

不完全積率とその應用

鍋谷清治

一

筆者は統計理論上のいろいろな問題から、多變量正規分布における絶対積率の公式の必要を感じて、以前に〔三〕では平均値0の2變量の場合について、〔四〕では同じく平均値0の3變量の場合について12次までの絶対積率の公式を擧げておいた。應用上は4變量の場合までがしばしば必要とされるが、4變量の場合には3變量までの場合に比べて計算上本質的に困難な點があり、そのためこれまで多くの文獻では絶対積率が必要とされた個個の場合について級數展開の方法でその近似値が計算されてきた。しかしその難點も最近になって解決されたので、〔八〕にその結果を與えておいた。このうち〔四〕、〔八〕では一般的多變量の分布で特性函數を利用して絶

對積率を求める一般公式によって計算が行われており、その一般公式の證明は〔四〕で與えられている。

他方Kamat〔五〕は直接の積分により、3變量までの間で〔三〕、〔四〕と同じ絶対積率の式を6次までの範圍で擧げている。Kamatの方法は一般の r 變量の分布で分布函數を $F(x_1, x_2, \dots, x_r)$ とするとき、積分

$$(1.1) \quad \int_0^\infty \dots \int_0^\infty x_1^{n_1} \dots x_r^{n_r} dF(x_1, \dots, x_r)$$

の値を不完全積率 $[n_1, \dots, n_r]$ と名づけ、他の象限における函數 $|x_1^{n_1} \dots x_r^{n_r}|$ の積分の値を同様にして求めて、これらをすべて加え合わせることによつて絶対積率

$$(1.2) \quad E(|x_1^{n_1} \dots x_r^{n_r}|) \\ = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} |x_1^{n_1} \dots x_r^{n_r}| dF(x_1, \dots, x_r)$$

を計算するというやり方である。

〔五〕は〔四〕の約一年後に發表されたのであるが、その中で筆者が〔四〕で用いた方法にも觸れられ、筆者の方法では不完全積率が計算できないことが一つの缺點とされた。他の缺點としてはいくつかの絶対積率の計算に當って Kanat の方法より筆者の方法の方が面倒になるということであったが、筆者はこの點よりもいづれの方法がより多くの有用な結果を與えるかということの方が大事と考える。これについては〔八〕で十分答えられている。本稿二では筆者が〔四〕、〔八〕でとつた方法を擴張すれば不完全積率も計算できることを示そう。

また Moran〔二〕は通常の積率相関係數と順位相関係數との關係を論じている。すなわち積率相関係數 ρ の 2 變量正規母集団からとられた大きさ n の標本 $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ において、 x_1, \dots, x_n 並びに y_1, \dots, y_n をそれぞれ大きさの順序に従つて順位に直し、その二つの順位の間で順位相関係數を計算した場合に、その標本分布がどうなるかを考へている。この際、平均値がいずれも 0 で一般の 4 變量正規分布に従う確率變數 x_1, x_2, x_3, x_4 が、いずれも正の値をとる確率 $P(x_1 > 0, x_2 > 0,$

$x_3 > 0, x_4 > 0)$ が必要になってくる。この値は Kanat の記號によれば $[0, 0, 0, 0]$ であるが、Moran はこれを求めるのに特性函數の反轉公式を利用し、級數展開の形で結果を與えている。しかしその收束の状態は David〔六〕も指摘しているように非常に悪い。

ついで David〔六〕は平均値 0 の一般の 2 變量正規分布において Sheppard の與えた確率 $P(x_1 > 0, x_2 > 0)$ 、平均値 0 の一般の 3 變量正規分布における確率 $P(x_1 > 0, x_2 > 0, x_3 > 0)$ を與えており、4 變量の場合には本質的な計算上の困難が伴なうといつていて、計算は行っていない。しかし、4 變量の場合に同様な確率の一般式が得られれば 5 變量の場合の式も得られるであろうということを示唆している。

また Mc Fadden〔七〕は 4 變量の場合に x_1, x_2, x_3, x_4 相互間の相関係數が全部同一の値 ρ のときの確率 $P(x_1 > 0, x_2 > 0, x_3 > 0, x_4 > 0)$ を漸近展開を利用して求めているが、正確な式は與えず、また一般の相関係數の場合については、そのような式が切望されるといっているだけで、計算方法は何ら述べていない。

本稿三では平均値 0 の一般的多變量正規分布におい

て、各成分變數が全部正になる確率を正確な形で與えることにする。このうち2變量並びに3變量の場合はDag. A.P.〔六〕に與えられている結果と一致し、4變量以上の場合については新しい結果である。4變量の場合については計算上の主な難點は〔八〕の中での計算結果を利用することによって克服される。5變量の場合には4變量の場合に比べて本質的に難しい點はなく、6變量以上になると數値計算を含む漸化式が適用されることになる。

二

本節では一般の r 變量 x_1, x_2, \dots, x_r の同時分布の分布函數を $F(x_1, x_2, \dots, x_r)$ とするとき、不完全積率 (1.1) を求めるために筆者〔四〕の方法の擴張と考えられる一つの方法をまず第一に示すことにする。

そのために函數

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & x > 0 \text{ のとき} \\ 0 & x = 0 \text{ のとき} \\ -1 & x < 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

を導入すれば、

$$(2) \quad x > 0 \text{ のとき}$$

となるので

$$1 + \text{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & x > 0 \text{ のとき} \\ 0 & x < 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

$$(2.1) \quad [1 + \text{sgn}(x_1)] \dots [1 + \text{sgn}(x_r)]$$

$$= \begin{cases} 2^r & x_1, \dots, x_r \text{ が全部正のとき} \\ 2^s & x_1, \dots, x_r \text{ のうち } s \text{ 個 } (0 \leq s \leq r) \\ 0 & \text{が正で他は0のとき} \\ & x_1, \dots, x_r \text{ のうち少なくとも一つが負} \\ & \text{のとき} \end{cases}$$

が得られる。

正規分布のように絶対連続な分布では (2.1) の第二の場合の成立つ確率は0であるから (1.1) は (2.1) を利用することによつて

$$(2.2) \quad \int_0^\infty \dots \int_0^\infty x_1^{n_1} \dots x_r^{n_r} dF(x_1, \dots, x_r) \\ = \frac{1}{2^r} \int_{-\infty}^\infty \dots \int_{-\infty}^\infty x_1^{n_1} \dots x_r^{n_r} [1 + \text{sgn}(x_1)] \dots \\ \dots [1 + \text{sgn}(x_r)] dF(x_1, \dots, x_r)$$

と書直すことが出来る。

(2. 1) の左邊は

$$(2. 3) \quad \{1 + \operatorname{sgn}(x_1)\} \cdots \{1 + \operatorname{sgn}(x_r)\} \\ = 1 + \sum_{1 \leq j < k \leq r} \operatorname{sgn}(x_j) + \sum_{1 \leq j < k < l \leq r} \operatorname{sgn}(x_j) \operatorname{sgn}(x_k) \\ + \cdots + \operatorname{sgn}(x_1) \cdots \operatorname{sgn}(x_r)$$

