HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	模型の選択に対するベイズ方法論的演繹について
Author(s)	園, 信太郎
Citation	經濟學研究, 35(2), 21-27
Issue Date	1985-09
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/31690
Type	departmental bulletin paper
File Information	35(2)_P21-27.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

経済学研究 35-2
北海道大学 1985. 9

模型の選択に対するベイズ方法論的演繹について

園　　信太郎

1. 序

方法論（methodology）を方法に関する論理学と考える事にする。概念の分析と統合に基づく，方法に関する演繹的考察に，方法論者の役割を限定するのである。

統計学の基礎に関するこの小論は，以下の三つの立場を採る。

第一は，「統計学の奥義は，各各の統計家の長年に渡る鍛錬によって，始めて体得される」式の「論理」は採用しない，と言う事である。仮りにその様な「奥義」が存在したとしても，統計学の基礎とは本質的に，少なくとも論理的に，無縁である，と考えるのである。

第二は，「統計学は実用的な道具類の集積物でなければならない」式の「論理」は採用しない，と言う事である。論理的な基礎を問題にするのならば，「実用性」は禁句である，と考えるのである。

第三は，法家的な立場を採る，と言う事である。司馬遷の『史記』，老子韓非列伝，が，法家を黄帝老子の道徳に基づくとするのは事実だが，ここでは刑名参同を採る。即ち，特定の人格が，特定の資料に基づき，行為を選択し且つ自己の行動を決定する場合に，「二つの，立場の異なる，方法論の各各に基づいて当の人格によって演繹される，当の資料を利用する為の二つの方法」に基づいて決定される，二つの当の人格の行動が，同一であるのならば，かかる二つの演繹の過程における形式的な操作の遂行の成否が，当の人格の経験及び知識及び知能に依存する度合がより少ない演繹の過程，を，提出する方法論を，他の一方の方法論よりも普遍性を有する者，と判断し且つ採用する立場を採るのである。

ベイジアン（Bayesian）なる語の内容を以下では方法論の意味に限定し，これをベイズ方法論（Bayesian methodology），以下 BAYM と略記，と呼び，BAYM に基づく，方法の演繹，を，ベイズ方法論的演繹（Bayesian methodological deduction），以下 BAYMD と略記，と呼ぶ事にする。

BAYM には二つの異なる立場が存在する。一つは，損失関数或いは効用関数の概念を，事前分布及び事後分布の概念と同様に，BAYM における基本概念の一つであるとする立場であり，他方は，損失関数或いは効用関数の概念を，BAYM にとっては，非本質的な便宜的概念とする立場である。粗雑な表現ではあるが，前者を関数派，後者を分布派と呼ぶ事にする。BAYM の本領は分布派に在ると考えるのが，以下の論述の立場であるが，事後分散の解釈に立脚した，関数派からの予想される反論，に，対しては，第8節において返答を試みる。

以下では，所謂数理統計（mathematical statistics）において「常識」，但し，未だにその論理的な基礎が不明確な「常識」，とされている，尤度の概念，統計的模型（statistical models）の選択，尤度の定義，さらには，統計的方法の方法論的妥当性，等に関する，分布派の立場からの，BAYMD's を考察し，所謂数理統計と BAYM との方法論としての刑名参同を，簡潔な様式で，行なう事にする。また，

その際に，事後密度の強度，なる量を導入する。

なお，この小論文は鈴木教授（東京大学経済学部）の統計学及びベイジアンに対する見解の影響を強く受けているが，この見解については，第8節で簡潔に述べる。

2. 尤度と比率尤度

ベイジアンの内の幾人かが，尤度の概念をBAYMの基本概念の一つとしている事は，周知の事実だが，少なくとも分布派の立場からすれば，尤度の概念は副次的なものである。当然，「ベイズの公式を用いる際に尤度を用いるのであるから，やはり基本概念の一つである」，との反論が予想されるが，この反論の論理的根拠は不明確である様に思われる。何となれば，事前分布の事後分布への変換を表現するのがベイズの公式であり，且つ，事後分布の事前分布に対する比率が，所謂尤度，になるからである。この事は次の様にして確認される。

