行列輪講: 第8回 ガウス分布2

杉浦 圭祐

慶應義塾大学理工学部情報工学科 松谷研究室

September 30, 2023

目次

- 1 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- 6 ガウス分布の無相関性と独立性
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化

このスライドの概要

- ガウス分布について確認する
 - Isserlis の定理
- 以下の資料を参考に作成しました:
 - パターン認識と機械学習 (上巻)
 - State Estimation For Robotics
- 重要な分布なので、考えることがたくさんある

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- **⑥ ガウス分布の無相関性と独立性**
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化



Isserlis **の定理**

• $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_D)$ が、平均 $\mathbf{0}$ のガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \mathbf{0}, \mathbf{\Sigma})$ に従うとき、 Isserlis の定理が成り立つ:

$$\mathbb{E}\left[x_1x_2\dots x_n\right] = \sum_{p\in P_n^2} \prod_{(i,j)\in p} \mathbb{E}\left[x_ix_j\right] = \sum_{p\in P_n^2} \prod_{(i,j)\in p} \operatorname{Cov}\left(x_i, x_j\right)$$

- ullet 総和: $\{1,\dots,n\}$ を, 互いに素な $rac{n}{2}$ 個のペアに分割する方法について
- n = 4 であれば、以下の3通りある:

$$\{1,2,3,4\} \to \{\{1,2\},\{3,4\}\}, \{\{1,3\},\{2,4\}\}, \{\{1,4\},\{2,3\}\} \equiv P_4^2$$

• n=4 のときは、Isserlis の定理は次のようになる:

$$\mathbb{E}\left[x_1x_2x_3x_4\right] = \mathbb{E}\left[x_1x_2\right]\mathbb{E}\left[x_3x_4\right] + \mathbb{E}\left[x_1x_3\right]\mathbb{E}\left[x_2x_4\right] + \mathbb{E}\left[x_1x_4\right]\mathbb{E}\left[x_2x_3\right]$$

Isserlis の定理

• $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_D)$ が、平均 $\mathbf{0}$ のガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \mathbf{0}, \mathbf{\Sigma})$ に従うとき、 Isserlis の定理が成り立つ:

$$\mathbb{E}\left[x_1x_2\dots x_n\right] = \sum_{p\in P_n^2} \prod_{(i,j)\in p} \mathbb{E}\left[x_ix_j\right] = \sum_{p\in P_n^2} \prod_{(i,j)\in p} \operatorname{Cov}\left(x_i, x_j\right)$$

- 総和: $\{1,\dots,n\}$ を, 互いに素な $\frac{n}{2}$ 個のペアに分割する方法について
- n が奇数 (n=2m+1) のときは、ペアを作れないので、0 になる.
- ullet n が偶数 (n=2m) であれば、項の総数 (分割の方法) は

$$\frac{(2m)!}{(2^m m!)} = (2m-1)(2m-3)\cdots 3\cdot 1 = (2m-1)!!$$

 \bullet n=4 のとき 3, n=6 のとき 15, n=8 のとき 105 個の項が出現する.

Isserlis **の定理**

- 簡単な例として, x がガウス分布 $\mathcal{N}(x\mid 0,\sigma^2)$ に従うとする.
- \bullet $\mathbb{E}\left[x^4\right]$ は次のように分かる:

$$\mathbb{E}\left[x^{4}\right] = 3\,\mathbb{E}\left[x^{2}\right]\,\mathbb{E}\left[x^{2}\right] = 3\sigma^{2}\sigma^{2} = 3\sigma^{4}$$

ullet $\mathbb{E}\left[x^6
ight]$ は

$$\mathbb{E}\left[x^6\right] = 15\,\mathbb{E}\left[x^2\right]\mathbb{E}\left[x^2\right]\mathbb{E}\left[x^2\right] = 15\sigma^2\sigma^2\sigma^2 = 15\sigma^6$$

ullet $\mathbb{E}\left[x^8
ight]$ は

$$\mathbb{E}\left[x^{8}\right] = 105 \,\mathbb{E}\left[x^{2}\right] \,\mathbb{E}\left[x^{2}\right] \,\mathbb{E}\left[x^{2}\right] \,\mathbb{E}\left[x^{2}\right] = 105 \sigma^{2} \sigma^{2} \sigma^{2} \sigma^{2} = 105 \sigma^{8}$$

- 奇数の n に対しては, $\mathbb{E}[x^n] = 0$.
- 分布の平均は 0 だから, $\mathbb{E}\left[x^2\right] = \mathrm{Var}\left[x\right] + \mathbb{E}\left[x\right]^2 = \mathrm{Var}\left[x\right] = \sigma^2$.

- 続いて, $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_D)$ がガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \mathbf{0}, \Sigma)$ に従うとする.
- 分布の平均は 0 だから, 次が成り立つことに注意しよう:

$$\operatorname{Cov}(x_{i}, x_{j}) = \mathbb{E}\left[\left(x_{i} - \mathbb{E}\left[x_{i}\right]\right)\left(x_{j} - \mathbb{E}\left[x_{j}\right]\right)\right] = \mathbb{E}\left[x_{i} x_{j}\right]$$
$$\operatorname{Var}\left[x_{i}\right] = \operatorname{Cov}\left(x_{i}, x_{i}\right) = \mathbb{E}\left[x_{i}^{2}\right]$$

ullet このとき, 共分散 Σ の (i,j) 成分は, $\mathrm{Cov}\,(x_i,x_j)=\mathbb{E}\,[x_ix_j]$ となる:

$$(\mathbf{\Sigma})_{ij} = \operatorname{Cov}(x_i, x_j) = \mathbb{E}[x_i x_j]$$

ullet 以上を踏まえて, 期待値 $\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{x}^{ op}\mathbf{x}\mathbf{x}^{ op}
ight]$ を求めよう.

• 期待値 $\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{x}^{ op}\mathbf{x}\mathbf{x}^{ op}
ight]$ を求めよう. (i,j) 成分は

$$\begin{split} & \mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x}\left(\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x}\right)\mathbf{x}^{\top}\right)_{ij}\right] = \mathbb{E}\left[x_{i}\left(\sum_{k=1}^{D}x_{k}^{2}\right)x_{j}\right] = \sum_{k}\mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}x_{k}^{2}\right] \\ & = \sum_{k}\mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}\right]\mathbb{E}\left[x_{k}^{2}\right] + 2\,\mathbb{E}\left[x_{i}x_{k}\right]\mathbb{E}\left[x_{j}x_{k}\right] \\ & = \mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}\right]\left(\sum_{k}\mathbb{E}\left[x_{k}^{2}\right]\right) + 2\sum_{k}\mathbb{E}\left[x_{i}x_{k}\right]\mathbb{E}\left[x_{k}x_{j}\right] \\ & = (\mathbf{\Sigma})_{ij}\left(\sum_{k}(\mathbf{\Sigma})_{kk}\right) + 2\sum_{k}(\mathbf{\Sigma})_{ik}\left(\mathbf{\Sigma})_{kj} = (\mathbf{\Sigma})_{ij}\operatorname{tr}(\mathbf{\Sigma}) + 2\left(\mathbf{\Sigma}^{2}\right)_{ij} \end{split}$$
 であるから、 $\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x}\mathbf{x}^{\top}\right] = \mathbf{\Sigma}\operatorname{tr}(\mathbf{\Sigma}) + 2\mathbf{\Sigma}^{2} = \mathbf{\Sigma}\left(\operatorname{tr}(\mathbf{\Sigma}) + 2\mathbf{\Sigma}\right). \end{split}$

◆ロト ◆個ト ◆見ト ◆見ト ■ りへで

ullet 続いて, 期待値 $\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{x}^{ op}\mathbf{A}\mathbf{x}\mathbf{x}^{ op}
ight]$ を求めよう. (i,j) 成分は

$$\mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x}\left(\mathbf{x}^{\top}\mathbf{A}\mathbf{x}\right)\mathbf{x}^{\top}\right)_{ij}\right] = \mathbb{E}\left[x_{i}\left(\sum_{k=1}^{D}\sum_{l=1}^{D}x_{k}a_{kl}x_{l}\right)x_{j}\right]$$

$$= \sum_{k}\sum_{l}a_{kl}\,\mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}x_{k}x_{l}\right]$$

$$= \sum_{k}\sum_{l}a_{kl}\,(\mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}\right]\mathbb{E}\left[x_{k}x_{l}\right] + \mathbb{E}\left[x_{i}x_{k}\right]\mathbb{E}\left[x_{j}x_{l}\right] + \mathbb{E}\left[x_{i}x_{l}\right]\mathbb{E}\left[x_{j}x_{k}\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}\right]\sum_{k}\sum_{l}a_{kl}\,\mathbb{E}\left[x_{l}x_{k}\right]$$

$$+ \sum_{l}\sum_{l}\mathbb{E}\left[x_{i}x_{k}\right]a_{kl}\,\mathbb{E}\left[x_{l}x_{j}\right] + \sum_{l}\sum_{l}\mathbb{E}\left[x_{i}x_{l}\right]a_{kl}\,\mathbb{E}\left[x_{k}x_{j}\right]$$

ullet $\mathbb{E}\left[x_ix_j
ight]=(oldsymbol{\Sigma})_{ij}$ を使って, 式変形を続けると,

$$\mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}\right] \sum_{k} \sum_{l} a_{kl} \mathbb{E}\left[x_{l}x_{k}\right]$$

$$+ \sum_{k} \sum_{l} \mathbb{E}\left[x_{i}x_{k}\right] a_{kl} \mathbb{E}\left[x_{l}x_{j}\right] + \sum_{k} \sum_{l} \mathbb{E}\left[x_{i}x_{l}\right] a_{kl} \mathbb{E}\left[x_{k}x_{j}\right]$$

$$= (\mathbf{\Sigma})_{ij} \sum_{k} \sum_{l} a_{kl} (\mathbf{\Sigma})_{lk}$$

$$+ \sum_{k} \sum_{l} (\mathbf{\Sigma})_{ik} a_{kl} (\mathbf{\Sigma})_{lj} + \sum_{k} \sum_{l} (\mathbf{\Sigma})_{il} (\mathbf{A}^{\top})_{lk} (\mathbf{\Sigma})_{kj}$$

$$= (\mathbf{\Sigma})_{ij} \sum_{k} (\mathbf{A}\mathbf{\Sigma})_{kk} + (\mathbf{\Sigma}\mathbf{A}\mathbf{\Sigma})_{ij} + (\mathbf{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{\Sigma})_{ij}$$

$$= (\mathbf{\Sigma})_{ij} \operatorname{tr}(\mathbf{A}\mathbf{\Sigma}) + (\mathbf{\Sigma}\mathbf{A}\mathbf{\Sigma})_{ij} + (\mathbf{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{\Sigma})_{ij}$$

