

## 2.2 多値変数

前回は、二項分布に対してベータ分布が共役事前分布であることを示した。本節では、**多項分布**に対して**ディリクレ分布**が共役事前分布になることを示す。

K 種類の値を取りうるデータが一つ得られるときの確率は次の通り。

$$P(x|\mu) = \prod_{k=1}^K \mu_k^{x_k}$$

→ カテゴリ分布とも呼ばれることも。

データが N 個得られ場合は、

$$\begin{aligned} P(D|\mu) &= \prod_n \prod_{k=1}^K \mu_k^{x_{nk}} = \prod_{k=1}^K \mu_k^{(\sum_n x_{nk})} \\ &= \prod_{k=1}^K \mu_k^{m_k} \end{aligned}$$

↑ カテゴリ k が出た回数。

最尤推定による  $\mu$  の解は、

$$\mu_k^{ML} = \frac{m_k}{N}$$

となる。(これまで通り尤度最小化すれば良いので略)

ここで、カテゴリが出た回数を確率変数とした時の確率関数が**多項分布**と呼ばれる。

$$\text{Mult}(m_1, m_2, \dots, m_K | \mu, N) = \binom{N}{m_1, m_2, \dots, m_K} \prod_{k=1}^K \mu_k^{m_k}$$

## 2.2.1 デリクレ分布

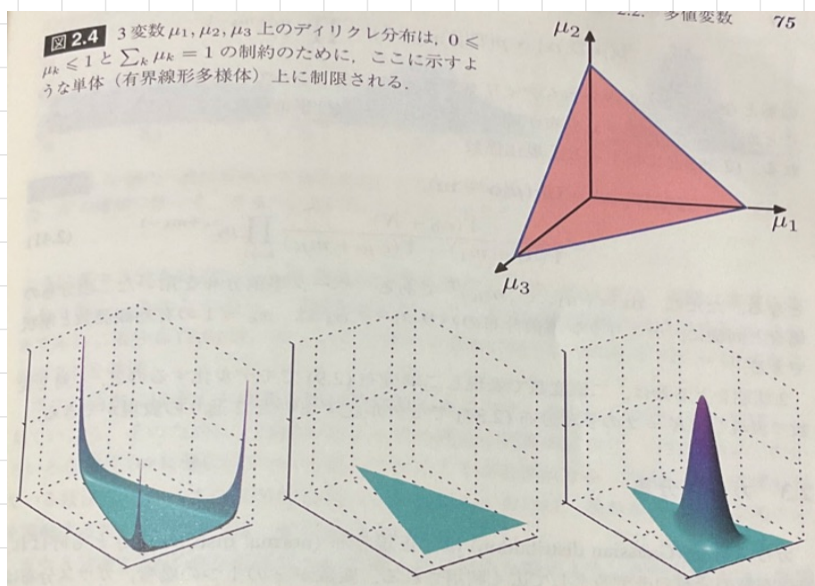
多項分布のパラメータ  $\mu$  の事前分布として、デリクレ分布を導入する。天下りのだが、次の性質を持つ分布が、 $\mu$  の共役事前分布となる。

$$p(\mu | \alpha) \propto \prod_{k=1}^K \mu_k^{\alpha_k - 1}$$

( $\mu$  は  $0 \leq \mu \leq 1$  かつ  $\sum_k \mu_k = 1$  を満たす)

これを正規化すると、次の分布が求まる。~~(\* 証明 \*)~~ やらない

$$\text{Dir}(\mu | \alpha) = \frac{\Gamma(\sum_{k=1}^K \alpha_k)}{\Gamma(\alpha_1) \cdots \Gamma(\alpha_K)} \prod_{k=1}^K \mu_k^{\alpha_k - 1}$$