と書直せる。(2. 3) の右邊は添數 1, 2, …, r の任意の部分集合 i_1, \dots, i_p に對する

$$\operatorname{sgn}(x_{i_1}) \cdots \operatorname{sgn}(x_{i_p})$$

の形の 2^r 個の項の和になつてゐる。

よつてこれらすべての項に對して

$$(2. 4) \quad E[x_1^{n_1} \cdots x_r^{n_r} \operatorname{sgn}(x_1) \cdots \operatorname{sgn}(x_r)]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} x_1^{n_1} \cdots x_r^{n_r} \operatorname{sgn}(x_1) \cdots \\ \cdots \operatorname{sgn}(x_r) dF(x_1, \dots, x_r)$$

が求まれば、(2. 2), (2. 3) によつてその和を 2^r で割ることによつて不完全積率 (1. 1) が計算できることになる。

そこで (2. 4) の計算のために「四」における定理を擴張した結果を與えておくことにする。

いま、與えられた n_1, \dots, n_r について

m_1, \dots, m_r なるすべての m_1, \dots, m_r の組に對して $E(|x_1^{m_1} \cdots x_r^{m_r}|)$ は有限と假定する。すると φ_r の特性函数

$$\varphi(t_1, \dots, t_r) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} e^{i(t_1 x_1 + \cdots + t_r x_r)} \\ \cdot dF(x_1, \dots, x_r)$$

は、 t_1 關して n_1 回、 \dots 、 t_r 關して n_r 回まで偏微分が可能であつて、その結果

$$(2. 5) \quad \frac{1}{2^n} \frac{\partial^n \varphi(t_1, \dots, t_r)}{\partial t_1^{n_1} \cdots \partial t_r^{n_r}} \\ = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} x_1^{n_1} \cdots x_r^{n_r} e^{i(t_1 x_1 + \cdots + t_r x_r)} \\ \cdot dF(x_1, \dots, x_r)$$

が成立する。ただし $n = n_1 + \dots + n_r$ である。ここで $\operatorname{sgn}(x)$ に関する積分公式

$$(2. 6) \quad \operatorname{sgn}(x) = \frac{2}{\pi} \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \int_{\epsilon - i0}^{\epsilon + i0} \frac{\sin tx}{t} dt$$

$$\parallel \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \int_{C_{1-\infty}^{\epsilon}} \frac{e^{itx} - e^{-itx}}{2it} dt$$

$$\parallel \frac{1}{i\pi} \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \left(\int_{-\epsilon}^{\epsilon} \frac{e^{itx}}{t} dt + \int_{\epsilon}^{\infty} \frac{e^{itx}}{t} dt - \int_{-\infty}^{-\epsilon} \frac{e^{-itx}}{t} dt \right)$$

を (2.4) に代入して、積分と極限の順序の交換を行なうと

$$(2.7) \quad \frac{1}{2^p \pi^p} \lim_{\epsilon_1, \dots, \epsilon_p \rightarrow 0} \left(\int_{-\epsilon_1}^{\epsilon_1} \frac{dt_1}{t_1} + \dots + \int_{\epsilon_p}^{\infty} \frac{dt_p}{t_p} - \int_{-\infty}^{-\epsilon_p} \frac{dt_p}{t_p} \right) \dots \left(\int_{\epsilon_p}^{\infty} \frac{dt_p}{t_p} + \dots + \int_{-\infty}^{-\epsilon_p} \frac{dt_p}{t_p} \right)$$

$$\cdot \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} x_1^{n_1} \dots x_p^{n_p} e^{i(x_1 t_1 + \dots + t_p x_p)} dt_1 \dots dt_p$$

$$\cdot dF(x_1, \dots, x_p)$$

が得られる。この場合 $E(x_1^{n_1} \dots x_p^{n_p})$ が有限という假定から、(2.6) を (2.4) に代入したときに、まず極限記號と x に關する積分記號との順序の交換は Lebesgue-Stieltjes 積分の有界束束の定理によって許され、また t に關する積分記號と x に關する積分記號との順序の交換は Fubini の定理によって可能になる。

(2.7) の x_1, \dots, x_r に關する積分記號以後に書いた式は (2.5) にあらず

$$t_{k_1} = \dots = t_{k_a} = 0$$

とおいたものに等しい。ただし、 k_1, \dots, k_a は添數の全體 $1, \dots, r$ の中で、 j_1, \dots, j_p 以外のものを示す。従つて $p+q=r$ である。それで

$$(2.8) \quad E[x_1^{n_1} \dots x_p^{n_p} \text{sgn}(x_{j_1}) \dots \text{sgn}(x_{j_p})]$$

$$\parallel \frac{1}{2^{p+n} \pi^{n+p}} \int \dots \int \frac{dt_1 \dots dt_p}{t_1 \dots t_p} \cdot \left[\frac{\partial^n \phi(t_1, \dots, t_p)}{\partial t_1^{n_1} \dots \partial t_p^{n_p}} \right]_{t_{k_1} = \dots = t_{k_a} = 0}$$

が成立する。ただし右邊の t_{j_1}, \dots, t_{j_p} に關する積分は (2.7) と同様な意味での Cauchy の主値を表わす。筆者〔四〕が求めた絶対積率を特性函数から計算する一般公式は、 n_{j_1}, \dots, n_{j_p} が奇數、 n_{k_1}, \dots, n_{k_a} が偶數の場合の (2.8) に他ならぬ。平均値 0 の多變量正規分布では密度函数 $f(x_1, \dots, x_p)$ は偶函数となつてゐる。すなわち

$$f(x_1, \dots, x_p) = f(-x_1, \dots, -x_p)$$

が成立する。他方 (2.8) の左邊の「」内は、 $n+p$ が

(41) 不完全積率とその應用

偶数ならば偶函数、 $n+p$ が奇数ならば奇函数となる。
よって $n+p$ が奇数のときは

$$(2.9) \quad E[x_1^{n_1} \cdots x_r^{n_r} \operatorname{sgn}(x_1) \cdots \operatorname{sgn}(x_r)] = 0$$

は (2.8) によらなくても明らかである。よってこの分布の場合には、 $n+p$ が偶数のときの (2.8) を計算しておきさえすれば、絶対積率はその中の一つになっているし、不完全積率もそれらの値から計算することができぬ。

一例として平均値 0 の 3 変量正規分布での x_1, x_2, x_3 の不完全積率の計算を擧げておく。この場合には $n=4$ であるから、 p が偶数であるような四つの平均値

$$(2.10) \quad E[x_1^2 x_2 x_3]$$

$$(2.11) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2)]$$

$$(2.12) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_3)]$$

$$(2.13) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_2) \operatorname{sgn}(x_3)]$$

を計算すれば、これらを加えて $2^3=8$ で割ることによって $x_1^2 x_2 x_3$ の不完全積率が求められる。

いま、 x_1, x_2, x_3 の標準偏差をそれぞれ $\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3$ とし、相関行列を

$$\begin{array}{ccc|ccc} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & & & \\ \hline \rho_{21} & 1 & \rho_{23} & & & \\ \hline \rho_{31} & \rho_{32} & 1 & & & \\ \hline & & & \rho_{23} & = & 1 \\ & & & \rho_{12} & = & \rho_{13} \end{array}$$

で表わすことにする。

(2.10) は通常の積率であつて

$$(2.14) \quad E[x_1^2 x_2 x_3] = (\rho_{23} + 2\rho_{12}\rho_{13})\sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

となり、また (2.13) は「四」で求めた絶対積率であつて

$$(2.15) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_2) \operatorname{sgn}(x_3)]$$

$$= \frac{2}{\pi} \left[\sqrt{1 - \rho_{23}^2} (1 + \rho_{12}^2 + \rho_{13}^2) + (\rho_{23} + 2\rho_{12}\rho_{13}) \sin^{-1} \rho_{23} \right] \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