特定の人格の，母数空間 Θ 上の，測度 $\mu(d\theta)$ に関する主観確率の密度，以下事前密度と呼ぶ，を $p(\theta)$ とし，且つ，その人格が観察の結果，x，を得た後の同様の主観確率の密度，以下事後密度と呼ぶ，を $p(\theta|x)$ とするならば，次の（2.1）なる量が定義される。

$$(2.1)\qquad l(\theta|x)=\frac{p(\theta|x)}{p(\theta)}.$$

或量 $h(\theta|x)$ が，x のみに依存する正の定数 $C(x)$ に対して，$l(\theta|x)=C(x)h(\theta|x)$，を満たすのならば，

$$\int_\theta \mu(d\theta)p(\theta|x)=1,$$

及び，（2.1）より，

$$C(x)=\frac{1}{\int_\theta \mu(d\theta)p(\theta)h(\theta|x)},$$

及び，

$$(2.2)\quad p(\theta|x)=\frac{p(\theta)h(\theta|x)}{\int_\theta \mu(d\theta)p(\theta)h(\theta|x)},$$

を得る。これはベイズの公式に他ならない。

以上の議論から了解される様に，所謂数理統計における統計的模型なる概念はどこにも登場していないのであるが，これはBAYMにおける後実験的（post-experimental）な立場の反映である。なお，尤度を重視するか否かにかかわらず，ベイジアンでは，尤度なる概念を後実験的な立場で使用するのであり，ネイマン流の統計学における，類似の概念の前実験的（pre-experimental）な使用とは，少なくとも論理的な意味において，BAYMは無縁である。このことは，尤度の概念を重視する，関数派ベイジアンである，Bergerが〔1〕，第1.6.2節，23頁から28頁，において簡潔に説明している。

ここでは，多く見られる論理的な誤解を回避する為の，一つの試みとして，（2.1）で定義される量を，事後密度の事前密度に対する比率と言う意味で，比率尤度（ratio likelihood）と呼ぶ事にする。比率尤度の定義式（2.1）は尤度の概念に対するBAYMDの表現であると解釈する事が可能である。

3. 模型の選択

今日，一部の数理統計家は，非常に熱心に統計的模型の選択を論じているが，彼らの議論の論理的根拠は，少なくともベイジアンの立場から見る限りでは，不明確である。何となれば，彼らの議論においては，後実験的な概念と前実験的な概念との区別が明示される事が無いからである。しかも，後実験的な立場から見る限りでは，所謂数理統計における，「統計的模型の選択」の問題は，統計学的方法論の本質にかかわるものではなく，副次的な物に他ならない。この事は次の様にして確認される。

特定の人格が，彼の「考察の対象とする世界（world）」を記述する為に，採用する複数の母数空間を，Θ_m，$m=1, 2, \cdots, M$，とし，且つ，その人格の各 Θ_m に関する事前密度を $p_m(\theta_m)$ とする。また，その人格が観察の結果，x，を

得た後の，各 Θ_m に関する事後密度を $p_m(\theta_m|x)$ とし，且つ，各 m に関する事後確率を $p(m|x)$ とする。この場合，もしその人格が，$p_m(\theta_m|x)$, $\theta_m\epsilon\Theta_m$, $m=1, 2, \cdots, M$, 及び，$p(m|x)$, $m=1, 2, \cdots, M$, に基づいて，一個の m を選択するのならば，この行動は，その人格が，彼の「世界に関する過去及び現在の知識」，及び，彼の「世界を記述する様式に関する知識」，に基づいて，「世界を記述する様式と言う意味での模型」の選択を行なうことに他ならない。

上記の意味での「模型の選択」には，数理統計における「統計的模型」の概念は現われていない。概念の混同を避ける為に，上記における，世界を記述する様式としての，母数空間を，記述的模型 (descriptive models) と呼ぶ事にする。