実際に事後分布がディリクレ分布になることを示す。

$$\begin{aligned} P(\mu | \mathcal{D}, \alpha) &\propto \underbrace{P(\mathcal{D} | \mu, \alpha)}_{\text{多項分布}} \underbrace{p(\mu | \alpha)}_{\text{ディリクレ分布}} \\ &= \underbrace{\binom{N}{m_1, \dots, m_K} \prod_{k=1}^K \mu_k^{m_k}}_{\text{多項分布}} \cdot \underbrace{\frac{\Gamma(\sum_{k=1}^K \alpha_k)}{\Gamma(\alpha_1) \dots \Gamma(\alpha_K)} \prod_{k=1}^K \mu_k^{\alpha_k - 1}}_{\text{ディリクレ分布}} \\ &\propto \prod_{k=1}^K \mu_k^{\alpha_k + m_k - 1} \end{aligned}$$

これを正規化すると、先程の議論同様に、

$$P(\mu | \mathcal{D}, \alpha) = \frac{\Gamma(\sum_{k=1}^K (\alpha_k + m_k))}{\Gamma(\alpha_1 + m_1) \dots \Gamma(\alpha_K + m_K)} \prod_{k=1}^K \mu_k^{\alpha_k + m_k - 1}$$

となり、ディリクレ分布 となる ことがわかる。

## 2.3 ガウス分布

ガウス分布のいくつかの性質について取り上げる。2.3では、多変量ガウス分布が、座標変換により、独立な1変数ガウス分布の積に分解できることを示す。2.3.1では、多変量ガウス分布の条件付き分布がガウス分布となることを示す。2.3.2では、周辺分布もガウス分布となることを示す。

まず、ガウス分布

$$N(x|\mu, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{D/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(x-\mu)'\Sigma^{-1}(x-\mu)\right\}$$

が、正規直交行列  $U$  による変換

$$y = U(x - \mu)$$

により、

$$p(y) = \prod_{j=1}^D \frac{1}{(2\pi\lambda_j)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{y_j^2}{2\lambda_j}\right\}$$

1 変数 ガウス分布

となることを示す。

[証]

まず、 $\Sigma$  は正定値の対称行列であるので、

固有値と固有ベクトル  $\lambda_i, u_i$  を用いて、スペクトル分解できる、

$$\Sigma = \sum_{i=1}^D \lambda_i u_i u_i'$$

さらに、分散共分散行列が半正定値であることを示す。  
固有値0については後で考察する。

$\Sigma^{-1}$  について、同様'にスベクトル分解で、

$$\Sigma^{-1} = \sum_{i=1}^0 \frac{1}{\lambda_i} u_i u_i'$$

固有値は逆数    固有ベクトルは互に直交

これを使うと、ガウス分布の指数部分の二次形式は、  
次のように変形できる、

$$\begin{aligned} \Delta^2 &= (x - \mu)' \Sigma^{-1} (x - \mu) \\ &= \underbrace{(x - \mu)'}_{y_i} \sum_{i=1}^0 \frac{1}{\lambda_i} u_i u_i' \underbrace{(x - \mu)}_{y_i} \\ &= \sum_{i=1}^0 \frac{y_i^2}{\lambda_i} \end{aligned}$$

ここで、 $y_i = u_i' (x - \mu)$  で変換すると、  
i は 1 から 0 まで、

$$y = U (x - \mu)$$

正規直交行列

これは幾何的に見ると、 $\mu$  だけ平行移動し、 $U$  で  
回転した座標に変換したことを示している。

最後に  $p(x)$  から  $p(y)$  の変換を試みる。

$$\begin{aligned} p(y) &= p(x) \left| \frac{\partial x}{\partial y} \right| = p(x) |J| \\ &= \underbrace{\frac{1}{(2\pi)^{0/2}}}_{(1)} \underbrace{\frac{1}{|\Sigma|^{1/2}}}_{(2)} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^0 \frac{y_i^2}{\lambda_i} \right\} \underbrace{|J|}_{(3)} \end{aligned}$$

① に ついて

$\Sigma$  の行列式は固有値の積と一致するから、

$$\frac{1}{|\Sigma|^{\frac{1}{2}}} = \prod_{i=1}^D \frac{1}{\lambda_i^{\frac{1}{2}}}$$

② に ついて

$\Sigma \in \text{exp}$  の外側に出して、

$$\textcircled{2} = \prod_{i=1}^D \exp \left\{ -\frac{y_i^2}{2\lambda_i} \right\}$$