となる。

従つて (2.11) と (2.12) の値を求めればよむが、(2.12) は (2.11) から、添数 2 と 3 のつけかえで得られるので、新たに計算すべきものは (2.11) の値だけとなる。

$$(2.8) \text{ によれば}$$

$$(2.16) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2)]$$

となり、こゝで

$$= \frac{1}{t_1^2 t_2^2} \iint_{t_1 t_2} \left[\frac{\partial^4 \varphi(t_1, t_2, t_3)}{\partial t_1^2 \partial t_2^2 \partial t_3} \right]_{t_3=0}$$

であるから

$$\varphi(t_1, t_2, t_3) = \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{j,k=1}^3 \rho_{jk} \sigma_j \sigma_k t_j t_k \right]$$

$$(2.17) \quad \left[\frac{\partial^4 \varphi(t_1, t_2, t_3)}{\partial t_1^2 \partial t_2^2 \partial t_3} \right]_{t_3=0} = e^{-\frac{Q}{2}} (\rho_{23} + 2\rho_{12} \rho_{13} - T_2 T_3 - 2\rho_{12} T_1 T_3 - 2\rho_{13} T_1 T_2 - \rho_{23} T_1^2 + T_1^2 T_2 T_3) \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

となる。ただし

$$(2.18) \quad Q = \sigma_1^2 t_1^2 + 2\rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 t_1 t_2 + \sigma_2^2 t_2^2$$

$$(2.19) \quad \begin{cases} T_1 = \sigma_1 t_1 + \rho_{12} \sigma_2 t_2 \\ T_2 = \rho_{12} \sigma_1 t_1 + \sigma_2 t_2 \\ T_3 = \rho_{13} \sigma_1 t_1 + \rho_{23} \sigma_2 t_2 \end{cases}$$

とせよ。(2.19) を (2.17) に代入すれば (2.17) は

$$(2.20) \quad \left[\frac{\partial^4 \varphi(t_1, t_2, t_3)}{\partial t_1^2 \partial t_2^2 \partial t_3} \right]_{t_3=0} = e^{-\frac{Q}{2}} [\rho_{23} + 2\rho_{12} \rho_{13} - (\rho_{23} + 5\rho_{12} \rho_{13}) \sigma_1^2 t_1^2 - (3\rho_{13} + 5\rho_{12} \rho_{23} + 4\rho_{12}^2 \rho_{13}) \sigma_1 \sigma_2 t_1 t_2$$

となる。

そこで (2.16) の右邊を計算するに

$$\begin{aligned} & -(\rho_{23} + 2\rho_{12} \rho_{13} + 3\rho_{12}^2 \rho_{23}) \sigma_2^2 t_2^2 \\ & + \rho_{12} \rho_{13} \sigma_1^4 t_1^4 + (\rho_{13} + \rho_{12} \rho_{23} + 2\rho_{12}^2 \rho_{13}) \\ & \sigma_1^3 \sigma_2 t_1^3 t_2 + (\rho_{23} + 2\rho_{12} \rho_{13} + 2\rho_{12}^2 \rho_{23} \\ & + \rho_{12}^3 \rho_{13}) \sigma_1^2 \sigma_2^2 t_1^2 t_2^2 + (2\rho_{12} \rho_{23} + \\ & \rho_{12}^2 \rho_{13} + \rho_{12}^3 \rho_{23}) \sigma_1 \sigma_2^3 t_1 t_2^3 + \rho_{12}^2 \rho_{23} \\ & \sigma_2^4 t_2^4 \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3 \end{aligned}$$

なる六つの積分を計算しておけば、あとは添数1と2の

$$\begin{aligned} I_1 &= \iint e^{-\frac{Q}{2}} \frac{1}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ I_2 &= \iint e^{-\frac{Q}{2}} \frac{\sigma_1^2 t_1^2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ I_3 &= \iint e^{-\frac{Q}{2}} \frac{\sigma_1 \sigma_2 t_1 t_2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ I_4 &= \iint e^{-\frac{Q}{2}} \frac{\sigma_1^4 t_1^4}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ I_5 &= \iint e^{-\frac{Q}{2}} \frac{\sigma_1^3 \sigma_2 t_1^3 t_2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ I_6 &= \iint e^{-\frac{Q}{2}} \frac{\sigma_1^2 \sigma_2^2 t_1^2 t_2^2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \end{aligned}$$

(43) 不完全積率とその應用

つけかえと (2.20) の係数とによって計算することができる。

そこでまず I_3 を求めることにする。變換

$$\sigma_1 t_1 = v_1, \quad \sigma_2 t_2 = v_2$$

を用いれば

$$I_3 = \iint \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\sigma_1^2 t_1^2 + 2\rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 t_1 t_2 + \sigma_2^2 t_2^2) \right\} \cdot d\sigma_1 d\sigma_2$$

となる。この

$$(2.21) \quad \frac{\sqrt{1-\rho_{12}^2}}{2\pi} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\sigma_1^2 + 2\rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 + \sigma_2^2) \right\}$$

は v_1 と v_2 について 2 變量正規分布の密度函数の形になっている。そこで (2.21) を v_1 と v_2 の全範圍について積分すれば 1 になることから、 I_3 の値は $2\pi/\sqrt{1-\rho_{12}^2}$ となる。よって

$$(2.22) \quad I_3 = \iint e^{-\frac{\rho}{2}} \frac{\sigma_1 \sigma_2 t_1 t_2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 = \frac{2\pi}{\sqrt{1-\rho_{12}^2}}$$

が得られる。

つぎに I_1 を求めることにする。(2.18) により、 I_1 を ρ_{12} について偏微分して符號を變えたものが I_3 になる。 I_3 の値は (2.22) に與えられており、また I_1 は $\rho_{12} = 0$ のときに

$$\iint e^{-\frac{\sigma_1^2 t_1^2 + \sigma_2^2 t_2^2}{2}} \frac{1}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ = \int e^{-\frac{\sigma_1^2 t_1^2}{2}} \frac{1}{t_1} dt_1 \int e^{-\frac{\sigma_2^2 t_2^2}{2}} \frac{1}{t_2} dt_2 = 0$$

となるので

$$(2.23) \quad I_1 = \int_0^{\rho_{12}} e^{-\frac{\rho}{2}} \frac{1}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ = -\int_0^{\rho_{12}} \frac{2\pi}{\sqrt{1-\rho_{12}^2}} d\rho_{12} = -2\pi \sin^{-1} \rho_{12}$$

となる。

つぎに (2.23) の第 2 邊と第 4 邊とを σ_1 について偏微分して兩邊に $-\sigma_1$ を掛けた式から、(2.22) の第 2 邊の ρ_{12} 倍と第 3 邊の ρ_{12} 倍とを邊々引くことによつて

$$(2.24) \quad I_2 = \iint e^{-\frac{\rho}{2}} \frac{\sigma_1^2 t_1^2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 = -2\pi \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-\rho_{12}^2}}$$

が得られる。

(2.24) の第 2 邊と第 3 邊とを ρ_{12} で偏微分して符號を

變えれば

$$(2.25) \quad I_3 = \iint e^{-\frac{q}{2}} \frac{\sigma_1^3 \sigma_2 t_1^3 t_2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ = 2\pi \frac{1}{(1-\rho_{12}^2)^{3/2}}$$

