合，r（m＋ai＋bi）に当たることを考えれば，式［3］は正に "coaction model" とよぶのに相応しい形といえよう．

さて，式［3］のモデルで $\alpha i=(1-\kappa)\gamma i$; $\beta j=\kappa\gamma j$ とおけば式［1］のモデルに還元するから第3節参照)，両者は二者択一の対立仮説として資料への適合をそのつど競うことになる．金魚の遊泳に関する前記の実験結果では式［3］の方が優位にたち，式［1］に従った場合と比べて，誤差分散を増すことなしに（精度を落とさずに）独立な母数の数を（n−2）箇減らす結果となった．要因間の内生的な束縛条件 endogenous constraint を汲みとることによって，"冗長な" 情報を充分に濃縮できたわけである．なお，式［1］のモデルでは欠くことのできなかった対照群すなわちアイソレーションの事例との対比も，個体間の関係にスポットを当てる式［3］のモデルではその必要性を失う．（尤も，この対比があれば，別の側面に関する知見は加わる．）

しかしながら，上述の "coaction model" を特性づけるパラメタ κ が例示しているように，回帰型の論理では要因間の内生的な束縛条件を浮彫りにすることに主眼がおかれているから，一組の要因からなる所与の系についての記述法則 descriptive law を導くには適しているとしても，その反面において事象の管理という科学のもつ今一つの要請を充たす点では伝統的な線型の論理に一歩を譲ることになる．

回帰型の系譜がもつこの難点はかなり基本的なもので，その中に一組の outer-criterion をとり入れて相関分析を進めれば，対象としている事象系についての「統計的管理」を行うことはできるけれども，それだけではこの問題の解決とならない．この方式で得られる記述法則をベースとしながら，一部の要因を controlable な姿態に移していくか，或いは既存の要因がそれに反応を示す新しい要因を挿入することによって，或いは，もしそれが可能ならば，既存の形式に捉われない要因構成を企画する事によって，截然たる "プロセス管理" への路を拓いていく工夫が必要となる．しかし，こうした諸点についての考察は，「集団と成員」の関係を論じる別の機会に譲ろう．