③ に ついて

$$y = U(x - \mu) \text{ かつ、}$$

$$x = U^{-1} y + \mu$$

$$= U^T y + \mu$$

( $\because U$  の直交性)

したがって、

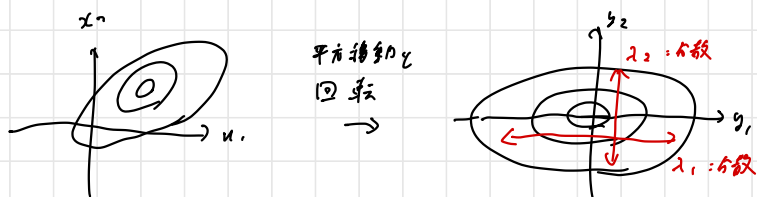
$$|J| = \left| \frac{\partial x}{\partial y} \right| = |U^T| = 1 \quad (\because U \text{ の正交性, 詳細は教科書})$$

以上を合わせると、

$$\begin{aligned} p(y) &= \frac{1}{(2\pi)^{D/2}} \underbrace{\prod_{i=1}^D \frac{1}{\lambda_i}}_{\textcircled{1}} \underbrace{\prod_{i=1}^D \exp \left\{ -\frac{y_i^2}{2\lambda_i} \right\}}_{\textcircled{2}} \cdot \underbrace{1}_{\textcircled{3}} \\ &= \prod_{i=1}^D \frac{1}{(2\pi \lambda_i)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{y_i^2}{2\lambda_i} \right\} \end{aligned}$$

□

## 変数変換のイメージ



この固有値  $\lambda_i$  が 0 になるとき、ガウス分布はある面につぶれていることがわかる。

次に、ガウス分布の1次モーメントと2次モーメントを求めているが、既に学習済みの内容なので詳しくは扱わない。

### 1次モーメントについて

積分区間内で、 $z$ の1次の項は奇関数なので0となる。0次の項はガウス分布の全積分で1が出てくるので、係数 $\mu$ だけ現れる。

### 2次モーメントについて

$z$ の0次の項：ガウスの全積分により、係数部分 $\mu \mu'$ が出てくる。

$z$ の1次の項：奇関数で0となる。

$z$ の2次の項： $\Sigma$ が出てくる (下記)

(P81 - 行目の式)

$$= \frac{1}{(2\pi)^{D/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} \int \exp\left\{-\frac{1}{2} \underbrace{z' \Sigma^{-1} z}_{d^2}\right\} \underbrace{z z'}_{\text{2次モーメント}} dz$$

$y = U z$  の変換をすれば、

$$d^2 = \sum \frac{y_i^2}{\lambda_i}$$

$$z z' = (U' y) (y' U) \\ = U' y y' U$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{D/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} U' \int \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_i \frac{y_i^2}{\lambda_i}\right\} y y' dy U$$

$(z_1' \ z_2' \ \dots \ z_n')$

$\begin{pmatrix} y_1 y_1 & y_1 y_2 & \dots & y_1 y_n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_n y_1 & y_n y_2 & \dots & y_n y_n \end{pmatrix}$

K の部分 は 行列  $\lambda_i, \gamma_i$  等. S, t 成分を  $\gamma$  として.

(S = t のとき)

$$K_{S,t} = \iint \dots \int \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_i \frac{y_i^2}{\lambda_i} \right\} y_S y_t dy_1 \dots dy_S \dots dy_t \dots dy_0$$

S の積分から実行

$$= \iint \dots \int \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_i \frac{y_i^2}{\lambda_i} \right\} y_S dy_S y_t dy_1 \dots dy_t \dots dy_0$$

$y_S$  は関数に依存

$$= 0$$

(S = t のとき)

$$K_{SS} = \iint \dots \int \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_i \frac{y_i^2}{\lambda_i} \right\} y_S^2 dy_1 \dots dy_0$$

$$= \iint \dots \int \prod_i \exp \left\{ -\frac{y_i^2}{2\lambda_i} \right\} y_S^2 dy_1 \dots dy_0$$

$y_1 \sim y_0$  について関係する項のみ積分実行.

