(7) $$N^{(n)}=\left(\frac{n^2}{4}+\frac{n}{4}+1\right)2^n-2$$

である．集中積率間の単純な演算は各種の記述統計量を与え，その全体は独自の体系と解析方法を形成する事ができる．

疾病構造の変遷に関する研究

駒　澤　　勉

動脈硬化性疾患の予防を目的とした集団検診の1975年, 1985年の被検診者に対して，発症追跡調査を実施した検査データについて，10年の間に検査データ構造がどのように変遷したかを数量化分析によって検討した．

対象は健康に関する共同研究を行っている㈶日本労働文化協会・動脈硬化疫学研究所が実施した集団検診の被検診者である．これらの対象に対して検診後1年半以内に動脈硬化性の脳・心血管疾患の発症追跡調査を実施した．2年次別の調査対象数，回収数，発症数等は表1，発症状況は表2の通りであった．

虚血性心疾患（狭心症，心筋梗塞）の2年次別の発症割合は1975年次調査43.2%，1985年次53.5%であり，脳卒中（脳梗塞，脳出血）は1975年次39.2%，1985年次29.2%と，多くの報告の通り，心疾患と脳疾患の割合が逆転していることをこの調査研究でも示した．

この2年次別の発症割合の変遷を検査データ構造から分析するために数量化III類分析で検討した．分析に用いた検査項目は，血清総コレステロール，眼底検査(Scheie硬化性所見)，心電図，血圧値，大動脈脈波速度値（一つの動脈硬化度の指標）である．疾病危険因子の2年次別の変化は血圧値，眼底所見，大動脈脈波速度値などの高血圧動脈硬化因子において1985年次の方が明らかに各項目・区分の数量が臨床的見地からもリスクの高い順序に与えられ，かつ虚血性心疾患の危険因子である心電図のST・T

表1．対象数と内訳．

	1975年次	1985年次
調　査　数	82,060名	100,352名
回　収　数	37,457	34,895
発　症　数	199	301

表2．発症疾患別内訳．

	1975年次	1985年次
狭　心　症	50名 (25.1%)	110名 (36.6%)
心筋梗塞	36 (18.1%)	51 (16.9%)
TIA・RIND	25 (12.6%)	41 (13.6%)
脳　梗　塞	64 (32.2%)	69 (22.9%)
脳　出　血	14 (7.0%)	19 (6.3%)
くも膜下出血	10 (5.0%)	11 (3.7%)
合　　計	199 (100%)	301 (100%)

変化，と加えてR高振幅に与える数量がリスクとして高くなっていた．

なお，本研究に関しては第48回日本公衆衛生学会（筑波，1989.10）で，「循環器集団検診における疾病危険因子の時代変化に関する研究」を成人保健分科会のミニシンポジウムで報告，数量化III類分析による質的データ構造を比較・探索する有用性について論議した．

年齢組成データのコウホート分析

中村　隆

水産資源解析学の分野では，漁獲の時系列的年齢組成データを対象とする「(マルチ)コホート解析」と呼ばれる方法が知られている．この方法では，年齢別選択性 q_a あるいは年齢依存自然死亡係数 M_a（年齢効果），漁獲強度 f_t（時代効果），資源加入量 R_y（コウホート効果）などを分離することが目的となる（添字 a, t, y はそれぞれ年齢，調査時点，年級（コウホート）に対応する）．ただし，いくつかのパラメータを事前に設定する必要があったり，パラメータの識別問題や非線形問題になるなどの困難点を抱えている．ここでは，対象を南氷洋ミンク鯨の調査捕獲データに限定したベイズ型モデルについて報告し，識別問題を克服するための1方法を示した．

調査捕獲からは資源量 $\{N_{at}\}$ を反映する次のような2種類のデータ，すなわち年齢組成推定値 $\{P_{at}\}$ と資源量推定値 $\{A_t\}$ が得られる．

$$\log P_{at}=\log N_{at}/N_t+\varepsilon_{at},\qquad \log A_t=\log \alpha N_t+\xi_t,\qquad N_t=\sum_a N_{at}.$$

ここで，ε_{at}, ξ_t は適当な観測誤差項であり，α はバイアス要因である．

一方，次のような資源動態方程式を想定し，捕獲頭数 $\{C_{at}\}$ の影響を無視すれば，

$$N_{at}=(N_{a-1,t-1}-C_{a-1,t-1})\exp\{-M_{a-1}\}\approx R_{t-1+A}\exp\left\{-\sum_{i=1}^{a-1}M_i\right\}$$

と近似できる．これを，上の2つの観測方程式を合わせたものに用いれば，

$$\log A_tP_{at}\approx\log\alpha+\xi_t+\log R_y-\sum_{i=1}^{a-1}M_i+\varepsilon_{at}$$

というコウホートモデルが得られる．

事前分布として，$\xi_t\sim\mathcal{N}(0, \sigma_P^2)$, $\Delta^l(\log R_y)\sim\mathcal{N}(0, \sigma_C^2)$, $\Delta^{l'}(M_a)\sim\mathcal{N}(0, \sigma_A^2)$ などを設定すれば，ベイズ型モデルを構成することができる．超パラメータ $\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2$ や階差の次数 l および l' の選択規準としてはABIC（赤池のベイズ型情報量規準）を用いる．

参考文献

Nakamura, T., Ohnishi, S. and Matsumiya, Y. (1989a). A Bayesian cohort model for catch-at-age data obtained from research takes of whales, *Rep. int. Whal. Commn.*, **39**, 375-382.

Nakamura, T., Ohnishi, S. and Matsumiya, Y. (1989b). Modification of the Bayesian cohort model for catch-at-age data obtained from research takes of whales, Research Memo., No. 372, The Institute of Statistical Mathematics.

中心化ニュートン法の適用例

上田澄江

非対称な線形計画問題について考える．