• 期待値 $\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{x}^{\top}\mathbf{A}\mathbf{x}\mathbf{x}^{\top}\right]$ の (i,j) 成分は

$$\mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x}\left(\mathbf{x}^{\top}\mathbf{A}\mathbf{x}\right)\mathbf{x}^{\top}\right)_{ij}\right] = (\mathbf{\Sigma})_{ij}\operatorname{tr}(\mathbf{A}\mathbf{\Sigma}) + (\mathbf{\Sigma}\mathbf{A}\mathbf{\Sigma})_{ij} + \left(\mathbf{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{\Sigma}\right)_{ij}$$

となるから、

$$\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{x}^{\top}\mathbf{A}\mathbf{x}\mathbf{x}^{\top}\right] = \mathbf{\Sigma}\operatorname{tr}(\mathbf{A}\mathbf{\Sigma}) + \mathbf{\Sigma}\mathbf{A}\mathbf{\Sigma} + \mathbf{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{\Sigma}$$
$$= \mathbf{\Sigma}\left(\operatorname{tr}(\mathbf{A}\mathbf{\Sigma})\mathbf{I} + \left(\mathbf{A} + \mathbf{A}^{\top}\right)\mathbf{\Sigma}\right)$$

- 続いて, $\mathbf{x}=(x_1,\ldots,x_D)$ が標準正規分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x}\mid\mathbf{0},\mathbf{I})$ に従うとする.
- ullet x の各成分は互いに独立であり, x_i は $\mathcal{N}(x_i \mid 0,1)$ に従う.
- このとき, $z=\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x}=\sum_{i=1}^{D}x_{i}^{2}$ は, 自由度 D のカイ二乗分布に従う.
- 期待値は D, 分散は 2D になる.
- 期待値 $\mathbb{E}\left[z\right] = \mathbb{E}\left[\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x}\right]$ を求めよう:

$$\mathbb{E}\left[\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x}\right] = \mathbb{E}\left[\sum_{i} x_{i}^{2}\right] = \sum_{i} \mathbb{E}\left[x_{i}^{2}\right] = \sum_{i} 1 = D$$

• 分布の平均は 0 だから, $\mathbb{E}\left[x_i^2\right] = \mathrm{Var}\left[x_i\right] + \mathbb{E}\left[x_i\right]^2 = 1.$



• 続いて, 分散 $\operatorname{Var}\left[z\right] = \mathbb{E}\left[\left(z - \mathbb{E}\left[z\right]\right)^2\right]$ を求めよう $(z = \mathbf{x}^{\top}\mathbf{x})$:

$$\mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x} - \mathbb{E}\left[\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x}\right]\right)^{2}\right] = \mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x}^{\top}\mathbf{x} - D\right)^{2}\right] = \mathbb{E}\left[\left(\sum_{i} x_{i}^{2} - D\right)^{2}\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\left(\sum_{i} x_{i}^{2}\right)^{2} - 2D\left(\sum_{i} x_{i}^{2}\right) + D^{2}\right]$$

$$= \sum_{i} \sum_{j} \mathbb{E}\left[x_{i}^{2}x_{j}^{2}\right] - 2D\sum_{i} \mathbb{E}\left[x_{i}^{2}\right] + D^{2}$$

$$= \sum_{i} \sum_{j} \left(\mathbb{E}\left[x_{i}^{2}\right] \mathbb{E}\left[x_{j}^{2}\right] + 2\mathbb{E}\left[x_{i}x_{j}\right]^{2}\right) - 2D\sum_{i} 1 + D^{2}$$

最後の式変形で、Isserlis の定理を用いた。

< ロ > ∢母 > ∢差 > ∢差 > 差 のQで

● さらに式変形を続けると、自由度 D のカイニ乗分布の分散は、

$$\begin{split} &= \sum_{i} \sum_{j} \left(\mathbb{E} \left[x_{i}^{2} \right] \mathbb{E} \left[x_{j}^{2} \right] + 2 \mathbb{E} \left[x_{i} x_{j} \right]^{2} \right) - 2D \sum_{i} 1 + D^{2} \\ &= \sum_{i} \sum_{j \neq i} \left(\mathbb{E} \left[x_{i}^{2} \right] \mathbb{E} \left[x_{j}^{2} \right] + 2 \mathbb{E} \left[x_{i} x_{j} \right]^{2} \right) + \sum_{i} 3 \mathbb{E} \left[x_{i}^{2} \right]^{2} - 2D^{2} + D^{2} \\ &= \sum_{i} \sum_{j \neq i} \left(1 \cdot 1 + 2 \cdot 0^{2} \right) + 3 \sum_{i} 1^{2} - D^{2} \\ &= \sum_{i} \sum_{j \neq i} 1 + 3 \sum_{i} 1 - D^{2} \\ &= D(D - 1) + 3D - D^{2} = 2D \end{split}$$

• \mathbf{x} の各成分は独立だから、 $\mathbb{E}\left[x_ix_j\right] = \mathbb{E}\left[x_i\right]\mathbb{E}\left[x_j\right]$. 平均は 0 なので、 $\mathbb{E}\left[x_ix_j\right] = 0$. また、 $\mathbb{E}\left[x_i^2\right] = 1$.

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- がウス分布の無相関性と独立性
- 🕜 ガウス分布の無相関化と標準化



x,yの同時分布が,ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

• まずは, 形から確認してみよう.

x,yの同時分布が,ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

- ullet x を M 次元, y を N 次元とすると, $oldsymbol{\mu}_x$ は M 次, $oldsymbol{\mu}_y$ は N 次ベクトル.
- Σ_{xx} は $M \times M$, Σ_{yy} は $N \times N$, Σ_{xy} は $M \times N$, Σ_{yx} は $N \times M$ 行列.

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix} = \mathbb{E} \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \\ \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \\ \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}^{\top} \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \operatorname{Cov} \left(\mathbf{x}, \mathbf{x} \right) & \operatorname{Cov} \left(\mathbf{x}, \mathbf{y} \right) \\ \operatorname{Cov} \left(\mathbf{y}, \mathbf{x} \right) & \operatorname{Cov} \left(\mathbf{y}, \mathbf{y} \right) \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{xx} = \mathbb{E} \left[\left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \right) \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \right)^{\top} \right], \quad \boldsymbol{\Sigma}_{yy} = \mathbb{E} \left[\left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \right) \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \right)^{\top} \right]$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{xy} = \mathbb{E} \left[\left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \right) \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \right)^{\top} \right], \quad \boldsymbol{\Sigma}_{yx} = \mathbb{E} \left[\left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y \right) \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x \right)^{\top} \right]$$

x,yの同時分布が,ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

共分散は対称行列なので、

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}^{\top} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{\top} & \boldsymbol{\Sigma}_{yx}^{\top} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{xy}^{\top} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{\top} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}$$

- ullet 以上より, $oldsymbol{\Sigma}_{xx}^ op = oldsymbol{\Sigma}_{xx}$, $oldsymbol{\Sigma}_{yy} = oldsymbol{\Sigma}_{yy}^ op$ だから, $oldsymbol{\Sigma}_{xx}$ と $oldsymbol{\Sigma}_{yy}$ は対称行列.
- また, 右上と左下に関しては, $\mathbf{\Sigma}_{xy}^{ op} = \mathbf{\Sigma}_{yx}$ が成り立つ.

- ullet ガウス分布では, $\exp(\cdot)$ の中に, 共分散の逆行列 $oldsymbol{\Sigma}^{-1}$ が現れる.
- $\Sigma^{-1} = \Lambda$ を精度行列 (Precision Matrix) とよぶ.
- ullet 前回は Λ を, Σ の固有値を並べた対角行列としたので, 混同に注意.
- ブロック行列の逆行列の関係から (第1回で扱った),

$$\begin{pmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \\ \mathbf{C} & \mathbf{D} \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}^{-1} & -\mathbf{X}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{D}^{-1} \\ -\mathbf{D}^{-1}\mathbf{C}\mathbf{X}^{-1} & \mathbf{D}^{-1} + \mathbf{D}^{-1}\mathbf{C}\mathbf{X}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{D}^{-1} \end{pmatrix}$$
$$= \begin{pmatrix} \mathbf{A}^{-1} + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{Y}^{-1}\mathbf{C}\mathbf{A}^{-1} & -\mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{Y}^{-1} \\ -\mathbf{Y}^{-1}\mathbf{C}\mathbf{A}^{-1} & \mathbf{Y}^{-1} \end{pmatrix}$$

 $\mathbf{X} = \mathbf{A} - \mathbf{B}\mathbf{D}^{-1}\mathbf{C}$, $\mathbf{Y} = \mathbf{D} - \mathbf{C}\mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}$ は, \mathbf{A}, \mathbf{D} のシューア補行列.