$$= \int \exp \left\{ -\frac{y_1^2}{2\lambda_1} \right\} dy_1$$

$$+ \dots$$

$$+ \int \exp \left\{ -\frac{y_S^2}{2\lambda_S} \right\} y_S^2 dy_S$$

$$+ \dots$$

$$+ \int \exp \left\{ -\frac{y_0^2}{2\lambda_0} \right\} dy_0$$

K の係数部分を含むとき.



$$\begin{aligned}
 \frac{1}{(2\pi)^{0/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} K_{SS} &= \int \frac{1}{(2\pi \lambda_1)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{y_1^2}{2\lambda_1}\right\} dy_1 \\
 &+ \dots \\
 &+ \int \frac{1}{(2\pi \lambda_s)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{y_s^2}{2\lambda_s}\right\} y_s^2 dy_s \\
 &+ \dots \\
 &+ \int \frac{1}{(2\pi \lambda_0)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{y_0^2}{2\lambda_0}\right\} dy_0 \\
 &= 0 + \dots + 0 + \lambda_s + 0 + \dots + 0 \\
 &= \lambda_s
 \end{aligned}$$

したがって、

$$\frac{1}{(2\pi)^{0/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} K = \begin{pmatrix} \lambda_1 & & 0 \\ & \lambda_1 & \\ 0 & & \ddots \\ & & & \lambda_0 \end{pmatrix}$$

これを、(18) - 行目) は、

$$\begin{aligned}
 \frac{1}{(2\pi)^{0/2}} \frac{1}{|\Sigma|^{1/2}} U' \underbrace{\int \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_i \frac{y_i^2}{\lambda_i}\right\} y y' dy}_{\substack{U \\ K}} U \\
 = U' \begin{pmatrix} \lambda_1 & & \\ & \ddots & \\ & & \lambda_0 \end{pmatrix} U
 \end{aligned}$$

=  $\Sigma$

$\Sigma$  は  $U$  により次のように対角化される。

$$U \Sigma U' = \begin{pmatrix} \lambda_1 & & \\ & \ddots & \\ & & \lambda_0 \end{pmatrix}$$

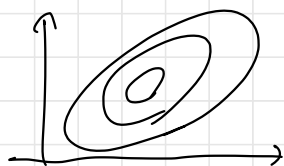
よって、

$$\Sigma = U' \begin{pmatrix} \lambda_1 & & \\ & \ddots & \\ & & \lambda_0 \end{pmatrix} U$$

これの2次式は777 あり、

共分散行列のパラメータの個数について

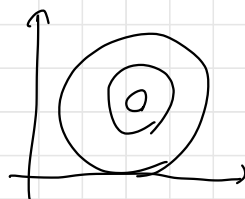
ガウス分布でモデル化するとき、次元が大きいと分散行列のパラメータ数が非常に多くなってしまう。そこで、共分散行列を**対角**と仮定したり、**等方共分散**と仮定したりすることで、パラメータ数を減らせる。



一般



対角



等方共分散

パラメータ数:  $\frac{1}{2} D(D+3)$

$2D$

$D+1$

### 2.3.1 条件付きガウス分布

多変量ガウス分布をいくつかの変量で条件付けた条件付き分布も、ガウス分布に従うことを示す。その際に、精度行列を用いると式がシンプルになることも確かめる。

$x \in x = \begin{pmatrix} x_a \\ x_b \end{pmatrix}$  のように分解し、対応する

$\mu, \Sigma$  も次の同様に分解する。

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_a \\ \mu_b \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{aa} & \Sigma_{ab} \\ \Sigma_{ba} & \Sigma_{bb} \end{pmatrix}$$

$A$  を次のように定義し、**精度行列** と呼ぶ。

$$A = \Sigma^{-1}$$

$\Lambda$  を分解する.  $\Lambda = \begin{pmatrix} \Lambda_{aa} & \Lambda_{ab} \\ \Lambda_{ba} & \Lambda_{bb} \end{pmatrix}$

$p(x_a | x_b)$  を求めるには,  $p(x_a, x_b)$  を  $x_a$  の分布の形に変形し, 正規化すれば良い.

