4．適　用

入院期間，社会生活における（例えば試験）成功あるいは失敗までの期間が最初の想定される適用例である．個体差あるいはより一般に個人差が大きい変動をもたらす．

参　考　文　献

清水邦夫，柳本武美（1991）．逆三項分布：逆二項分布の一般化，応用統計学，**20**, 89-96.

Yanagimoto, T. (1989). Inverse binomial distribution as a statistical model, *Comm. Statist. Theory Methods*, **18**, 3625-3633.

Test of Homogeneity of Parameters

（客員）一橋大学 経済学部　早　川　　毅

k 個の母集団の確率（密度）関数を $f(x \mid \theta_i)$, $i=1,2,\ldots,k$ とする．各母集団より n_i 個の標本，$x_i=(x_{i1},\ldots,x_{in_i})$, $i=1,2,\ldots,k$ を取る．本報告は，

$$\text{仮説 } H: \ \theta_1=\cdots=\theta_k,$$
$$\text{対立仮説 } K: \ \exists i, j, \ \theta_i \neq \theta_j$$

に関する尤度比検定を考察する．

尤度比検定規準 λ は

$$\lambda=\prod_{i=1}^{k}\prod_{\alpha=1}^{n_i}\frac{f(x_{i\alpha} \mid \tilde{\theta})}{f(x_{i\alpha} \mid \hat{\theta}_i)}$$

で与えられ，$\tilde{\theta}$ は仮説 H のもとでの $n=\sum_{i=1}^{k} n_i$ 個の標本による最尤推定量，$\hat{\theta}_i$ は対立仮説 K のもとでの n_i 個の標本による最尤推定量である．

$$y_i^{(l)}=\frac{1}{n_i^{l/2}}\sum_{\alpha=1}^{n_i}\frac{\partial^l}{\partial\theta_i^l}\log f(x_{i\alpha} \mid \theta_i)$$
$$m_{(r_1^{\alpha_1},\ldots,r_l^{\alpha_l})}(\theta_i)=\int\prod_{j=1}^{l}\left\{\frac{\partial^{r_j}\log f(x \mid \theta_i)}{\partial\theta_i^{r_j}}\right\}^{\alpha_j} f(x \mid \theta_i)dx$$

とおく．

$\tilde{\theta}$, $\hat{\theta}_i$, $i=1,2,\ldots,k$ は $y_i^{(l)}$'s により漸近表示が出来るので，$-2\log\lambda$ はこれらの関数となる．$y_i^{(2)}$, $y_i^{(3)}$, $y_i^{(4)}$, $i=1,\ldots,k$ の分布は多変数 Edgeworth 展開（Hayakawa (1976)）が出来る．$-2\log\lambda$ の積率母関数を $1/n$ の項まで展開し，反転させることにより，$-2\log\lambda$ の分布は仮説 H のもとで漸近的に，

$$P\{-2\log\lambda\leq x\}=P_{k-1}+\frac{C}{n}\{P_{k+1}-P_{k-1}\}+o\left(\frac{1}{n}\right)$$

$P_f=P\{X_f^2\leq x\}$, C は $m_{(1^2)}$, $m_{(3)}$, $m_{(21)}$, $m_{(1^3)}$, etc. によって表示できる．これより Bartlett 補正項は $\rho=1-2C/n(k-1)+o(1/n)$ となる．

また，Pitman の局所対立仮説 $K_n: \theta_i=\theta+\varepsilon_i/\sqrt{n_i}$ のもとでの $-2\log\lambda$ の検出力関数を $1/\sqrt{n}$ の項まで求めることが出来，それらは非心カイ二乗分布の一次結合で表示される．係数が ε_i の３次の斉次式であるので $-2\log\lambda$ は局所不偏であることがわかる．

なお，本問題は Hayakawa (1976) に於いて，仮定：$\tilde{\theta}=\sum_{i=1}^{k}\rho_i\hat{\theta}_i$, $\rho_i=n_i/n$ のもとで考察されているが，この場合は本検定問題の Robustness の研究に対応している．この仮定は多くの分布に於いて満される．

参考文献

Hayakawa, T. (1976). Asymptotic expansion of the distribution of the likelihood ratio criterion for homogeneity of parameters, *Essays in Probability and Statistics* (eds. S. Ikeda et al.), 265-285, Shinko Tsusho, Tokyo.

統計教育・情報センター

葉緑体の起源

橋 本 哲 男

陸上植物や緑藻の光合成器官である葉緑体は細胞内部に多数存在しており，ミトコンドリアなどと同様に核とは別の独自のDNAを保持している．現在，さまざまな生物学的証拠から，葉緑体は，既にミトコンドリアを獲得した真核細胞に，CO_2固定能を有するバクテリアが共生することによって生じたものである，と考えられている．

葉緑体で光エネルギーの吸収のために用いられる光合成色素は，クロロフィルaおよびbであるが，CO_2固定能を有する現存のバクテリアの大多数を占めるシアノバクテリアでは，クロロフィルaとフィコビリンが用いられている．ところが，近年，クロロフィルaおよびbをもってCO_2固定を行なうバクテリアが発見され，これが葉緑体の起源生物であろう，との考えから‘Prochlorophyta’（原始緑藻類）という新たなグループに分類することが提唱された（Lewin (1976)）．しかし，Prochlorophytaに属する生物種の各種配列データ（核酸および蛋白質）が蓄積するにつれて，Prochlorophytaが葉緑体に最も近いとする見解（Morden and Golden (1989)）と，それを疑問視する見解（Turner et al. (1989)）とが，対立するようになってきた．

そこで我々は，現在利用可能な蛋白質一次構造（アミノ酸配列）データに，「蛋白質分子系統樹の最尤推定法」(Kishino et al. (1990)) を適用し，「葉緑体に最も近いCO_2固定バクテリアは何なのか」を明らかにするための解析を試みた．葉緑体，シアノバクテリア，Prochlorophytaに共通に存在する蛋白質，すなわち，光化学系II関連蛋白質（PSBA），RuBPカルボキシラーゼの大小サブユニット（RBCL, S），およびRNAポリメラーゼC1（RPOC1）について解析したところ，いずれの蛋白質に関しても，「Prochlorophytaよりもシアノバクテリアの一種，*Cyanophora paradoxa*のcyanelle，が葉緑体に最も近い」，とする系統樹の尤度が高くなることが明らかとなった．さらにこれらの系統樹の信頼性は，PSBAおよびRBCL, Sに関しては95%以上にものぼった．今回の解析は，Prochlorophytaが葉緑体の起源であるとする説をしりぞける結論をもたらしたが，この結論が正しいとすると，クロロフィルbは，Prochlorophytaと葉緑体とでそれぞれ独立に獲得された形質であるということになる．

参考文献

Kishino, H., Miyata, T. and Hasegawa, M. (1990). Maximum likelihood inference of protein phylogeny and the origin of chloroplasts, *Journal of Molecular Evolution*, **31**, 151-160.

Lewin, R.A. (1976). Prochlorophyta as a proposed new division of algae, *Nature*, **261**, 697-698.

Morden, C.W. and Golden, S.S. (1989). *psbA* genes indicate common ancestry of prochlorophytes and chloroplasts, *Nature*, **337**, 382-385.

Turner, S., Burger-Wiersma, T., Giovannoni, S.J., Mur, L.R. and Pace, N.R. (1989). The relationship of a prochlorophyte *Prochlorothrix hollandica* to green chloroplasts, *Nature*, **337**, 380-382.