上の関係を使って、Λの各成分を調べてみよう。



精度行列の各成分を,次のように表す:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{\Lambda}_{xx} & \mathbf{\Lambda}_{xy} \\ \mathbf{\Lambda}_{yx} & \mathbf{\Lambda}_{yy} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{\Sigma}_{xx} & \mathbf{\Sigma}_{xy} \\ \mathbf{\Sigma}_{yx} & \mathbf{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}^{-1}$$

ullet Σ_{xx} のシューア補行列 $\Sigma_{xx} - \Sigma_{xy} \Sigma_{yy}^{-1} \Sigma_{yx}$ を使えば,

$$egin{aligned} oldsymbol{\Lambda}_{xx} &= \left(oldsymbol{\Sigma}_{xx} - oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yx}
ight)^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \ oldsymbol{\Lambda}_{xy} &= - oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yx} \left(oldsymbol{\Sigma}_{xx} - oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy}
ight)^{-1} \ oldsymbol{\Lambda}_{yy} &= oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} + oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yx} \left(oldsymbol{\Sigma}_{xx} - oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy}
ight)^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \end{aligned}$$

精度行列の各成分を,次のように表す:

$$egin{pmatrix} oldsymbol{\Lambda}_{xx} & oldsymbol{\Lambda}_{xy} \ oldsymbol{\Lambda}_{yx} & oldsymbol{\Lambda}_{yy} \end{pmatrix} = egin{pmatrix} oldsymbol{\Sigma}_{xx} & oldsymbol{\Sigma}_{xy} \ oldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}^{-1}$$

ullet 共分散 Σ は対称行列なので, $oldsymbol{\Lambda}=oldsymbol{\Sigma}^{-1}$ も対称行列になる:

$$oldsymbol{\Lambda}^ op = \left(oldsymbol{\Sigma}^{-1}
ight)^ op = \left(oldsymbol{\Sigma}^ op
ight)^{-1} = oldsymbol{\Sigma}^{-1} = oldsymbol{\Lambda}$$

A は対称行列だから,

$$egin{pmatrix} oldsymbol{\Lambda}_{xx} & oldsymbol{\Lambda}_{xy} \ oldsymbol{\Lambda}_{yx} & oldsymbol{\Lambda}_{yy} \end{pmatrix}^ op = egin{pmatrix} oldsymbol{\Lambda}_{xx}^ op & oldsymbol{\Lambda}_{yx}^ op \ oldsymbol{\Lambda}_{yy} & oldsymbol{\Lambda}_{yy} \end{pmatrix}$$

- ullet 以上より, $oldsymbol{\Lambda}_{xx}^ op = oldsymbol{\Lambda}_{xx}$, $oldsymbol{\Lambda}_{yy}^ op = oldsymbol{\Lambda}_{yy}$ だから, $oldsymbol{\Lambda}_{xx}$ と $oldsymbol{\Lambda}_{yy}$ は対称行列.
- $\boldsymbol{\mathfrak{s}}$ $\boldsymbol{\mathfrak{t}}$, $\boldsymbol{\Lambda}_{xy}^{ op} = \boldsymbol{\Lambda}_{yx}$.

x,yの同時分布が,ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

ullet $\exp(\cdot)$ の中身を調べてみよう $(-rac{1}{2}$ を除く):

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y} \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} & \boldsymbol{\Lambda}_{xy} \\ \boldsymbol{\Lambda}_{yx} & \boldsymbol{\Lambda}_{yy} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y} \end{pmatrix}$$

$$= (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x})^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}) + (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x})^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xy} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y})$$

$$+ (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y})^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{yx} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}) + (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y})^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{yy} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y})$$

 $oldsymbol{\Sigma}_{xx}, oldsymbol{\Sigma}_{yy}, oldsymbol{\Lambda}_{xx}, oldsymbol{\Lambda}_{yy}$ は対称、 $oldsymbol{\Sigma}_{xy}^{ op} = oldsymbol{\Sigma}_{yx}^{ op}, oldsymbol{\Lambda}_{xy}^{ op} = oldsymbol{\Lambda}_{yx}$ であるから, $oldsymbol{\Lambda}_{xx} = ig(oldsymbol{\Sigma}_{xx} - oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yx}ig)^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} = -oldsymbol{\Lambda}_{xx} oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Lambda}_{xx} oldsymbol{\Lambda}_{yx} = -oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yx} ig(oldsymbol{\Sigma}_{xx} - oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Lambda}_{xx} oldsymbol{\Lambda}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{yy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{xy} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{xy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{xy}^{-1} oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} o$

これらを使うと, exp(·) の中身は,

$$\begin{aligned} & \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right) - \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right) \\ & - \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}_{xy}^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right) \\ & + \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)^{\top} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} + \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}_{xy}^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}\right) \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right) \end{aligned}$$

続いて,項を頑張って整理すると,2つの二次形式の和となる:

$$\begin{split} & \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right) - \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)\right) \\ & - \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)\right)^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right) \\ & + \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)\right)^{\top} \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)\right) \\ & + \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right) \\ & = \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x} - \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)\right)\right)^{\top} \\ & \boldsymbol{\Lambda}_{xx} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x} - \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)\right)\right) + \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}\right) \end{split}$$

- ullet 上の変形で, $oldsymbol{\Sigma}_{yy}$ が対称だから, $oldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}$ も対称であることを使った.
- $\exp(\cdot)$ の中身が 2 つの二次形式の和だから、同時ガウス分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ は、2 つのガウス分布に分解できることを示唆する.

exp(·) の中身は, 2 つの二次形式の和として表現できる:

$$egin{split} \left(\mathbf{x} - oldsymbol{\mu}_x - \left(\mathbf{\Sigma}_{xy} \mathbf{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - oldsymbol{\mu}_y
ight)
ight)
ight)^{ op} \ & \mathbf{\Lambda}_{xx} \left(\mathbf{x} - oldsymbol{\mu}_x - \left(\mathbf{\Sigma}_{xy} \mathbf{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - oldsymbol{\mu}_y
ight)
ight) + \left(\mathbf{y} - oldsymbol{\mu}_y
ight)^{ op} \mathbf{\Sigma}_{yy}^{-1} \left(\mathbf{y} - oldsymbol{\mu}_y
ight) \end{split}$$

- 第1項: $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_x + \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1} (\mathbf{y} \boldsymbol{\mu}_y), \boldsymbol{\Lambda}_{xx}^{-1})$ に対応
- 第 2 項: $p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$ に対応
- 同時ガウス分布 $p(\mathbf{x},\mathbf{y})$ は次のように分解できる:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})p(\mathbf{y})$$

$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_x + \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y), \boldsymbol{\Sigma}_{xx} - \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{yx})$$

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$$

• 定数係数の部分について確認しておこう.

ullet 同時ガウス分布 $p(\mathbf{x},\mathbf{y})$ は次のように分解できる:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})p(\mathbf{y})$$

$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_x + \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y), \boldsymbol{\Sigma}_{xx} - \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{yx})$$

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$$

ullet \mathbf{x} を M 次元, \mathbf{y} を N 次元とする. ガウス分布 $p(\mathbf{x},\mathbf{y})$ の定数係数は,

$$\frac{1}{(2\pi)^{\frac{M+N}{2}}\sqrt{\det \mathbf{\Sigma}}} = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M+N}{2}}\sqrt{\det \mathbf{\Sigma}_{yy}\det(\mathbf{\Sigma}_{xx} - \mathbf{\Sigma}_{xy}\mathbf{\Sigma}_{yy}^{-1}\mathbf{\Sigma}_{yx})}}$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{N}{2}}\sqrt{\det \mathbf{\Sigma}_{yy}}} \times \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M}{2}}\sqrt{\det(\mathbf{\Sigma}_{xx} - \mathbf{\Sigma}_{xy}\mathbf{\Sigma}_{yy}^{-1}\mathbf{\Sigma}_{yx})}}$$

• ガウス分布 p(y), $p(x \mid y)$ の定数係数の積となっている.

• ただし, ブロック行列の行列式に関する, 次の式を使った:

$$\det \left(\begin{pmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \\ \mathbf{C} & \mathbf{D} \end{pmatrix} \right) = \det(\mathbf{A}) \det \left(\mathbf{D} - \mathbf{C} \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \right)$$
 A が正則 $\det \left(\begin{pmatrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \\ \mathbf{C} & \mathbf{D} \end{pmatrix} \right) = \det(\mathbf{D}) \det \left(\mathbf{A} - \mathbf{B} \mathbf{D}^{-1} \mathbf{C} \right)$ D が正則

上記より、

$$\det \mathbf{\Sigma} = \det \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{\Sigma}_{xx} & \mathbf{\Sigma}_{xy} \\ \mathbf{\Sigma}_{yx} & \mathbf{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix} \end{pmatrix}$$
$$= \det \mathbf{\Sigma}_{yy} \times \det (\mathbf{\Sigma}_{xx} - \mathbf{\Sigma}_{xy} \mathbf{\Sigma}_{yy}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{yx})$$
$$= \det \mathbf{\Sigma}_{xx} \times \det (\mathbf{\Sigma}_{yy} - \mathbf{\Sigma}_{yx} \mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} \mathbf{\Sigma}_{xy})$$

- 同時ガウス分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ について, 次が分かった:
- ullet $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ の指数部の中身は, $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$, $p(\mathbf{y})$ の指数部の和.
- ullet $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ の定数係数は, $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$, $p(\mathbf{y})$ の定数係数の積.
- よって $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ は、2 つのガウス分布 $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$ 、 $p(\mathbf{y})$ に分解できる.