となる。また (2.24) の第2邊と第3邊を ρ_{12} についで偏微分して $-\sigma_1$ を掛け、これに (2.24) の2倍を加えて (2.25) の ρ_{12} 倍を引けば

$$(2.26) \quad I_4 = \iint e^{-\frac{q}{2}} \frac{\sigma_1^4 t_1^4}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ = 2\pi \frac{-3\rho_{12} + 2\rho_{12}^3}{(1-\rho_{12}^2)^{3/2}}$$

となる。最後に (2.22) の第2邊と第3邊を ρ_{12} についで偏微分して符號を變えれば

$$(2.27) \quad I_6 = \iint e^{-\frac{q}{2}} \frac{\sigma_1^2 \sigma_2^2 t_1^2 t_2^2}{t_1 t_2} dt_1 dt_2 \\ = 2\pi \frac{-\rho_{12}}{(1-\rho_{12}^2)^{3/2}}$$

が得られる。

(2.22) より (2.27) までの結果、並びにこれらの式で添數のつけかえを行ったものを利用すれば、(2.16)'

(2.20) より

$$(2.28) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_3)] \\ = \frac{2}{\pi} \left[\sqrt{1-\rho_{12}^2} (2\rho_{13} + \rho_{12}\rho_{23}) + (\rho_{23} + 2\rho_{12}\rho_{13}) \sin^{-1} \rho_{12} \right] \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

が得られる。ここに添數2と3を1つけかえれば

$$(2.29) \quad E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_3)] \\ = \frac{2}{\pi} \left[\sqrt{1-\rho_{13}^2} (2\rho_{12} + \rho_{13}\rho_{23}) + (\rho_{23} + 2\rho_{12}\rho_{13}) \sin^{-1} \rho_{13} \right] \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

となる。

(2.14)' (2.15)' (2.28)' (2.29) を加えて8で割れば $x_1^2 x_2 x_3$ の不完全積率が求められ、その結果

$$(2.30) \quad \iint_0^{\infty} x_1^2 x_2 x_3 dF(x_1, x_2, x_3) \\ = \frac{1}{4\pi} \left[\sqrt{1-\rho_{12}^2} (2\rho_{13} + \rho_{12}\rho_{23}) + \sqrt{1-\rho_{13}^2} (2\rho_{12} + \rho_{13}\rho_{23}) + \sqrt{1-\rho_{23}^2} \right]$$

(45) 不完全積率とその應用

となる。

$$\begin{aligned} & \cdot (1 + \rho_{12}^2 + \rho_{13}^2) + (\rho_{23} + 2\rho_{12}\rho_{13}) \\ & \cdot \left[\frac{\pi}{2} + \sin^{-1}\rho_{12} + \sin^{-1}\rho_{13} + \sin^{-1}\rho_{23} \right] \\ & \cdot \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3 \end{aligned}$$

他の象限における $|x_1^2, x_2, x_3|$ の積分の値は、三つの相関係数 $\rho_{12}, \rho_{13}, \rho_{23}$ につきの符號をつけて、(2.30)の右邊を書直すことによつて與えられる。

象 限			符 號		
x_1	x_2	x_3	ρ_{12}	ρ_{13}	ρ_{23}
+	+	+	+	+	+
+	+	-	+	-	-
+	-	+	-	+	-
+	-	-	-	-	+
-	+	+	-	+	-
-	+	-	-	-	+
-	-	+	+	+	-
-	-	-	+	-	+

こうして得られた八つの値を全部加えれば、ふたたび(2.15)の絶対積率が得られる。

Kamat〔五〕は絶対積率を計算するのに、始めに直接の積分によつて不完全積率を求め、これに對して右のような操作を行つて絶対積率を計算している。しかしここに取上げた例からもわかるように、不完全積率よりも絶

對積率の方が簡單な式で表わされる。筆者の取扱つた(2.4)の形の sgn 記號のついた式の平均値でさえ、

個々の式は不完全積率の式よりも簡單であつて、不完全積率の値は、これらのより簡單な式の不自然な組合せの形になつてゐる。しかもKamat〔五〕が取扱つてゐる例で直接に必要とされてゐるのはむしろ(2.4)の形の平均値であるから、つきに4次までの範圍で(2.4)の形の平均値をすべて擧げておくことにする。ただし ρ_{12} が奇數のものについては平均値は0になるので省略しておく。

$$\begin{aligned} E[x_1 \text{sgn}(x_1)] &= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_1 \\ E[x_1^2] &= \sigma_1^2 \\ E[x_1 x_2] &= \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 \\ E[x_1 x_2 \text{sgn}(x_1) \text{sgn}(x_2)] \\ &= \frac{2}{\pi} [\sqrt{1 - \rho_{12}^2} + \rho_{12} \sin^{-1} \rho_{12}] \sigma_1 \sigma_2 \\ E[x_1^3 \text{sgn}(x_1)] &= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot 2 \sigma_1^3 \\ E[x_1^2 x_2 \text{sgn}(x_1)] &= \sqrt{\frac{2}{\pi}} \cdot 2 \rho_{12} \sigma_1^2 \sigma_2 \end{aligned}$$

$$E[x_1^2 x_2 \operatorname{sgn}(x_2)] = \sqrt{\frac{2}{\pi}} (1 + \rho_{12}^2) \sigma_1^2 \sigma_2$$

$$E[x_1 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1)]$$

$$= \sqrt{\frac{2}{\pi}} (\rho_{23} + \rho_{12} \rho_{13}) \sigma_1 \sigma_2 \sigma_3$$

$$(2.31) \quad E[x_1 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2) \operatorname{sgn}(x_3)]$$

$$= \left(\frac{2}{\pi}\right)^{\frac{3}{2}} [\sqrt{R_{44}} + (\rho_{12} + \rho_{13} \rho_{23})$$

$$\cdot \sin^{-1} \rho_{12,3} + (\rho_{13} + \rho_{12} \rho_{23}) \sin^{-1} \rho_{13,2}$$

$$+ (\rho_{23} + \rho_{12} \rho_{13}) \sin^{-1} \rho_{23,1}] \sigma_1 \sigma_2 \sigma_3$$

$$E[x_1^4] = 3 \sigma_1^4$$

$$E[x_1^3 x_2] = 3 \rho_{12} \sigma_1^3 \sigma_2$$

$$E[x_1^3 x_2 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2)]$$

$$= \frac{2}{\pi} [\sqrt{1 - \rho_{12}^2} (2 + \rho_{12}^2) + 3 \rho_{12}$$

$$\cdot \sin^{-1} \rho_{12}] \sigma_1^3 \sigma_2$$

$$E[x_1^2 x_2^2] = (1 + 2\rho_{12}^2) \sigma_1^2 \sigma_2^2$$

$$E[x_1^2 x_2^2 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2)]$$

$$= \frac{2}{\pi} [3 \rho_{12} \sqrt{1 - \rho_{12}^2} + (1 + 2\rho_{12}^2)$$

$$\cdot \sin^{-1} \rho_{12}] \sigma_1^2 \sigma_2^2$$

$$E[x_1^2 x_2 x_3] = (\rho_{23} + 2\rho_{12} \rho_{13}) \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

$$E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2)]$$

$$= \frac{2}{\pi} [\sqrt{1 - \rho_{12}^2} (2 \rho_{13} + \rho_{12} \rho_{23}) + (\rho_{23}$$