$p(x_a, x_b)$  の指数部分の二次形式を  $\Delta^2$  とおくと,

$$\Delta^2 = -\frac{1}{2} (x - \mu)' \Sigma^{-1} (x - \mu)$$

$$\begin{pmatrix} \textcolor{red}{a}' & \textcolor{blue}{b}' \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \textcolor{red}{aa} & \textcolor{red}{ab} \\ \textcolor{blue}{ba} & \textcolor{blue}{bb} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \textcolor{red}{a} \\ \textcolor{blue}{b} \end{pmatrix} \quad \boxed{\text{イキ-ジ}}$$

$$= \begin{pmatrix} \textcolor{red}{a}' \textcolor{red}{aa} + \textcolor{blue}{b}' \textcolor{blue}{ba} & \textcolor{red}{a}' \textcolor{red}{ab} + \textcolor{blue}{b}' \textcolor{blue}{bb} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \textcolor{red}{a} \\ \textcolor{blue}{b} \end{pmatrix}$$

$$= \textcolor{red}{a}' \textcolor{red}{aa} \textcolor{red}{a} + \textcolor{blue}{b}' \textcolor{blue}{ba} \textcolor{red}{a} + \textcolor{red}{a}' \textcolor{red}{ab} \textcolor{blue}{b} + \textcolor{blue}{b}' \textcolor{blue}{bb} \textcolor{blue}{b}$$

$$\begin{aligned} &= -\frac{1}{2} (x_a - \mu_a)' \Lambda_{aa} (x_a - \mu_a) - \frac{1}{2} (x_a - \mu_a)' \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \\ &\quad - \frac{1}{2} (x_b - \mu_b)' \Lambda_{ba} (x_a - \mu_a) - \frac{1}{2} (x_b - \mu_b)' \Lambda_{bb} (x_b - \mu_b) \end{aligned} \quad (2.70)$$

これを  $x_a$  に関する二次形式

$$-\frac{1}{2} (x_a - \mu_{a|b})' \Sigma_{a|b}^{-1} (x_a - \mu_{a|b}) + \text{const.} \quad (2.71)$$

の形に変形したい.

$x_a$  の二次の項を (2.70) と比較すると,

$$x_a' \Sigma_{a|b}^{-1} x_a = x_a' \Lambda_{aa} x_a$$

よ、即座に  $\Sigma_{a|b}^{-1} = \Lambda_{aa}$  が分かる。

次に 1 次の項を比較する。

『(2.71) の 1 次の項』 = 『(2.70) の 1 次の項』 より。

$$\begin{aligned} x_a' \Sigma_{a|b}^{-1} \mu_{a|b} &= \frac{1}{2} x_a' \Lambda_{aa} \mu_a + \frac{1}{2} \mu_a' \Lambda_{aa} x_a \\ &\quad - \frac{1}{2} x_a' \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \\ &\quad - \frac{1}{2} (x_b - \mu_b)' \Lambda_{ba} x_a \\ &= x_a' \Lambda_{aa} \mu_a - x_a' \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \\ &= x_a' \left\{ \Lambda_{aa} \mu_a - \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \right\} \end{aligned}$$

(Red arrows and text in original image: "転置とこれ同じ" and "転置とこれ同じ")

$$\therefore \Lambda_{aa} \mu_{a|b} = \Lambda_{aa} \mu_a - \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b)$$

$$\begin{aligned} \Leftrightarrow \mu_{a|b} &= \Lambda_{aa}^{-1} \left\{ \Lambda_{aa} \mu_a - \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \right\} \\ &= \mu_a - \Lambda_{aa}^{-1} \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \end{aligned}$$

よって、 $p(x_a | x_b)$  は、次の平均  $\mu_{a|b}$  共分散行列  $\Sigma_{a|b}$  の  
ガウス分布に従う。

$$\begin{cases} \mu_{a|b} = \mu_a - \Lambda_{aa}^{-1} \Lambda_{ab} (x_b - \mu_b) \\ \Sigma_{a|b} = \Lambda_{aa}^{-1} \end{cases}$$

シュローア補完行列を使、に逆行列の公式を使、て、

$\Sigma_{a|b}$  を  $\Sigma$  で陽に表すことが出来るから。

詳しくは報わない。