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})p(\mathbf{y})$$

$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_{x} + \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_{y}), \boldsymbol{\Sigma}_{xx} - \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{yx})$$

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_{y}, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$$

ullet 2 つのガウス分布 $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}), \ p(\mathbf{x})$ にも分解できる (練習問題):

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})$$

$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y + \boldsymbol{\Sigma}_{yx}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x), \boldsymbol{\Sigma}_{yy} - \boldsymbol{\Sigma}_{yx}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{xy})$$

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$

● 上記の議論より、周辺ガウス分布についても簡単に得られる:

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \, d\mathbf{y} = \int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x}) \, d\mathbf{y} = p(\mathbf{x}) \int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) \, d\mathbf{y}$$

$$= p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_{x}, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \, d\mathbf{x} = \int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) p(\mathbf{y}) \, d\mathbf{x} = p(\mathbf{y}) \int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) \, d\mathbf{x}$$

$$= p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_{y}, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$$

同時分布 p(x,y) がガウス分布であれば、条件付き分布と周辺分布もガウス分布となる。

条件付きガウス分布と周辺ガウス分布

x,yの同時分布が、ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

このとき,条件付き分布 $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$ と周辺分布 $p(\mathbf{y})$ もガウス分布となる:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})p(\mathbf{y})$$

$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_x + \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y), \boldsymbol{\Sigma}_{xx} - \boldsymbol{\Sigma}_{xy}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{yx})$$

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$$

条件付きガウス分布と周辺ガウス分布

 \mathbf{x}, \mathbf{y} の同時分布が、ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

このとき, 条件付き分布 $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ と周辺分布 $p(\mathbf{x})$ もガウス分布となる:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})$$

$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y + \boldsymbol{\Sigma}_{yx}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x), \boldsymbol{\Sigma}_{yy} - \boldsymbol{\Sigma}_{yx}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{xy})$$

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- ⑤ ガウス分布の最頻値 (モード)
- がウス分布の無相関性と独立性
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化

ガウス分布の線形変換

- ullet x がガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid oldsymbol{\mu}, oldsymbol{\Sigma})$ に従うとする.
- ullet y = Ax + b の変数変換を施したとき, y が従う分布を考える.
- 次のように, y の期待値と共分散が求まる:

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\mathbf{y}\right] &= \mathbb{E}\left[\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}\right] = \mathbf{A}\,\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\right] + \mathbf{b} = \mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b} \\ \mathrm{Var}\left[\mathbf{y}\right] &= \mathbb{E}\left[\left(\mathbf{y} - \mathbb{E}\left[\mathbf{y}\right]\right)\left(\mathbf{y} - \mathbb{E}\left[\mathbf{y}\right]\right)^{\top}\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\left(\left(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}\right) - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right)\left(\left(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}\right) - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right)^{\top}\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\mathbf{A}\left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)\left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top}\mathbf{A}^{\top}\right] \\ &= \mathbf{A}\,\mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)\left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top}\right]\mathbf{A}^{\top} = \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top} \end{split}$$

• よって, \mathbf{y} はガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top})$ に従う.

ガウス分布の線形変換

- モーメント母関数 (確率分布と一対一で対応) からも確認できる:
- x のモーメント母関数は、

$$\mathbb{E}\left[\exp\!\left(\mathbf{t}^{\top}\mathbf{X}\right)\right] = \exp\!\left(\boldsymbol{\mu}^{\top}\mathbf{t} + \frac{1}{2}\mathbf{t}^{\top}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{t}\right)$$

• 続いて, y = Ax + b のモーメント母関数は,

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\exp\!\left(\mathbf{t}^{\top}\left(\mathbf{A}\mathbf{X}+\mathbf{b}\right)\right)\right] &= \mathbb{E}\left[\exp\!\left(\mathbf{t}^{\top}\mathbf{A}\mathbf{X}\right)\right]\exp\!\left(\mathbf{t}^{\top}\mathbf{b}\right) \\ &= \exp\!\left(\boldsymbol{\mu}^{\top}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{t} + \frac{1}{2}\mathbf{t}^{\top}\mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{t}\right)\exp\!\left(\mathbf{b}^{\top}\mathbf{t}\right) \\ &= \exp\!\left(\left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)^{\top}\mathbf{t} + \frac{1}{2}\mathbf{t}^{\top}\mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\mathbf{t}\right) \end{split}$$

これは, $\mathcal{N}(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top})$ に対応する.

ガウス分布の線形変換

- A が正則であれば、次のようにも確認できる:
- $\mathbf{x} = \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{y} \mathbf{b})$ だから, ヤコビアンは

$$\left| \det \frac{\partial \mathbf{x}}{\partial \mathbf{y}} \right| = \left| \det \mathbf{A}^{-1} \right| = \left| (\det \mathbf{A})^{-1} \right| = \left| \det \mathbf{A} \right|^{-1}$$

次を満たすから, \mathbf{y} はガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top})$ に従う.

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \, d\mathbf{x} = \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}) \, d\mathbf{y}$$

• この式を確かめよう:

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) d\mathbf{x}$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M}{2}} \sqrt{\det \boldsymbol{\Sigma}}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) d\mathbf{x}$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M}{2}} \sqrt{\det \boldsymbol{\Sigma}}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{A}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{b}) - \boldsymbol{\mu})^{\top}\right)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{A}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{b}) - \boldsymbol{\mu}) |\det \mathbf{A}|^{-1} d\mathbf{y}$$

ullet $\exp(\cdot)$ の中身は $(-rac{1}{2}$ は除く), $oldsymbol{\Sigma}^{-1}$ の対称性と, $\left(\mathbf{A}^{-1}
ight)^{ op} = \left(\mathbf{A}^{ op}
ight)^{-1}$ を使えば,

$$\begin{split} & \left(\mathbf{A}^{-1}\left(\mathbf{y} - \mathbf{b}\right) - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \left(\mathbf{A}^{-1}\left(\mathbf{y} - \mathbf{b}\right) - \boldsymbol{\mu}\right) \\ &= \left(\mathbf{A}^{-1} \left(\mathbf{y} - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right)\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{A}^{-1} \left(\mathbf{y} - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right) \\ &= \left(\mathbf{y} - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right)^{\top} \left(\mathbf{A}^{-1}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{A}^{-1} \left(\mathbf{y} - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right) \\ &= \left(\mathbf{y} - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right)^{\top} \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top}\right)^{-1} \left(\mathbf{y} - \left(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}\right)\right) \end{split}$$

• $|\det \mathbf{A}| = \sqrt{(\det \mathbf{A})^2} = \sqrt{\det \mathbf{A} \det \mathbf{A}^{\top}}$ だから,

$$\frac{1}{\sqrt{\det \mathbf{\Sigma}} \left| \det \mathbf{A} \right|} = \frac{1}{\sqrt{\det \mathbf{A} \det \mathbf{\Sigma} \det \mathbf{A}^{\top}}} = \frac{1}{\sqrt{\det (\mathbf{A} \mathbf{\Sigma} \mathbf{A}^{\top})}}$$

● 以上の結果より, \mathbf{y} はガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top})$ に従う.

$$1 = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M}{2}} \sqrt{\det \Sigma}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{A}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{b}\right) - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top} \right)$$

$$\Sigma^{-1} \left(\mathbf{A}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{b}\right) - \boldsymbol{\mu}\right) \left| \det \mathbf{A} \right|^{-1} d\mathbf{y}$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M}{2}} \sqrt{\det(\mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^{\top})}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{y} - (\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b})\right)^{\top} \right)$$

$$\left(\mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^{\top}\right)^{-1} \left(\mathbf{y} - (\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b})\right) d\mathbf{y}$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^{\top}) d\mathbf{y} = \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) d\mathbf{x}$$

ガウス分布の線形変換

 ${f x}$ がガウス分布 ${\mathcal N}({f x}\mid {m \mu}, {f \Sigma})$ に従うとする.

 $\mathbf{y} = \mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}$ の変数変換を施すと, \mathbf{y} はガウス分布に従う:

$$\mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \mathbf{A} \boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{A}^{ op})$$

- ullet \mathbf{x} がガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid oldsymbol{\mu}, oldsymbol{\Sigma})$ に従うとする.
- ullet このとき, ${f x}$ の各成分 x_i は, ガウス分布 $\mathcal{N}(x_i \mid \mu_i, \sigma_i^2)$ に従う.
- 先程の線形変換の例において, 次のように定める:

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 0 & \cdots & 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{b} = \mathbf{0}$$

- A は, 第 i 要素のみが 1, それ以外が 0 の行ベクトルである.
- \bullet $x_i = \mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}$ の平均と分散は、次のように求まる:

$$\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b} = \mu_i$$
$$\mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A}^{\top} = (\boldsymbol{\Sigma})_{ii} = \operatorname{Cov}(x_i, x_i) = \operatorname{Var}[x_i] = \sigma_i^2$$

• 先程の、周辺分布の議論からも確認できる $(x_i$ 以外の全ての変数を、周辺化によって取り除く).