「記述的模型の選択」の概念は，「統計的模型の選択」の概念に対する，BAYMD の結果である，と解釈する事が可能である。

4. 選択の基準と事後密度の強度

上記第3節における，記述的模型の選択を，何らかの意味での量的な基準によって行なう事が，論理的な根拠を有するならば，その基準を簡潔な算術的様式によって表現する事は，統計学的方法論への一つの洞察を与え得るかもしれない。

以下の量 (4.1) はベイズ推論においてしばしば使われる量であるが，この小論においては，これを事後相対高 (posterior relative height) と呼ぶことにする。

$$(4.1)\qquad r(\theta|x)=\frac{p(\theta|x)}{p(\hat{\theta}|x)},$$

但し，$p(\hat{\theta}|x)=max\{p(\theta|x)\,;\,\theta\epsilon\Theta\}$, とする。

事後相対高 (4.1) 及び比率尤度 (2.1) により，逆に，次の (4.2)，(4.3)，及び (4.4) を得る。

$$(4.2)\quad p(\hat{\theta}|x)=\frac{1}{\int_\theta \mu(d\theta)r(\theta|x)},$$

$$(4.3)\quad p(\theta|x)=\frac{r(\theta|x)}{\int_\theta \mu(d\theta)r(\theta|x)},$$

$$(4.4)\quad p(\theta)=\frac{r(\theta|x)}{l(\theta|x)}\cdot\frac{1}{\int_\theta \mu(d\theta)r(\theta|x)}.$$

従って，$(l(\theta|x),\ r(\theta|x)\,;\,\theta\epsilon\Theta)$ は，Θ に関する過去及び現在の知識の表現としての，$(p(\theta),\ p(\theta|x)\,;\,\theta\epsilon\Theta)$ と同値である。そこで，2変数(l, r) の各各に関して単調増大である正値関数 $f(l, r)$ に対して，

$$(4.5)\quad PDP(f)=\int_\theta \mu(d\theta)p(\theta|x)f(l(\theta|x),\ r(\theta|x)),$$

なる量を定義して，これを事後密度の強度 (posterior density power)，以下 PDP と略，と呼ぶ事にする。但し，(4.5) は後実験的な量であるから，f が x を助変数として含む様な場合でも (4.5) によって PDP が定義できる事を注意する。特に，$f(l, r)=l^A\cdot r^B$, 但し，A 及び B は x のみに依存する正の定数，の場合，$PDP(f)$ を $PDP\ (A, B)$ と書くことにする。試みに $PDP\ (A, B)$ を計算すると以下の様になる。

$$PDP(A, B)=\left(\frac{p(\hat{\theta}|x)}{p(\hat{\theta})}\right)^A\int_\theta \mu(d\theta)p(\theta|x)exp\left(A\log\frac{p(\hat{\theta})}{p(\theta)}+(A+B)\log\frac{p(\theta|x)}{p(\hat{\theta}|x)}\right)$$

従って，比率尤度 (2.1) を用い，且つ，

$$N(\theta)=\log\frac{p(\hat{\theta})}{p(\theta)},$$

$$W(\theta|x)=-2\log\frac{p(\theta|x)}{p(\hat{\theta}|x)},$$

と置けば，両辺の対数を取る事によって，

$$\log PDP(A, B)=A\log l(\hat{\theta}|x)+K\left(\frac{-(A+B)}{2}\middle|x\right),$$

但し，$K(z|x)$ は

$$K(z|x)=\log\int_\theta \mu(d\theta)p(\theta|x)exp(z(W(\theta|x)-\frac{2A}{A+B}N(\theta))),$$

によって定義されるキュムラント母関数であ

る。故に，事後平均及び事後分散を用いると，

(4.6) $\log PDP(A, B)=A\log l(\hat{\theta}|x)$
$-D\cdot E(W(\tilde{\theta}|x)-\frac{2A}{A+B}N(\tilde{\theta})|x)$
$+\frac{1}{2}\cdot D^2\cdot V(W(\tilde{\theta}|x)-\frac{2A}{A+B}N(\tilde{\theta})|x)$
$+R(D, x)$,

但し，$D=(A+B)/2$, 且つ，$R(D, x)/D^2$ は $D\to 0$ の場合に有界，である。

従って，特に，或定数 C が存在して $A/D\to C$, $D\to 0$, ならば，

(4.7) $\lim_{D\to 0}\frac{1}{D}\log PDP(A, B)$
$=C\cdot(\log l(\hat{\theta}|x)+E(N(\tilde{\theta})|x))$
$-E(W(\tilde{\theta}|x)|x)$.