$$+ 2 \rho_{12} \rho_{13}) \sin^{-1} \rho_{12}] \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

$$E[x_1^2 x_2 x_3 \operatorname{sgn}(x_2) \operatorname{sgn}(x_3)]$$

$$= \frac{2}{\pi} [\sqrt{1 - \rho_{23}^2} (1 + \rho_{12}^2 + \rho_{13}^2) + (\rho_{23}$$

$$+ 2 \rho_{12} \rho_{13}) \sin^{-1} \rho_{23}] \sigma_1^2 \sigma_2 \sigma_3$$

$$E[x_1 x_2 x_3 x_4] = (\rho_{12} \rho_{34} + \rho_{13} \rho_{24} + \rho_{14} \rho_{23})$$

$$\cdot \sigma_1 \sigma_2 \sigma_3 \sigma_4$$

$$E[x_1 x_2 x_3 x_4 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2)]$$

$$= \frac{2}{\pi} [\sqrt{1 - \rho_{12}^2} (\rho_{34} + \rho_{13} \rho_{14} + \rho_{23} \rho_{24})$$

$$+ (\rho_{12} \rho_{34} + \rho_{13} \rho_{24} + \rho_{14} \rho_{23}) \sin^{-1} \rho_{12}]$$

$$\cdot \sigma_1 \sigma_2 \sigma_3 \sigma_4$$

$$E[x_1 x_2 x_3 x_4 \operatorname{sgn}(x_1) \operatorname{sgn}(x_2) \operatorname{sgn}(x_3)$$

$$\operatorname{sgn}(x_4)]$$

† () ⊗ (2.63) ⊗ 乘

右の公式において sgn 記號の全く入らないものの平均値は通常の積率であり、指數が奇數の變數についてだけ sgn 記號のついたものの平均値は「三」、「四」、「八」に與えられている絶対積率である。なお(2.31)における R_{44} は「八」の記號による行列式

$$R_{44} = \begin{vmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{21} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 \end{vmatrix}$$

を示す。

右に擧げた平均値では sgn 記號のついてゐる變數はいずれも正の指數をもつてゐるが、しからざる場合の平均値ももちろん(2.4)の應用によつて計算できる。例えば4變數 x_1, x_2, x_3, x_4 の同時分布で不完全積率

$$\iiint_0^{\infty} \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} x_1 x_2 dF(x_1, x_2, x_3, x_4)$$

を求めるために必要な

$$\begin{aligned} & E[x_1 x_2 \text{sgn}(x_1) \text{sgn}(x_3)] \\ & E[x_1 x_2 \text{sgn}(x_3) \text{sgn}(x_4)] \\ & E[x_1 x_2 \text{sgn}(x_1) \text{sgn}(x_2) \text{sgn}(x_3) \text{sgn}(x_4)] \end{aligned}$$

などの計算の場合である。この形の式も二三計算してあるが、複雑になるのでここでは一切擧げないでおくことにする。

三

本節では平均値0の一般の多變量正規分布で各成分變數がすべて正となる確率、すなわち第1象限の點の得られる確率を問題にすることにする。

この確率は各成分變數の標準偏差の値には關係せず、そこで考へてゐる變數相互間の相關係數だけによつてきまることが明らかである。そこで r 個の變數 x_1, x_2, \dots, x_r の標準偏差はいずれも1とし、相關行列を

(3.1)

$$\begin{vmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & \dots & \rho_{1r} \\ \rho_{21} & 1 & \rho_{23} & \dots & \rho_{2r} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 & \dots & \rho_{3r} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{r1} & \rho_{r2} & \rho_{r3} & \dots & 1 \end{vmatrix}$$

とする。すると求める確率はこれらの $r(r-1)/2$ 個の相關係數の函數となるので Moran 「二」の記號に準じてこれを

$$(3.2) \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} dF(x_1, x_2, \dots, x_r) \\ = T_r \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \dots & \rho_{1r} \\ & \rho_{23} & \dots & \rho_{2r} \\ & & \dots & \\ & & & \rho_{r-1,r} \end{bmatrix}$$

なる記號で示すことにする。

(3.2) は本稿にて取扱った不完全積率 (1.1) の n_1 $\parallel \dots \parallel n_r \parallel 0$ とおいた特別の場合になっている。

そこで二によれば (3.2) を求めるには、添数の集合 1, 2, ..., r の任意の部分集合を j_1, \dots, j_p とし、その補集合を k_1, \dots, k_q とするとき (2.8) に従って 2^r 個のすべての場合について

$$(3.3) E[\text{sgn}(x_{j_1}) \dots \text{sgn}(x_{j_p})] \\ = \frac{1}{(2\pi)^p} \int \dots \int \frac{dt_{j_1} \dots dt_{j_p}}{t_{j_1} \dots t_{j_p}} \\ \cdot [\varphi(t_1, \dots, t_r)]_{k_1, \dots, k_q} = t_{k_1} = 0$$

を計算し、その全體の合計を 2^r で割ればよい。
ここで $\varphi(t_1, \dots, t_r)$ は x_1, \dots, x_r の特性函数

$$\varphi(t_1, \dots, t_r) = \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{j,k=1}^r \rho_{jk} t_j t_k \right]$$

であって、ここで $t_k \parallel \dots \parallel t_k \parallel 0$ とおいたものは x_1, \dots, x_p の特性函数

$$\exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{k,l=1}^p \rho_{kl} t_k t_l \right]$$

となる。(3.3) は x_1, \dots, x_p の相関行列

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_{j_1 j_2} & \dots & \rho_{j_1 j_p} \\ \rho_{j_2 j_1} & 1 & \dots & \rho_{j_2 j_p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{j_p j_1} & \rho_{j_p j_2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

によってその値がきまるので、これを (3.2) と同様に

$$(3.4) E[\text{sgn}(x_{j_1}) \dots \text{sgn}(x_{j_p})] \\ = S_p \begin{bmatrix} \rho_{j_1 j_1} & \rho_{j_1 j_2} & \dots & \rho_{j_1 j_p} \\ & \rho_{j_2 j_2} & \dots & \rho_{j_2 j_p} \\ & & \dots & \\ & & & \rho_{j_p j_p} \end{bmatrix}$$

を示すこととする。

(3.4) は (2.8) において n が 0 の場合であるから、 p が奇数ならば、相関行列はどうであっても S_p の値は 0

(49) 不完全積率とその應用

になる。よって S_p の計算は p が偶数の場合だけを考慮すればよいことになる。そこで右に述べたことから等式

$$(3.5) \quad T_r = \frac{1}{2^r} \left[S_0 + \sum_{(2)} S_2 + \sum_{(4)} S_4 + \dots \right]$$

が得られる。ただし一般に

$$\sum_{(2)} S_2$$

は、 r 個の添数 $1, \dots, r$ からとられた p 個の添数のあらゆる組合わせについて S_p の値を計算し、それをすべて (個数は $\binom{r}{p}$) 加え合わせることを意味する。