• 続いて, $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{R})$$

- 例えば、状態 x を、観測データ y から推定したいとする。
- p(x) は x の事前分布である.
- $oldsymbol{n} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{R})$ を、観測データに加わる、ガウスノイズとする.
- y = Ax + b + n のように, センサをモデル化したとする.
- このとき, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{R})$ になる (注意: \mathbf{x} は定数扱い).
- p(y | x) は、状態 x の下での観測データ y の尤もらしさ (尤度).

• $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{R})$$

- 状態 x を, 観測データ y から推定したい. p(x) は x の事前分布.
- p(y | x) は、状態 x の下での観測データ y の尤もらしさ (尤度).
- ベイズの定理より、観測データ ${\bf y}$ のもとでの状態 ${\bf x}$ の確率分布、 $p({\bf x}\mid {\bf y})$ が得られる:

$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})}{p(\mathbf{y})} = \frac{p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})}{\int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x}) \, d\mathbf{x}}$$

• $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$ と, $p(\mathbf{y})$ の一般形を求めてみよう.

• $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{R})$$

• 最初に, 同時分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ を求めよう:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x})$$

ullet exp(·) の中身は $(-\frac{1}{2}$ を除く),

$$(\mathbf{y} - (\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}))^{\top} \mathbf{R}^{-1} (\mathbf{y} - (\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b})) + (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x)$$

exp(·) の中身を変形して, 2次の項, 1次の項, 定数項に分けると,

$$\begin{split} & \left(\mathbf{y} - (\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b})\right)^{\top} \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - (\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b})\right) + \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}\right) \\ & = \mathbf{y}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{y} - \mathbf{y}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} \mathbf{x} - \mathbf{x}^{\top} \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{y} + \mathbf{x}^{\top} \left(\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}\right) \mathbf{x} \\ & - (\mathbf{y} - \mathbf{A}\mathbf{x})^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} - \mathbf{b}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{A}\mathbf{x}\right) - \boldsymbol{\mu}_{x}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \mathbf{x} - \mathbf{x}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ & + \mathbf{b}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \boldsymbol{\mu}_{x}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ & = \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \\ -\mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} & \mathbf{R}^{-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \\ & - \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix} \\ & - \left(-\mathbf{b}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + \boldsymbol{\mu}_{x}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & \mathbf{b}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \right) \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} + C \end{split}$$

 \bullet \mathbf{x}, \mathbf{y} によらない項をまとめて, C とおいた.

ullet 共分散 \mathbf{R}, Σ_{xx} は対称行列だから、その逆行列も対称. よって、

$$egin{aligned} \left(-\mathbf{b}^{ op}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{A} + oldsymbol{\mu}_{x}^{ op}\mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} \quad \mathbf{b}^{ op}\mathbf{R}^{-1}
ight) &= egin{pmatrix} \left(-\mathbf{b}^{ op}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{A} + oldsymbol{\mu}_{x}^{ op}
ight)^{ op} \\ \left(\mathbf{b}^{ op}\mathbf{R}^{-1}
ight)^{ op} \end{pmatrix}^{ op} &= egin{pmatrix} -\mathbf{A}^{ op}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{A} + oldsymbol{\mu}_{x}^{ op}
ight)^{ op} \\ \left(\mathbf{b}^{ op}\mathbf{R}^{-1}
ight)^{ op}\mathbf{b} \end{pmatrix}^{ op} &= egin{pmatrix} -\mathbf{A}^{ op}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} + oldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}oldsymbol{\mu}_{x} \end{pmatrix}^{ op} \\ \left(\mathbf{R}^{-1}
ight)^{ op}\mathbf{b} \end{pmatrix}^{ op} &= egin{pmatrix} -\mathbf{A}^{ op}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} + oldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}oldsymbol{\mu}_{x} \end{pmatrix}^{ op} \end{aligned}$$

ullet 同時分布 $p(\mathbf{x},\mathbf{y})$ の $\exp(\cdot)$ の中身は,

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + \mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} & -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \\ -\mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} & \mathbf{R}^{-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}$$
$$- \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} + C$$

ブロック行列の逆行列の関係から、

$$\begin{pmatrix} \mathbf{A}_{11} & \mathbf{A}_{12} \\ \mathbf{A}_{21} & \mathbf{A}_{22} \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{11}^{-1} + \mathbf{A}_{11}^{-1} \mathbf{A}_{12} \mathbf{Y}^{-1} \mathbf{A}_{21} \mathbf{A}_{11}^{-1} & -\mathbf{A}_{11}^{-1} \mathbf{A}_{12} \mathbf{Y}^{-1} \\ -\mathbf{Y}^{-1} \mathbf{A}_{21} \mathbf{A}_{11}^{-1} & \mathbf{Y}^{-1} \end{pmatrix}$$

 $\mathbf{Y} = \mathbf{A}_{22} - \mathbf{A}_{21} \mathbf{A}_{11}^{-1} \mathbf{A}_{12}$ は、 \mathbf{A}_{22} のシューア補行列.

• この式を逆方向に使うと,

$$\begin{split} \boldsymbol{\Sigma} &= \begin{pmatrix} \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \\ -\mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} & \mathbf{R}^{-1} \end{pmatrix}^{-1} \\ &= \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \right) \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \right) \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & -\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \right) \mathbf{R}^{-1} \\ -\mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \right) \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & \mathbf{R}^{-1} \end{pmatrix}^{-1} \\ &= \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \\ \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \end{pmatrix} \\ & (\because \mathbf{R} = \mathbf{A}_{22} - (\mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}) \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \right)) \end{split}$$

• 同時分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ の $\exp(\cdot)$ の中身に戻ると,

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \\ -\mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} & \mathbf{R}^{-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}$$

$$- \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix}^{\top} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} + C$$

$$= \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix}$$

$$- \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix}^{\top} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} + C$$

ullet 共分散 $\mathbf{R}, \mathbf{\Sigma}_{xx}$ は対称行列だから, $oldsymbol{\Sigma}$ も対称になる ($oldsymbol{\Sigma}^{-1}$ も対称).

$$\begin{split} \boldsymbol{\Sigma}^\top &= \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^\top \\ \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^\top \end{pmatrix}^\top = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^\top & (\mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx})^\top \\ (\boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^\top)^\top & (\mathbf{R} + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^\top)^\top \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^\top & \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^\top \mathbf{A}^\top \\ \mathbf{A}^\top \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^\top & \mathbf{R}^\top + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^\top \mathbf{A}^\top \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^\top \\ \mathbf{A}^\top \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^\top \end{pmatrix} = \boldsymbol{\Sigma} \end{split}$$

- Σ は対称だから、 $\mathbf{X}^{\top} \mathbf{\Sigma} = \mathbf{X}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{\top} = (\mathbf{\Sigma} \mathbf{X})^{\top}$.
- 同時分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ の $\exp(\cdot)$ の中身に戻ると,

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{\Sigma} \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix}$$

$$- \begin{pmatrix} \mathbf{\Sigma} \begin{pmatrix} -\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} + \mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{R}^{-1} \mathbf{b} \end{pmatrix}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} + C$$

◆ロト ◆個ト ◆見ト ◆見ト ■ りへで

また,

$$egin{aligned} oldsymbol{\mu} &= oldsymbol{\Sigma} egin{pmatrix} -\mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} + oldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}oldsymbol{\mu}_x \end{pmatrix} \ &= egin{pmatrix} oldsymbol{\Sigma}_{xx} & oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \\ \mathbf{A}oldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A}oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \end{pmatrix} egin{pmatrix} -\mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} + oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} \\ &= egin{pmatrix} -oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} + oldsymbol{\mu}_{x} + oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1}\mathbf{b} \end{pmatrix} = egin{pmatrix} oldsymbol{\mu}_{x} \\ \mathbf{A}oldsymbol{\mu}_{x} + \mathbf{b} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

• 同時分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ の $\exp(\cdot)$ の中身を平方完成させると,

$$\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\mathsf{T}} \mathbf{\Sigma}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix}^{\mathsf{T}} \mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\mu}^{\mathsf{T}} \mathbf{\Sigma}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} + C$$

$$= \left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} - \boldsymbol{\mu} \right)^{\mathsf{T}} \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} - \boldsymbol{\mu} \right) + C'$$

• $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{R})$$

• $p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x})$ は、平均 $\pmb{\mu}$ 、共分散 $\pmb{\Sigma}$ のガウス分布 $\mathcal{N}(\pmb{\mu}, \pmb{\Sigma})$:

$$oldsymbol{\mu} = egin{pmatrix} oldsymbol{\mu}_x \\ \mathbf{A}oldsymbol{\mu}_x + \mathbf{b} \end{pmatrix}, \quad oldsymbol{\Sigma} = egin{pmatrix} oldsymbol{\Sigma}_{xx} & oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \\ \mathbf{A}oldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A}oldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{ op} \end{pmatrix} \\ oldsymbol{\Sigma}^{-1} = egin{pmatrix} \mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} + oldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} & -\mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1} \\ -\mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} & \mathbf{R}^{-1} \end{pmatrix}$$