比率尤度 (2.1) の通常の解釈は，「真の状態は θ である，と言う命題を，観察の結果 x が支持する強さ」，であり，事後相対高 (4.1) の通常の解釈は，「真の状態は θ である，と言う命題の確らしさの強さ」，である。従って，$PDP(A, B)$ を記述的模型 Θ_m, $m=1, 2, \cdots, M$, を選択する際の基準として採用する事が可能であるかもしれない。例えば，特定の人格が，「何らかの意味において真である」記述的模型，例えば「真の個数から成る自由母数」を持つ模型等，を選択する事を試みる場合，その人格が，Θ_m に対応する $PDP(A, B)$，以下 $PDP(m)$ と略記する，を「真の模型は Θ_m である，と言う命題を，観察の結果 x，及び，現在の，世界に関する彼の知識，が，支持する強さ」，として採用するのならば，「『真の模型は Θ_m である』と言う命題が偽である事をその人格が知っているのならば，かかる支持 $PDP(m)$ はその人格によって論理的に意味が無いものとして無視される」と言う仮定の下では，次の量を最大にする m_0 を「真の模型に対応する添字である」と仮定する事は方法論的根拠を持つ可能性がある。

(4.8) $\sum_{m=1}^{M}p(m|x)\delta(m, m_0)PDP(m_0)$
$=p(m_0|x)PDP(m_0)$,

但し，$m=m_0$ の場合は $\delta(m, m_0)=1$，他の場合は $\delta(m, m_0)=0$，とする。

仮りに (4.8) を m_0 に関して最大化すると言う選択の基準を採用するのならば，特に，$A/D\to C$, $D\to 0$, なる場合，(4.7) より，

(4.9) $\left\{\frac{p(m|x)PDP(m)}{p(\hat{m}|x)PDP(\hat{m})}\right\}^{\frac{1}{D}}\longrightarrow$
$p(m|x)=p(\hat{m}|x)$ ならば，
$exp(I(m)-I(\hat{m}))$,
$p(m|x)<p(\hat{m}|x)$ ならば，
0.

但し，$p(\hat{m}|x)=max\{p(m|x)\ ;\ m=1, 2, \cdots, M\}$, 且つ，$I(m)$ は，Θ_m に対応する (4.7) における右辺の量，即ち，

(4.10) $I(m)$
$=C\cdot(\log l(\hat{\theta}_m|x)+E(N(\tilde{\theta}_m)|x))$
$-E(W(\tilde{\theta}_m|x)|x)$,

とする。

故に，(4.8) の最大化と言う操作に従って模型の選択を行なう人格が，$PDP(A, B)$ の，A と B の比率のみに関心を持つ場合，次の基準 (4.11) によって選択を行なう事になる。

(4.11) $p(m|x)=p(\hat{m}|x)$ を満たす m の内で (4.10) の量 $I(m)$ を最大にする m を選択する。

以上の記述的模型の選択に関する議論は，後実験的なものであり，統計的模型の概念を含まない事を注意する。

A 及び B を，$\log f(\log l, \log r)$ の一次近似の係数として解釈する事も可能である。

5. AIC に対する BAYMD

$PDP(A, B)$ に基づいて，特定の人格が模型の選択を行なう場合，$l(\theta|x)$ によって表わされる「θ に対する x の支持」の強さ，と，$r(\theta|x)$ によって表わされる「θ に対する，x を得た後のその人格の知識，にもとづく支持」の強さ，とを，その人格が同等に評価するのならば，$A=B$ となり，且つ，(4.10) の右辺において，