つきに r のいろいろな値について、(3.5) の具体的な形を與えることにする

r が 1 のとき この場合には集合 (1) の部分集合で偶数個の元から成るものは空集合 ϕ だけとなるので、 S_0 だけを求めればよい。

$$(3.6) \quad S_0 = E[1] = 1$$

であるから (3.5) に代入して

$$T_1 = \frac{1}{2}$$

となる。この結果は正規分布曲線の平均に関する對稱性

から明らかである。

r が 2 のとき 集合 (1, 2) の部分集合で偶数個の元から成るものとしては、空集合 ϕ と全體の集合 (1, 2) とがある。空集合については (3.6) が成立し、(1, 2) については

$$\begin{aligned} S_2[\rho_{12}] &= E[\text{sgn}(x_1)\text{sgn}(x_2)] \\ &= \frac{1}{(\pi)^2} \iint \exp\left\{-\frac{1}{2}(t_1^2 + 2\rho_{12}t_1t_2 + t_2^2)\right\} dt_1 dt_2 \end{aligned}$$

となる。右邊の積分は (2.23) で計算された I_1 に等しい。よって

$$(3.7) \quad S_2[\rho_{12}] = \frac{2}{\pi} \sin^{-1} \rho_{12}$$

となる。よって (3.5) に代入して

$$\begin{aligned} T_2[\rho_{12}] &= \frac{1}{4} [S_0 + S_2[\rho_{12}]] \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{2\pi} \sin^{-1} \rho_{12} \end{aligned}$$

となる。この結果は David [六] に載っている Sheppard の得た結果

$$T_2[\rho_{12}] = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\cos^{-1} \rho_{12}}{\pi} \right)$$

と一致する。

r が3のとき この場合には集合(1, 2, 3)の部分集合で偶数個の元からなるものとしては、 ϕ , (1, 2), (1, 3), (2, 3)の四つがある。そこで S_0 を1個と S_2 を3個求めて、その和を8で割れば T_3 が求められる。 S_0 は(3, 6)に與えられており、 S_2 の函数形は(3, 7)であるから、

$$\begin{aligned} T_3 \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} \\ & \rho_{23} \end{bmatrix} &= \frac{1}{8} [S_0 + S_2[\rho_{12}] + S_2[\rho_{13}] + S_2[\rho_{23}]] \\ &= \frac{1}{8} + \frac{1}{4\pi} (\sin^{-1} \rho_{12} + \sin^{-1} \rho_{13} + \sin^{-1} \rho_{23}) \end{aligned}$$

となる。この結果も David [六]の

$$T_3 \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{23} & \end{bmatrix} = \frac{1}{4\pi} (2\pi - \cos^{-1} \rho_{12} - \cos^{-1} \rho_{13} - \cos^{-1} \rho_{23})$$

と一致する。

r が4のとき 集合(1, 2, 3, 4)の部分集合で

偶数個の元からなるものとしては、 ϕ , (1, 2), (1, 3), (1, 4), (2, 3), (2, 4), (3, 4), (1, 2, 3), (1, 3, 4)の8個のものがある。このうち最初の7個のものについては S_0 の函数形は(3, 6), (3, 7)に與えられており、最後のものについては、

$$\begin{aligned} S_4 \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ & \rho_{23} & \rho_{24} \\ & & \rho_{34} \end{bmatrix} &= E[\text{sgn}(x_1) \text{sgn}(x_2) \text{sgn}(x_3) \text{sgn}(x_4)] \\ &= \frac{1}{\pi^4} \iiint \int \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{j,k=1}^4 \rho_{jk} t_j t_k \right\} \\ &\quad \cdot \frac{dt_1 dt_2 dt_3 dt_4}{t_1 t_2 t_3 t_4} \end{aligned}$$

となるが、この右邊の積分の値は「八」の(2.48)に與えられている「1」に等しい。よって

$$\begin{aligned} (3.8) \quad S_4 \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ & \rho_{23} & \rho_{24} \\ & & \rho_{34} \end{bmatrix} &= \frac{4}{\pi^2} \iint \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-u^2 \rho_{12}^2}} \sin^{-1} \rho_{34+12}(u) \end{aligned}$$

となる。ただし $\rho_{34,12}(u)$, $\rho_{24,13}(u)$, $\rho_{23,14}(u)$ は相関行列が

$$\begin{array}{ccc|ccc} 1 & u\rho_{12} & u\rho_{13} & u\rho_{14} & & \\ \hline u\rho_{21} & 1 & \rho_{23} & \rho_{24} & & \\ u\rho_{31} & \rho_{32} & 1 & \rho_{34} & & \\ \hline u\rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & 1 & & \end{array}$$

で與えられたときの Yule の記號による偏相関係数を示す。例えば

$$(3.9) \quad \rho_{34,12}(u) = \left\{ \rho_{34} - \rho_{23}\rho_{24} - u^2(\rho_{13}\rho_{14} + \rho_{12}^2\rho_{34} - \rho_{12}\rho_{13}\rho_{24} - \rho_{12}\rho_{14}\rho_{23}) \right\} \\ \times \left\{ 1 - \rho_{23}^2 - u^2(\rho_{12}^2 + \rho_{13}^2 - 2\rho_{12}\rho_{13}\rho_{23}) \right\}^{-\frac{1}{2}} \times \left\{ 1 - \rho_{24}^2 - u^2(\rho_{12}^2 + \rho_{14}^2 - 2\rho_{12}\rho_{14}\rho_{24}) \right\}^{-\frac{1}{2}}$$

$$(3.10) \quad T_4 \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ & \rho_{23} & \rho_{24} \\ & & \rho_{34} \end{bmatrix}$$

が與えられているが、これは (3.10) の第3邊で相関係

$$= \frac{1}{16} \left[S_0 + S_2[\rho_{12}] + S_2[\rho_{13}] + S_2[\rho_{14}] + S_2[\rho_{23}] + S_2[\rho_{24}] + S_2[\rho_{34}] \right] + S_4 \begin{bmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ & \rho_{23} & \rho_{24} \\ & & \rho_{34} \end{bmatrix}$$

$$= \frac{1}{16} + \frac{1}{8\pi} (\sin^{-1}\rho_{12} + \sin^{-1}\rho_{13} + \sin^{-1}\rho_{14} + \sin^{-1}\rho_{23} + \sin^{-1}\rho_{24} + \sin^{-1}\rho_{34}) + \frac{1}{4\pi^2} \int_0^1 \left\{ \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-u^2\rho_{12}^2}} \sin^{-1}\rho_{34,12}(u) \right.$$

$$\left. + \frac{\rho_{13}}{\sqrt{1-u^2\rho_{13}^2}} \sin^{-1}\rho_{24,13}(u) + \frac{\rho_{14}}{\sqrt{1-u^2\rho_{14}^2}} \sin^{-1}\rho_{23,14}(u) \right\} du$$

Moran [1] では ρ の冪 ρ^2 及び ρ^4 級数展開した形

$$(3.11) \quad \frac{1}{16} + \frac{1}{8\pi} (\rho_{12} + \rho_{13} + \rho_{14} + \rho_{23} + \rho_{24} + \rho_{34}) + \frac{1}{4\pi^2} (\rho_{12}\rho_{34} + \rho_{13}\rho_{24} + \rho_{14}\rho_{23}) + \dots$$

數に關して2次までの項をとつたものになっている。すなわち、 $\sin^{-1}\rho_{12}$ は ρ_{12} で置換える等、また (3. 9) により $\rho_{12}/\sqrt{1-u^2\rho_{12}^2} \cdot \sin^{-1}\rho_{34,12}(u)$ は $\rho_{12}\rho_{34}$ で置換える等によつて (3. 10) から (3. 11) の形が得られる。David [六] は (3. 11) の形の展開式で T_4 を計算するには、相關係数がいづれも 0.5 程度の値を示すとき、20組の項 (twenty sets of terms) をとらなうと適當な精度は得られないと云つてゐるが、(3. 10) は何等の近似も含んでいない正確な式であるので、逆正弦函數の表と數値積分とを利用すれば、(3. 10) によつてかなり精度のよい計算結果が得られることになる。