- ここで、条件付きガウス分布と周辺ガウス分布の関係を用いる。
- 同時分布 $p(\mathbf{x}, \mathbf{y})$ は、2 つのガウス分布 $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$ 、 $p(\mathbf{y})$ に分解できる:

$$\begin{split} p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) &= \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_x + \mathbf{b} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^\top \\ \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^\top \end{pmatrix} \right) \\ p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) &= p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})p(\mathbf{y}) \\ p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) &= \mathcal{N}\left(\mathbf{x} \middle| \boldsymbol{\Sigma}_{x|y}\left(\mathbf{A}^\top\mathbf{R}^{-1}\left(\mathbf{y} - \mathbf{b}\right) + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}\boldsymbol{\mu}_x\right), \boldsymbol{\Sigma}_{x|y}\right) \\ p(\mathbf{y}) &= \mathcal{N}\left(\mathbf{y} \middle| \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_x + \mathbf{b}, \mathbf{R} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^\top\right) \end{split}$$

ただし、

$$\mathbf{\Sigma}_{x|y} = \left(\mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} + \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A}\right)^{-1}$$

ullet 条件付きガウス分布 $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$ の共分散と平均は,

$$\begin{split} \boldsymbol{\Sigma}_{x|y} &= \boldsymbol{\Sigma}_{xx} - \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \left(\mathbf{R} + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \right)^{-1} \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} = \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} + \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} \right)^{-1} \\ \boldsymbol{\mu}_{x|y} &= \boldsymbol{\mu}_{x} + \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \left(\mathbf{R} + \mathbf{A} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{A}^{\top} \right)^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{A} \boldsymbol{\mu}_{x} - \mathbf{b} \right) \\ &= \boldsymbol{\mu}_{x} + \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} + \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} \right)^{-1} \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{A} \boldsymbol{\mu}_{x} - \mathbf{b} \right) \\ &= \left(\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} + \mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} \right)^{-1} \left(\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{b} \right) + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \right) \\ &= \boldsymbol{\Sigma}_{x|y} \left(\mathbf{A}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{b} \right) + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{x} \right) \end{split}$$

Woodbury の公式を用いた:

$$(\mathbf{D} + \mathbf{C}\mathbf{A}\mathbf{B})^{-1} = \mathbf{D}^{-1} - \mathbf{D}^{-1}\mathbf{C} \left(\mathbf{A}^{-1} + \mathbf{B}\mathbf{D}^{-1}\mathbf{C}\right)^{-1}\mathbf{B}\mathbf{D}^{-1}$$

$$\mathbf{A}\mathbf{B} \left(\mathbf{D} + \mathbf{C}\mathbf{A}\mathbf{B}\right)^{-1} = \left(\mathbf{A}^{-1} + \mathbf{B}\mathbf{D}^{-1}\mathbf{C}\right)^{-1}\mathbf{B}\mathbf{D}^{-1}$$

ガウス分布の線形変換

 $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx}), \quad p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{R})$$

このとき, 同時分布 $p(\mathbf{x},\mathbf{y})$, 条件付き分布 $p(\mathbf{x}\mid\mathbf{y})$, 周辺分布 $p(\mathbf{y})$ は:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_x + \mathbf{b} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^\top \\ \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^\top \end{pmatrix} \right)$$
$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{x} \middle| \boldsymbol{\Sigma}_{x\mid y} \left(\mathbf{A}^\top \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - \mathbf{b}\right) + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}\boldsymbol{\mu}_x\right), \boldsymbol{\Sigma}_{x\mid y}\right)$$
$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{y} \middle| \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_x + \mathbf{b}, \mathbf{R} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^\top\right)$$

ただし、
$$\mathbf{\Sigma}_{x|y} = \left(\mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} + \mathbf{A}^{ op} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A} \right)^{-1}$$
.

4 D > 4 A > 4 B > 4 B > B = 900

● 続いて, p(x), p(y | x) が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{g}(\mathbf{x}), \mathbf{R})$$

- g(x) は非線形関数とする.
- 例えば、状態 x を、観測データ y から推定したいとする。
- p(x) は x の事前分布である。
- $\mathbf{n} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0},\mathbf{R})$ を, 観測データに加わる, ガウスノイズとする.
- y = g(x) + n のように、センサをモデル化したとする.
- このとき, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{g}(\mathbf{x}), \mathbf{R})$ になる (注意: \mathbf{x} は定数扱い).
- p(y | x) は、状態 x の下での観測データ y の尤もらしさ (尤度).

• $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{g}(\mathbf{x}), \mathbf{R})$$

- 状態 x を, 観測データ y から推定したい. p(x) は x の事前分布.
- p(y | x) は、状態 x の下での観測データ y の尤もらしさ (尤度).
- ベイズの定理より、観測データ y のもとでの状態 x の確率分布、 $p(x \mid y)$ が得られる:

$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})}{p(\mathbf{y})} = \frac{p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})}{\int_{-\infty}^{\infty} p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x}) d\mathbf{x}}$$

• $p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y})$ と, $p(\mathbf{y})$ がどうなるか調べてみよう.

• $p(\mathbf{x})$, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のように定まっているとする:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$
$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{g}(\mathbf{x}), \mathbf{R})$$

- ullet 一般の $\mathbf{g}(\mathbf{x})$ に対して, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$, $p(\mathbf{y})$ が解析的に求まるとは限らない.
- そこで, $\mathbf{g}(\mathbf{x})$ を μ_x のまわりで<mark>線形化</mark>する:

$$egin{aligned} \mathbf{g}(\mathbf{x}) &pprox oldsymbol{\mu}_y + \mathbf{G} \left(\mathbf{x} - oldsymbol{\mu}_x
ight) \ \mathbf{G} &= \left. rac{\partial \mathbf{g}(\mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}}
ight|_{\mathbf{x} = oldsymbol{\mu}_x} \end{aligned}$$

• $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) \approx \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_y + \mathbf{G}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x), \mathbf{R})$ となって、先ほどの例と同様になる.

• 線形化によって, $p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})$ が次のようになる:

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_x, \boldsymbol{\Sigma}_{xx}), \quad p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) \approx \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_y + \mathbf{G}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x), \mathbf{R})$$

• このとき, 同時分布 $p(\mathbf{x},\mathbf{y})$, 条件付き分布 $p(\mathbf{x}\mid\mathbf{y})$, 周辺分布 $p(\mathbf{y})$ は:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{G}^{\top} \\ \mathbf{G} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \mathbf{R} + \mathbf{G} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{G}^{\top} \end{pmatrix}\right)$$
$$p(\mathbf{x} \mid \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{x} \middle| \boldsymbol{\Sigma}_{x|y} \left(\mathbf{G}^{\top} \mathbf{R}^{-1} \left(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_y - \mathbf{G} \boldsymbol{\mu}_x\right) + \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\mu}_x\right), \boldsymbol{\Sigma}_{x|y}\right)$$
$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{y} \middle| \boldsymbol{\mu}_y, \mathbf{R} + \mathbf{G} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} \mathbf{G}^{\top}\right)$$

• ただし, $\mathbf{\Sigma}_{x|y} = \left(\mathbf{\Sigma}_{xx}^{-1} + \mathbf{G}^{\top}\mathbf{R}^{-1}\mathbf{G}\right)^{-1}$, $\boldsymbol{\mu}_y = \mathbf{g}(\boldsymbol{\mu}_x)$.

- 4 ロ ト 4 個 ト 4 恵 ト 4 恵 ト - 恵 - かくで

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- **⑥** ガウス分布の無相関性と独立性
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化



- ullet x, y は互いに独立で, ガウス分布 $\mathcal{N}(\mu_x, \Sigma_{xx})$, $\mathcal{N}(\mu_y, \Sigma_{yy})$ に従うとする.
- ullet 和 $\mathbf{z} = \mathbf{x} + \mathbf{y}$ は、ガウス分布 $\mathcal{N}(\mu_x + \mu_y, \Sigma_{xx} + \Sigma_{yy})$ に従う.
- この性質を再生性という。
- 和 z = x + y の平均と共分散を求めよう.

$$\mathbb{E}[\mathbf{z}] = \mathbb{E}[\mathbf{x} + \mathbf{y}] = \mathbb{E}[\mathbf{x}] + \mathbb{E}[\mathbf{y}] = \boldsymbol{\mu}_x + \boldsymbol{\mu}_y$$

$$\operatorname{Var}[\mathbf{z}] = \operatorname{Var}[\mathbf{x} + \mathbf{y}]$$

$$= \operatorname{Var}[\mathbf{x}] + \operatorname{Var}[\mathbf{y}] + \operatorname{Cov}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) + \operatorname{Cov}(\mathbf{y}, \mathbf{x})$$

$$= \operatorname{Var}[\mathbf{x}] + \operatorname{Var}[\mathbf{y}] = \boldsymbol{\Sigma}_{xx} + \boldsymbol{\Sigma}_{yy}$$

ullet x, y は独立 (無相関) なので, $\operatorname{Cov}(\mathbf{x},\mathbf{y}) = \mathbf{0}$, $\operatorname{Cov}(\mathbf{y},\mathbf{x}) = \mathbf{0}$.

- ullet x, y は互いに独立で, ガウス分布 $\mathcal{N}(\mu_x, \Sigma_{xx})$, $\mathcal{N}(\mu_y, \Sigma_{yy})$ に従うとする.
- 和 $\mathbf{z} = \mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{B}\mathbf{y}$ は、ガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_x + \mathbf{B}\boldsymbol{\mu}_y, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}\mathbf{A}^{ op} + \mathbf{B}\boldsymbol{\Sigma}_{yy}\mathbf{B}^{ op})$ に従う.
- 練習問題.