$C=1$ となる。この特殊な場合の $I(m)$ を $I_1(m)$ と書く事にする。

$I_1(m)$ と類似の量が，近頃 AIC の名の下に，数理統計内部においては，一部の数理統計家によって熱心に支持されている。例えば，坂元，石黒，北川，共著，『情報量統計学』，〔3〕，の冒頭，但し，北川敏男氏による序を含む，から同書の64頁までを参照。実際，AIC が，$I_1(m)$ の特殊な場合であると解釈する事が可能であり，この事は以下の様に確認される。

AIC を導く過程において，少なくとも，「標本の大きさが適度に大きい事」と「最尤推定量の，所謂，漸近正規性（上掲書49頁式 (4.19)）」とが仮定されているが，この二つの仮定に対応する BAYM 内の，但し，方法論的根拠が，少なくともベイジアンにとっては，明確である，仮定は，「高精度測定の原理 (principle of precise measurement)，及び，近似式，

$$(5.1)\quad p(\theta|x)\doteqdot(2\pi)^{-\frac{k}{2}}|\Sigma|^{-\frac{1}{2}} exp\left(\frac{(-1)}{2}(\theta-\mu)'\Sigma^{-1}(\theta-\mu)\right),$$

（但し，μ 及び Σ は各各 θ の事後平均ベクトル及び事後分散行列であり，θ を上掲書との対応を考慮して，k 個の自由パラメータから成る母数とする。）

を，模型の選択を行なう人格が採用する」と言う事である。高精度測定の原理に対する通常の解釈は，「事後分布が優越 (dominate) している領域においては事前分布を，近似的に一様である，と見なす事が可能である」，であるが，式 (4.10) との関連でこの原理を表現すれば，「$E(N(\tilde{\theta})|x)\doteqdot 0$ なる近似式を，模型の選択を行なう人格が採用する」事である。一方，近似式 (5.1) に対する通常の解釈は，「事後分布 $p(\theta|x)$ によって表現される知識を持つ人格が，(μ, Σ) で規定される確率密度，(5.1) の右辺，を，$p(\theta|x)$ の近似として採用する」事であるが，式 (4.10) との関連で述べれば，「$W(\tilde{\theta}|x)$ が，近似的に，自由度 k のカイ自乗分布に従う，と言う仮定を，模型の選択を行なう人格が採用する」事であり，結局，その人格は「$E(W(\tilde{\theta}|x)|x)\doteqdot k$」なる近似式を採用する事になる。以上をまとめると，次の近似式 (5.2) が，方法論的根拠を有する可能性が在る事がわかる。

$$(5.2)\quad I_1\doteqdot\log l(\hat{\theta}|x)-k.$$

これは形式的には「$\frac{(-1)}{2}\cdot AIC$」であるが，以上の議論は後実験的なものであり，数理統計における意味での，統計的模型の概念を含まない事を注意する。

なお，(5.2) に (5.1) を代入する事によって，

$$(5.3)\quad I_1\doteqdot\log\left\{\frac{1}{p(\hat{\theta})\sqrt{|\Sigma|}}\right\}-(1+\log\sqrt{2\pi})k,$$

を得る。従って，少なくともベイジアンの立場においては，AIC に基づく模型の選択とは，事後分散行列によって表現される「母数に関する知識の精度」と「母数の次元の大きさ」を考慮した，模型の選択にほかならない。

以上の議論から了解される様に，エントロピー関数と AIC との連関は，方法論的には，副次的なものである。

6. 尤度の定義と推論頑健性

事前密度 $p(\theta)$，及び，母数 θ に依存する確率密度 $f(x|\theta)$ に対して，次の (6.1) を定義する。

$$(6.1)\quad p(\theta|x,f)=\frac{p(\theta)f(x|\theta)}{\int_\Theta\mu(d\theta)p(\theta)f(x|\theta)}.$$

特定の人格が，「『その人格が考察の対象とする観察』の任意の可能な結果 x に対して，

$$(6.2)\quad p(\theta|x)=p(\theta|x,f),$$

（即ち，事後密度 $p(\theta|x)$ が，(6.1) で定義される形式的な密度に等しい事）が成立する」，を仮定するのならば，その人格は，確率密度の族 $(f(x|\theta);\ \theta\in\Theta)$ を，観察の結果を生成する統計的模型として，仮定する事になる。この場