また Mc Fadden [七] は $j \neq k$ なるすべての j, k に對して ρ_{jk} が同一の値 ρ をとる場合の T_4 の近似計算の式

$$(3. 12) \quad T_4 \left[\begin{matrix} \rho & \rho & \rho \\ \rho & \rho & \rho \\ \rho & \rho & \rho \end{matrix} \right] = \frac{1}{16} + \frac{3}{4\pi} \sin^{-1}\rho + \frac{1}{4\pi^2} U(\rho)$$

ただし

$$(3. 13) \quad U(\rho) = 3\rho^2 - 4\rho^3 + 7\rho^4 - 12\rho^5$$

と與えてゐるが、(3. 12) を一般の場合の正確な式 (3. 10) と比較すると、 $U(\rho)$ の部分が (3. 10) における積分で $\rho_{jk} = \rho$ ($j \neq k$) とおいた値

$$(3. 14) \quad 3\rho \int_0^1 \frac{1}{\sqrt{1-u^2\rho^2}} \sin^{-1} \frac{\rho-u^2\rho^2}{1+\rho-2u^2\rho^2} du$$

に相當することがわかる。實際に積分 (3. 13) の値を ρ まで展開すると (3. 13) が得られる。

r が5のとき、この場合には集合 (1, 2, 3, 4, 5) の部分集合で、空集合が1個、2個の元からなるものが10個、4個の元からなるものが5個ある。それぞれの場合について S_0, S_2, S_4 の形は (3. 6), (3. 7), (3. 8) に與えられてゐる。その結果 (3. 5) を利用すれば、

$$(3. 15) \quad T_5 \left[\begin{matrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} & \rho_{15} \\ & \rho_{23} & \rho_{24} & \rho_{25} \\ & & \rho_{34} & \rho_{35} \\ & & & \rho_{45} \end{matrix} \right] = \frac{1}{32} + \frac{1}{16\pi} \sum_{1 \leq j < k \leq 5} \sin^{-1} \rho_{jk}$$

$$+ \frac{1}{32} \sum_{1 \leq k < l < m \leq 5} S_4 \begin{pmatrix} \rho_{1k} & \rho_{1l} & \rho_{1m} \\ \rho_{k1} & \rho_{l1} & \rho_{m1} \\ \rho_{km} & \rho_{lm} & \rho_{mk} \end{pmatrix}$$

が得られる。ただし最後の項に現われる \$S_4\$ の函数形は (3. 8) に與えられているので、(3. 8) の右邊で添數のつけかえを行えば、(3. 15) の計算に必要な \$S_4\$ はすべて求められる。

\$r\$ が一般の値のとき \$T_r\$ の一般形は (3. 5) に與えられている。(3. 5) の右邊の \$S_0, S_2, S_4\$ まではその函数形がすでに求まったので、偶數の \$r\$ に對して \$S_r\$ を \$S_{r-2}\$ から計算する漸化式をつぎに擧げておくことにする。(3. 8) は實はそのような漸化式で \$r\$ を 4 とした場合に他ならぬのである。

\$x_1, x_2, \dots, x_r\$ を平均値はいずれも 0、標準偏差は 1 で、\$r\$ 變量の正規分布に従う變數として、相關行列を (3. 1) とする。\$S_r\$ の定義によれば、(3. 3) より

$$(3. 16) \quad S_r \begin{pmatrix} \rho_{12} & \rho_{13} & \dots & \rho_{1r} \\ \rho_{23} & \dots & \dots & \rho_{2r} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{r-1,r} \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{(\pi)^r} \int \dots \int \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{j,k=1}^r \rho_{j,k} t_j t_k \right] \cdot dt_1 \dots dt_r$$

となる。

ここで相關行列 (3. 1) の代りに行列

$$(3. 17) \quad \begin{pmatrix} 1 & u\rho_{12} & \dots & u\rho_{1r} \\ u\rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2r} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ u\rho_{r1} & \rho_{r2} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

を考える。(3. 1) が正值であれば、\$0 \leq u \leq 1\$ とするとき (3. 17) も正值になることが示される。しかも (3. 17) の對角線上は全部 1 であるから、これを相關行列とみなすことができる。この相關行列に對して (3. 16) を計算すると

$$(3. 18) \quad S_r \begin{pmatrix} u\rho_{12} & u\rho_{13} & \dots & u\rho_{1r} \\ \rho_{23} & \dots & \dots & \rho_{2r} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_{r,r-1} \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{(i\pi)^r} \int \dots \int \exp \left[-\frac{1}{2} t_1^2 - u \sum_{j=2}^r \rho_{1j} t_1 t_j - \frac{1}{2} \sum_{j,k=2}^r \rho_{jk} t_j t_k \right] dt_1 \dots dt_r$$

となる。(3.18)を \$S_r(u)\$ とおけば、求める (3.16) は \$S_r(1)\$ と與えられる。(3.18)からわかるように \$S_r(0) = 0\$ であるから、(3.16) は

$$(3.19) \quad S_r(1) = \int_0^1 \frac{\partial S_r}{\partial u} du$$

と表わされる。

そこで (3.18) より \$\frac{\partial S_r}{\partial u} n\$ を計算すると

$$\frac{\partial S_r}{\partial u} = \frac{-1}{(i\pi)^r} \int \dots \int \exp \left[-\frac{1}{2} t_1^2 - u \sum_{j=2}^r \rho_{1j} t_1 t_j - \frac{1}{2} \sum_{j,k=2}^r \rho_{jk} t_j t_k \right] \sum_{j=2}^r \rho_{1j} t_1 t_j dt_1 \dots dt_r$$

が得られるから、\$\frac{\partial S_r}{\partial u} n\$ は

$$(3.20) \quad \frac{-\rho_{1j}}{(i\pi)^r} \int \dots \int \exp \left[-\frac{1}{2} t_1^2 - u \sum_{k=2}^r \rho_{jk} t_1 t_k - \frac{1}{2} \sum_{k,l=2}^r \rho_{kl} t_k t_l \right] \frac{t_1 t_j}{t_1 \dots t_r} dt_1 \dots dt_r$$

で \$j=2, \dots, r\$ とおいた \$r-1\$ 個の項の和の形になる。そこでつきに (3.20) で \$j\$ が 2 の場合の値を求めておく。この場合には (3.20) の二行目にある分數式で \$t_1 t_2\$ は分母で消し合つて、\$t_3 \dots t_r\$ だけが分母に残る。そこで (3.20) の \$\exp [\dots]\$ の部分をまず \$t_1\$ と \$t_2\$ につゞて積分することを考える。

この \$[\dots]\$ 内を 2 倍したものは、係數が行列 (3.17) で與えられる \$t_1, \dots, t_r\$ の 2 次形式になっている。(3.17) は正值であるから、行列 (3.17) の行列式を \$R(u)\$ と表わせば、\$t_1, \dots, t_r\$ の函数

$$(3.21) \quad \frac{\sqrt{R(u)}}{(2\pi)^{r/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} t_1^2 - \sum_{k=1}^r u \rho_{1k} t_1 t_k - \frac{1}{2} \sum_{k,l=2}^r \rho_{kl} t_k t_l \right]$$