- ullet K 個の独立な確率変数 \mathbf{x}_k があり, ガウス分布 $\mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_k, oldsymbol{\Sigma}_k)$ に従うとする.
- ullet このとき, 重み付き和 ${f x}=\sum_k {f W}_k {f x}_k$ は, 以下のガウス分布に従う:

$$\mathbf{x} \sim \mathcal{N}\left(\sum_k \mathbf{W}_k oldsymbol{\mu}_k, \sum_k \mathbf{W}_k oldsymbol{\Sigma}_k \mathbf{W}_k^ op
ight)$$

重み付き和の平均を求めよう:

$$\mathbb{E}\left[\mathbf{x}
ight] = \mathbb{E}\left[\sum_{k}\mathbf{W}_{k}\mathbf{x}_{k}
ight] = \sum_{k}\mathbf{W}_{k}\mathbb{E}\left[\mathbf{x}_{k}
ight] = \sum_{k}\mathbf{W}_{k}oldsymbol{\mu}_{k}$$

重み付き和の共分散は、

$$\operatorname{Var}\left[\mathbf{x}\right] = \mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x} - \mathbb{E}\left[\mathbf{x}\right]\right)\left(\mathbf{x} - \mathbb{E}\left[\mathbf{x}\right]\right)^{\top}\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\left(\sum_{k} \mathbf{W}_{k}\left(\mathbf{x}_{k} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)\right)\left(\sum_{l} \mathbf{W}_{l}\left(\mathbf{x}_{l} - \boldsymbol{\mu}_{l}\right)\right)^{\top}\right]$$

$$= \sum_{k} \sum_{l} \mathbf{W}_{k} \mathbb{E}\left[\left(\mathbf{x}_{k} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)\left(\mathbf{x}_{l} - \boldsymbol{\mu}_{l}\right)\right] \mathbf{W}_{l}^{\top}$$

$$= \sum_{k} \sum_{l} \mathbf{W}_{k} \operatorname{Cov}\left(\mathbf{x}_{k}, \mathbf{x}_{l}\right) \mathbf{W}_{l}^{\top} = \sum_{k} \mathbf{W}_{k} \operatorname{Cov}\left(\mathbf{x}_{k}, \mathbf{x}_{k}\right) \mathbf{W}_{k}^{\top}$$

$$= \sum_{k} \mathbf{W}_{k} \operatorname{Var}\left[\mathbf{x}_{k}\right] \mathbf{W}_{k}^{\top} = \sum_{k} \mathbf{W}_{k} \mathbf{\Sigma}_{k} \mathbf{W}_{k}^{\top}$$

• \mathbf{x}_k は互いに独立なので、 $i \neq j$ のとき $\mathrm{Cov}\left(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j\right) = \mathbf{0}$.

◆ロト ◆団ト ◆豆ト ◆豆ト ・豆 ・ からで

- ullet K 個の独立な確率変数 \mathbf{x}_k があり, ガウス分布 $\mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_k, oldsymbol{\Sigma}_k)$ に従うとする.
- ullet このとき, 重み付き和 $\mathbf{x} = \sum_k w_k \mathbf{x}_k$ は, 以下のガウス分布に従う:

$$\mathbf{x} \sim \mathcal{N}\left(\sum_k w_k \boldsymbol{\mu}_k, \sum_k w_k^2 \boldsymbol{\Sigma}_k\right)$$

● 練習問題.

- ullet $\mathbf x$ に関する 2 つのガウス分布 $\mathcal N(oldsymbol{\mu}_1, oldsymbol{\Sigma}_1)$, $\mathcal N(oldsymbol{\mu}_2, oldsymbol{\Sigma}_2)$ を考える.
- 2 つのガウス分布の積を,積分が1になるように正規化すれば,新たな ガウス分布となる.
- 積の指数部分 $\exp(\cdot)$ に着目すると $(-\frac{1}{2}$ は除く),

$$\begin{split} &(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1)^\top \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_1\right) + (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2)^\top \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_2\right) \\ &= \mathbf{x}^\top \left(\boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} + \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1}\right) \mathbf{x} - \mathbf{x}^\top \left(\boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} \boldsymbol{\mu}_2\right) \\ &- \left(\boldsymbol{\mu}_1^\top \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} + \boldsymbol{\mu}_2^\top \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1}\right) \mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}_1^\top \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\mu}_2^\top \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} \boldsymbol{\mu}_2 \\ &= \mathbf{x}^\top \left(\boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} + \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1}\right) \mathbf{x} - \mathbf{x}^\top \left(\boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} \boldsymbol{\mu}_2\right) \\ &- \left(\boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} \boldsymbol{\mu}_2\right)^\top \mathbf{x} + \boldsymbol{\mu}_1^\top \boldsymbol{\Sigma}_1^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \boldsymbol{\mu}_2^\top \boldsymbol{\Sigma}_2^{-1} \boldsymbol{\mu}_2 \end{split}$$

• $\Sigma^{-1} = \Sigma_1^{-1} + \Sigma_2^{-1}$ (対称), $\Sigma^{-1}\mu = \Sigma_1^{-1}\mu_1 + \Sigma_2^{-1}\mu_2$ とおいて, $\mathbf{x}^{\top} \left(\Sigma_1^{-1} + \Sigma_2^{-1}\right) \mathbf{x} - \mathbf{x}^{\top} \left(\Sigma_1^{-1}\mu_1 + \Sigma_2^{-1}\mu_2\right) \\ - \left(\Sigma_1^{-1}\mu_1 + \Sigma_2^{-1}\mu_2\right)^{\top} \mathbf{x} + \mu_1^{\top}\Sigma_1^{-1}\mu_1 + \mu_2^{\top}\Sigma_2^{-1}\mu_2 \\ = \mathbf{x}^{\top}\Sigma^{-1}\mathbf{x} - \mathbf{x}^{\top}\Sigma^{-1}\mu - \mu^{\top}\Sigma^{-1}\mathbf{x} + \mu_1^{\top}\Sigma_1^{-1}\mu_1 + \mu_2^{\top}\Sigma_2^{-1}\mu_2 \\ = (\mathbf{x} - \mu)^{\top}\Sigma^{-1} \left(\mathbf{x} - \mu\right) - \mu^{\top}\mu + \mu_1^{\top}\Sigma_1^{-1}\mu_1 + \mu_2^{\top}\Sigma_2^{-1}\mu_2 \\ = (\mathbf{x} - \mu)^{\top}\Sigma^{-1} \left(\mathbf{x} - \mu\right) + \text{Const.}$

- x によらない定数項をまとめて、Const. とした。
- ullet よって, 2 つのガウス分布 $\mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_1,oldsymbol{\Sigma}_1)$, $\mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_2,oldsymbol{\Sigma}_2)$ の積は,

$$\mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\Sigma}_1) \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\Sigma}_2) \propto \exp\Bigl((\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \, \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \, (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\Bigr) \propto \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$$

正規化されたガウス分布の積

 ${f x}$ に関する 2 つのガウス分布 ${\cal N}(\mu_1,\Sigma_1)$, ${\cal N}(\mu_2,\Sigma_2)$ を考える. 2 つのガウス分布の積を正規化すれば, 新たなガウス分布となる.

$$\mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_1, oldsymbol{\Sigma}_1) \mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_2, oldsymbol{\Sigma}_2) \propto \mathcal{N}(oldsymbol{\mu}, oldsymbol{\Sigma})$$

定数項を取り除いて、指数部分だけを抜き出すと、

$$\begin{split} \exp\!\left(-\frac{1}{2}\left(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}_1\right)^{\top}\boldsymbol{\Sigma}_1^{-1}\left(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}_1\right)\right) \exp\!\left(-\frac{1}{2}\left(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}_2\right)^{\top}\boldsymbol{\Sigma}_2^{-1}\left(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}_2\right)\right) \\ \propto \exp\!\left(-\frac{1}{2}\left(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}\right)^{\top}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}\left(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}\right)\right) \end{split}$$

ただし、新たな平均 μ と共分散 Σ は、

$$\mathbf{\Sigma}^{-1} = \mathbf{\Sigma}_1^{-1} + \mathbf{\Sigma}_2^{-1}, \quad \mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu} = \mathbf{\Sigma}_1^{-1} \boldsymbol{\mu}_1 + \mathbf{\Sigma}_2^{-1} \boldsymbol{\mu}_2$$

◆ロト ◆卸ト ◆恵ト ◆恵ト ・恵 ・ 釣り

- ullet x に関する K 個のガウス分布 $\mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_1, oldsymbol{\Sigma}_1), \dots, \mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_K, oldsymbol{\Sigma}_K)$ を考える.
- K 個のガウス分布の積を,積分が1になるように正規化すれば,新たなガウス分布となる.
- 積の指数部分 $\exp(\cdot)$ に着目すると $(-\frac{1}{2}$ は除く),

$$\begin{split} &\sum_{k} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right) \\ &= \mathbf{x}^{\top} \left(\sum_{k} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1}\right) \mathbf{x} - \mathbf{x}^{\top} \left(\sum_{k} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{k}\right) \\ &- \left(\sum_{k} \boldsymbol{\mu}_{k}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1}\right) \mathbf{x} + \sum_{k} \boldsymbol{\mu}_{k}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1} \boldsymbol{\mu}_{k} \end{split}$$