合，特定の固定された x に対しては，比率尤度の定義 (2.1)，及び，(6.1) により，

(6.3)　$l(\theta|x) \propto f(x|\theta)$,

が成立する。(6.3) は，(6.2) を仮定する事によって，後実験的な，従って，数理統計における統計的模型の概念とは無縁な，比率尤度 $l(\theta|x)$ と，仮定される統計的模型との関係を表現する式である。

(6.3) は，数理統計においては，「尤度の定義」として採用されているが，ベイジアンの立場においては，この「定義」は，副次的な結果である。また，以上の議論を，「尤度の定義」に対する BAYMD と見なす事も可能である。

後実験的な概念である事後密度を，(6.2) を仮定する事によって，統計的模型の概念に関係づける事が可能であるので，BAYM における後実験的な議論及び結論は，任意の統計的模型に対して応用する事が可能である。この様な BAYM 及び BAYMD の持つ方法論的な普遍性を，推論頑健性 (inference robustness) と呼ぶ事にする。

推論頑健性なる術語は，Box and Tiao〔2〕，第3章第2節，153頁上から9行目から11行目において，基準頑健性 (criterion robustness) よりも方法論的な普遍性を有する頑健性と言う意味で，使用されているが，上の議論では，推論頑健性の方法論的に明確な定義を試みたのである。

7. 方法論的妥当性

統計的方法，或いは，統計的概念が，方法論的妥当性を有するとは，その方法或いは概念に対する BAYM に基づく演繹，即ち，BAYMD，が存在する事である，と，少なくともベイジアンの立場においては，解釈される。但し，BAYMD を構成する際に用いられる諸仮定が，或特定の状況において，満たされる，と言う仮定の下で，その特定の状況に対して，演繹される方法，或いは概念が応用されるのであるから，上記の意味での「方法論的妥当性を有する方法或いは概念」の，方法論的に意味のある応用の範囲，が論理的に明確になる事を注意する。

なお，第1節で述べた分布派の立場においては，BAYMD を構成する際に，第4節で定義された $PDP(f)$ の様な，事前密度及び事後密度に基づく方法論的な解釈が可能な量を用いる事は認容されても，通常の意味での損失関数或いは効用関数の概念を，その BAYMD を構成する基本的な概念として，用いる事は，妥当ではない。従って，仮りに損失関数或いは効用関数の類似物を用いる場合でも，それらの類似物を，事前密度及び事後密度の概念に基づいて，論理的に明確に定義しなければならない。

従って，特定の方法に対する，分布派の立場からの，BAYMD の構成とは，「その方法を使用する人格の知識に基づく，その方法を使用する事の妥当性を判断する為の，基準」の構成に他ならない。即ち，ベイジアン，特に分布派のベイジアン，においては，特定の統計的方法の方法論的妥当性とは，演繹的な論理によって構成される「チェスの詰め手の様な」操作と，「その操作を構成する際に使用される諸概念」に対する方法論的解釈の明示，によって規定されなければならない概念なのである。

分布派の立場からの，上述の様な意味における，BAYMD's の構成については，例えば，鈴木〔7〕，〔8〕，〔9〕，〔11〕，及び〔6〕の第6章，を参照。特に〔6〕の第6章の考え方は，一般逆行列を使用する事によって，組織的に一般化され，且つ，その結果得られる手順 (procedure) に対する，BAYM に基づく明確な解釈を有する，近似的な手順が，論理的に厳密に構成される事を注意する。(この事については，Sono〔5〕，第5章，第7章，及び，第8章，を参照。) なお，多項分布の母数に関する所謂尤度比検定，に対する，Box-Tiao 流の客観的ベイズ推論の思想に基づく，精確な BAYMD が構成される事をも注意する (Sono〔5〕，第