は、分散行列が (3.17) の逆行列で與えられる \$r\$ 變量正規分布の密度函数と考えられる。いま \$R(u)\$ における \$t\$ 行 \$l\$ 列の元の餘因子を \$R_{kl}(u)\$ で表わせば、その正規分

布の分散行列は

$$(3.22) \quad \frac{1}{R(u)} \begin{vmatrix} R_{11}(u) & R_{21}(u) & \dots & R_{r1}(u) \\ R_{12}(u) & R_{22}(u) & \dots & R_{r2}(u) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_{1r}(u) & R_{2r}(u) & \dots & R_{rr}(u) \end{vmatrix}$$

となる。

そこで (3.21) を t_1 と t_2 に関して全範囲で積分すれば、ここで考えた正規分布における t_1, \dots, t_r の周辺密度函数が得られる。その周辺密度函数では、分散行列は (3.22) の第 $3 \sim r$ 行、第 $3 \sim r$ 列

$$(3.23) \quad \begin{vmatrix} R_{33}(u)/R(u) & \dots & R_{rs}(u)/R(u) \\ \dots & \dots & \dots \\ R_{3r}(u)/R(u) & \dots & R_{rr}(u)/R(u) \end{vmatrix}$$

で與えられる。

さて (3.23) の行列式は Jacobi の定理 [1] によつて

$$\frac{1-u^2 \rho_{12}^2}{R(u)}$$

となり、その行列式における $R_{ki}(u)/R(u)$ の餘因子は

$$(3.24) \quad \frac{1}{R(u)} \begin{vmatrix} u \rho_{12} & u \rho_{11} \\ u \rho_{21} & 1 & \rho_{21} \\ u \rho_{r1} & \rho_{r2} & \rho_{r1} \end{vmatrix}$$

となる。(3.24) に現われた行列式を $P_{ki}(u)$ とおくとすれば、(3.23) の逆行列の $k-2$ 行、 $l-2$ 列の元は $P_{kl}(u)/(1-u^2 \rho_{12}^2)$ となる。よつて右に述べた t_1, \dots, t_r の密度函数と t_1, \dots, t_r の密度函数との關係式はつぎのように表わすことができる。

$$\begin{aligned} & \iint_{-\infty}^{\infty} \frac{\sqrt{R(u)}}{(2\pi)^{r/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} t_1^2 - \sum_{k=2}^r u \rho_{1k} t_k \right. \\ & \quad \left. - \frac{1}{2} \sum_{k,l=2}^r \rho_{kl} t_k t_l \right] dt_1 dt_2 \\ & = \frac{1}{(2\pi)^{(r-2)/2}} \sqrt{\frac{R(u)}{1-u^2 \rho_{12}^2}} \\ & \quad \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{k,l=3}^r \frac{P_{kl}(u)}{1-u^2 \rho_{12}^2} t_k t_l \right] \end{aligned}$$

そこで t_1 が 2 のときの (3.20) の t_1 と t_2 に関する積分を行った結果は

$$(3.25) \quad \frac{2}{\pi} \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-u^2 \rho_{12}^2}} \times \frac{1}{(2\pi)^{r-2}} \int \dots \int$$

$$\exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{k,l=3}^r \frac{P_{kl}(u)}{1-u^2 \rho_{12}^2} t_k t_l \right]$$

• $dt_3 \dots dt_r$

となる。この $k=3, \dots, r$ について

$$\sqrt{\frac{P_{kk}(u)}{1-u^2 \rho_{12}^2}} t_k$$

を改めて t_k とおいて變數變換を行えば (3.25) は下記のようになる。

$$(3.26) \quad \frac{2}{\pi} \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-u^2 \rho_{12}^2}} \times \frac{1}{(\pi)^{r-2}}$$

$$\cdot \int \dots \int \exp \left[-\frac{1}{2} \sum_{k,l=3}^r \rho_{kl,12}(u) t_k t_l \right] \cdot dt_3 \dots dt_r$$

ただし

$$(3.27) \quad \rho_{kl,12}(u) = \frac{P_{kl}(u)}{\sqrt{P_{kk}(u) P_{ll}(u)}}$$

であって、これは相関行列が (3.17) で與えられたときの Yule の記號による偏相関係數になつてゐる。

しかるに他方からすると (3.26) の \times 印以後は、 $r-2$ 個の變數 t_3, \dots, t_r について、相関係數が (3.27) で與えられたときの S_{r-2} に等しい。よつて下記のとき

① (3.20) は

$$\frac{2}{\pi} \frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-u^2 \rho_{12}^2}} S_{r-2} \left[\begin{array}{c} \rho_{34,12}(u) \dots \rho_{3r,12}(u) \\ \dots \dots \dots \\ \rho_{r-1,r,12}(u) \end{array} \right]$$

に等しいことになる。

したが他の値のときの (3.20) も同様にして求められる。 $\frac{\partial S_r}{\partial u}$ はこれらの (3.20) の値の和であつたから (3.19) は下記の漸化式が得られたことになる。

$$S_r \left[\begin{array}{c} \rho_{12} \quad \rho_{13} \dots \rho_{1r} \\ \rho_{23} \dots \rho_{2r} \\ \dots \dots \dots \\ \rho_{r-1,r} \end{array} \right]$$

$$= \frac{2}{\pi} \int_0^1 \left[\frac{\rho_{12}}{\sqrt{1-u^2 \rho_{12}^2}} \right.$$

$$\left. \cdot S_{r-2} \left[\begin{array}{c} \rho_{34,12}(u) \dots \rho_{3r,12}(u) \\ \dots \dots \dots \\ \rho_{r-1,r,12}(u) \end{array} \right] + \dots \right.$$

$$\left. + \frac{\rho_{1r}}{\sqrt{1-u^2 \rho_{1r}^2}} \right]$$

$$\cdot S_{r-2} \left[\underbrace{p_{2s-1r}(u) \cdots p_{2, r-1, 1r}(u)}_{du} \right]$$

S_0, S_2, S_4 はすでに求めてあるものと、この漸化式を利用すれば、任意の偶数 r に對して n を計算することになる。

これを利用すれば任意の r (偶数でも奇数でも $r \leq 5$) に對する T_r を (3.5) から計算するにとりかねる。

参考文献

[一] 藤原松三郎 行列及び行列式 岩波書店 1934
 [二] Moran P. A. P. Rank correlation and product-moment correlation, *Biometrika*, Vol. 35, 1948.
 [三] Nabeysa S. Absolute moments in 2-dimensional normal distribution, *Annals of the Institute of Statistics*

tical Mathematics, Vol. 3, 1951.

[四] Nabeysa S. Absolute moments in 3-dimensional normal distribution, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. 4, 1952.

[五] Kanat A. R. Incomplete and absolute moments of the multivariate normal distribution with some applications, *Biometrika*, Vol. 40, 1953.

[六] David F. N. A note on the evaluation of the multivariate normal distribution, *Biometrika*, Vol. 40, 1953.

[七] McFadden J. A. An approximation for the symmetric, quadrivariate normal integral, *Biometrika*, Vol. 43, 1956.

[八] 鍋谷清治 4 變量正規分布の絶対積率 一橋大學研究年報 人文科學自然科學研究 1959

(一橋大學講師)