2章，参照)。

8. 三つの価値判断

上記第1節及び第7節において言及した方法論は，その一端が鈴木〔10〕に簡潔に述べられているのであるが，以下の三つに要約される。

第一は，主観確率の概念に基づく事前分布及び事後分布の概念，が，BAYM の基本概念である，と言う事。

第二は，損失関数或いは効用関数，尤度，非報知事前分布 (noninformative prior)，及び，情報量，の概念は，BAYM においては，副次的且つ便宜的な概念である，と言う事。

第三は，特定の人格が事前分布を選択する場合には，「未知固定 (unknown but fixed) の形式的な表現」を持つ事前分布，なる概念は，BAYM においては，方法論的根拠を有しない，と言う事。

特定の目的を達成する為に，その人格が自己の知識の状態の表現を，その目的の内容に応じて，自由に選択し得る，とするのが，第三の主張の内容である。

第二の主張については，BAYM 内の，事後平均，事後分散，等の自然な概念が，既に，情報を表現する量である事，を，注意する。

事後分散の概念を損失関数或いは効用関数の概念に基づいて解釈する事は，関数派のベイジアンによって，しばしば行なわれるが，第4節で定義した事後密度の強度，*PDP*，を用いれば，第5節，(5.3) 式に基づいて，事後分散の概念を解釈する事が可能であるので，少なくともこの場合は，損失関数或いは効用関数の概念を用いる必要はない。

統計学の基礎付けの本質的な部分が，サヴェジ (Leonard Jimmie Savage，西暦1917年11月20日－西暦1971年11月1日) の古典〔4〕によって，確立されたとするのが，批判的な立場を取るか否かにかかわらず，ベイジアンの共通した認識である。一方，この基礎付けの上に，いかなる指針に従って，いかなる統計学的方法論を展開するかについては，種種の立場が存在している。この事態を収拾する為には，上述の三つの価値判断が，少なくとも筆者にとっては，不可欠である様に思われる。

なお，AIC については，鈴木教授と議論したのであるが，教授の主張を要約すると，「ベイジアンから見る限り，AIC の実用性は，事前情報の単純さに強く依存している」事，及び，「AIC よりも方法論的解釈が明確であり，且つ，表現の形式が一般的である諸式が，ベイジアンの立場から容易に演繹されるにちがいない」事，の二点となる。但し，この場合のベイジアンとは，上述の三つの価値判断に基づくベイジアンである。従って，この小論文の第4節及び第5節は，この二つの主張の確認である。

参考文献

〔1〕Berger, J. O., *Statistical Decision Theory (Foundations, Concepts, and Methods)*, Springer-Verlag, New York, 1980.

〔2〕Box, G. E. P. and Tiao, G. C., *Bayesian Inference in Statistical Analysis*, Addison-Wesley, Reading, Massachusetts, 1973.

〔3〕坂本慶行，石黒真木夫，北川源四郎，共著，『情報量統計学』，共立出版，東京，1983。

〔4〕Savage, L. J., *The Foundations of Statistics, 2nd revised edition*, Dover, New York, 1972.

〔5〕Sono, S., "On Bayesian inference and Bayes decision problems", (後，昭和60年5月27日於東京大学理学部，理学博士学位論文に認定)。

〔6〕鈴木雪夫，『統計解析』，筑摩書房，東京，1978。

〔7〕Suzuki, Y., "A Bayesian approach to some empirical Bayes models," Recent Developments in Statistical Inference and Data Analysis, Proceedings of the International Conference in Statistics in Tokyo, Matusita, K., editor, North-Holland, Amsterdam, 269-286, 1980.

〔8〕鈴木雪夫，「異常値問題について」，『経済学論集』，第46巻第3号，2-15，10月，1980。

〔9〕鈴木雪夫，「逐次推定」，『経済学論集』，第47巻第2号，1-24，7月，1981。

〔10〕鈴木雪夫，上掲 Berger〔1〕の書評，『経済学論集』，第47巻第3号，111-115，10月，1981。

〔11〕鈴木雪夫，「死亡率の推定について」，『経済学論集』，第47巻第4号，2-16，1月，1982。

(1985年，5月26日(日)，脱稿)