•
$$\mathbf{\Sigma}^{-1} = \sum_k \mathbf{\Sigma}_k^{-1}$$
, $\mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu} = \sum_k \mathbf{\Sigma}_k^{-1} \boldsymbol{\mu}_k$ とおけば,
$$\mathbf{x}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{x} - \mathbf{x}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\mu}^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{x} + \sum_k \boldsymbol{\mu}_k^{\top} \mathbf{\Sigma}_k^{-1} \boldsymbol{\mu}_k$$
$$= (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) - \boldsymbol{\mu}^{\top} \boldsymbol{\mu} + \sum_k \boldsymbol{\mu}_k^{\top} \mathbf{\Sigma}_k^{-1} \boldsymbol{\mu}_k$$
$$= (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) + \text{Const.}$$

- x によらない定数項をまとめて、Const. とした.
- よって, K 個のガウス分布の積は,

$$\prod_{i} \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_{k}, \boldsymbol{\Sigma}_{k}) \propto \exp\Bigl((\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \, \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \, (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) \Bigr) \propto \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$$



正規化されたガウス分布の積

 ${f x}$ に関する K 個のガウス分布 ${\cal N}({m \mu}_1, {m \Sigma}_1), \ldots, {\cal N}({m \mu}_K, {m \Sigma}_K)$ を考える. K 個のガウス分布の積を正規化すれば、新たなガウス分布となる.

$$\prod_k \mathcal{N}(oldsymbol{\mu}_k, oldsymbol{\Sigma}_k) \propto \mathcal{N}(oldsymbol{\mu}, oldsymbol{\Sigma})$$

定数項を取り除いて、指数部分だけを抜き出すと、

$$\prod_{k} \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{x}_{k} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1} \left(\mathbf{x}_{k} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)\right) \propto \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right) \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)$$

ただし、新たな平均 μ と共分散 Σ は、

$$\mathbf{\Sigma}^{-1} = \sum_k \mathbf{\Sigma}_k^{-1}, \quad \mathbf{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{\mu} = \sum_k \mathbf{\Sigma}_k^{-1} \boldsymbol{\mu}_k$$

同様に,次が成り立つ (練習問題):

$$\prod_{k} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{G}_{k} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{-1} \left(\mathbf{G}_{k} \mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{k}\right)\right)$$

$$\propto \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right) \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)$$

ただし、

$$oldsymbol{\Sigma}^{-1} = \sum_k \mathbf{G}_k^ op oldsymbol{\Sigma}_k^{-1} \mathbf{G}_k \ oldsymbol{\Sigma}^{-1} oldsymbol{\mu} = \sum_k \mathbf{G}_k^ op oldsymbol{\Sigma}_k^{-1} oldsymbol{\mu}_k$$

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- ガウス分布の無相関性と独立性
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化

ガウス分布の最頻値 (モード)

- ${f x}$ についてのガウス分布 ${\cal N}({f x}\mid {m \mu}, {f \Sigma})$ を考える.
- ガウス分布の最頻値が、平均 μ と一致することを確かめよう。
- 最頻値: 確率密度が最大になるような x
- 極値を調べるために, $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ を \mathbf{x} で微分して $\mathbf{0}$ とおく:

$$\frac{\partial}{\partial \mathbf{x}} \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) = \mathbf{0}$$

$$\frac{1}{(2\pi)^{\frac{D}{2}} \sqrt{\det \boldsymbol{\Sigma}}} \frac{\partial}{\partial \mathbf{x}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) = \mathbf{0}$$

$$-\frac{1}{2} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) \frac{\partial}{\partial \mathbf{x}} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) = \mathbf{0}$$

$$-\exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} = \mathbf{0}$$

よって,極値は x = μ.

ガウス分布の最頻値 (モード)

• ガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ のヘッセ行列を調べよう.

$$\begin{split} & \frac{\partial^{2}}{\partial \mathbf{x}^{\top} \partial \mathbf{x}} \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \\ & = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{D}{2}}} \frac{\partial^{2}}{\sqrt{\det \boldsymbol{\Sigma}}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) \\ & = -\frac{1}{(2\pi)^{\frac{D}{2}}} \frac{\partial}{\sqrt{\det \boldsymbol{\Sigma}}} \frac{\partial}{\partial \mathbf{x}^{\top}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \\ & = -\frac{1}{(2\pi)^{\frac{D}{2}}} \frac{\partial}{\sqrt{\det \boldsymbol{\Sigma}}} \left\{ \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right) \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \\ & - \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right)^{2} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}) (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \right\} \end{split}$$

ガウス分布の最頻値 (モード)

• ガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ のヘッセ行列は,

$$-\frac{1}{(2\pi)^{\frac{D}{2}}\sqrt{\det \mathbf{\Sigma}}} \left\{ \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)\right) \mathbf{\Sigma}^{-1} - \exp \left(-\frac{1}{2} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)\right)^{2} \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right) \left(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}\right)^{\top} \mathbf{\Sigma}^{-1} \right\}$$

- ullet ヘッセ行列を ${f x}=\mu$ で評価し、その負定値性を確認しよう.
- ullet $\mathbf{x} = oldsymbol{\mu}$ を代入すると、 $-rac{1}{(2\pi)^{rac{D}{2}}\sqrt{\det oldsymbol{\Sigma}}}oldsymbol{\Sigma}^{-1}$.
- ullet Σ^{-1} は正定値だから,任意の $\mathbf{y} \neq \mathbf{0}$ について, $\mathbf{y} \Sigma^{-1} \mathbf{y} > 0$.
- ullet 上式のヘッセ行列は負定値 (<0) となるから, ${f x}={m \mu}$ は極大点である.
- よって, $x = \mu$ はガウス分布の最頻値となって, 平均に一致する.

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- 6 ガウス分布の無相関性と独立性
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化

ガウス分布の無相関性と独立性

- **●** (独立) ⇒ (無相関) は成り立つが, その逆は一般に成り立たない.
- ・ ガウス分布では、(独立) ←⇒ (無相関) であることを確認しよう。
- x,yの同時分布が、ガウス分布で表されるとする:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathcal{N}\left(\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ \mathbf{y} \end{pmatrix} \middle| \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_x \\ \boldsymbol{\mu}_y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{xx} & \boldsymbol{\Sigma}_{xy} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{yx} & \boldsymbol{\Sigma}_{yy} \end{pmatrix}\right)$$

このとき、条件付き分布と周辺分布もガウス分布となる:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x})p(\mathbf{x})$$

$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_{y} + \boldsymbol{\Sigma}_{yx}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{x}), \boldsymbol{\Sigma}_{yy} - \boldsymbol{\Sigma}_{yx}\boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1}\boldsymbol{\Sigma}_{xy})$$

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x} \mid \boldsymbol{\mu}_{x}, \boldsymbol{\Sigma}_{xx})$$

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_{y}, \boldsymbol{\Sigma}_{yy})$$

ガウス分布の無相関性と独立性

ullet \mathbf{x},\mathbf{y} が無相関であるとき, $\mathbb{E}\left[\mathbf{x}\mathbf{y}^{ op}
ight] = \mathbb{E}\left[\mathbf{x}
ight]\mathbb{E}\left[\mathbf{y}
ight]^{ op}$ だから,

$$\Sigma_{xy} = \operatorname{Cov}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \mathbb{E}[\mathbf{x}] \mathbb{E}[\mathbf{y}]^{\top} - \mathbb{E}[\mathbf{x}] \mathbb{E}[\mathbf{y}]^{\top} = \mathbf{0}$$
$$\Sigma_{yx} = \operatorname{Cov}(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = (\operatorname{Cov}(\mathbf{x}, \mathbf{y}))^{\top} = \mathbf{0}$$

• よって、以下より $p(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) p(\mathbf{x}) = p(\mathbf{x}) p(\mathbf{y})$ が成り立つから、 \mathbf{x}, \mathbf{y} は独立.

$$p(\mathbf{y} \mid \mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y + \boldsymbol{\Sigma}_{yx} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_x), \boldsymbol{\Sigma}_{yy} - \boldsymbol{\Sigma}_{yx} \boldsymbol{\Sigma}_{xx}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}_{xy})$$
$$= \mathcal{N}(\mathbf{y} \mid \boldsymbol{\mu}_y, \boldsymbol{\Sigma}_{yy}) = p(\mathbf{y})$$

- 上記の議論を逆に進めることで、(独立) ⇒ (無相関) も示せる.
- よって, ガウス分布では, 独立性と無相関性が同値となる.

目次

- 🕕 Isserlis の定理
- ② 条件付きガウス分布と周辺ガウス分布
- ③ ガウス分布の線形変換
- 4 ガウス分布の和と積
- 5 ガウス分布の最頻値 (モード)
- **⑥** ガウス分布の無相関性と独立性
- 7 ガウス分布の無相関化と標準化

ガウス分布の無相関化と標準化

- ガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x}\mid\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma})$ の共分散 $\boldsymbol{\Sigma}$ を, 直交行列 \mathbf{U} で対角化する $(\boldsymbol{\Sigma}=\mathbf{U}\boldsymbol{\Lambda}\mathbf{U}^{\top})$. $\boldsymbol{\Lambda}$ は, $\boldsymbol{\Sigma}$ の固有値を斜めに並べた, 対角行列.
- ullet $\mathbf{y} = \mathbf{U}^{ op} (\mathbf{x} oldsymbol{\mu})$ の変数変換を施すと, 平均と共分散は

$$\mathbb{E}\left[\mathbf{y}\right] = \mathbf{U}^{\top}\left(\boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\mu}\right) = \mathbf{0}, \quad \operatorname{Var}\left[\mathbf{y}\right] = \mathbf{U}^{\top}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{U} = \boldsymbol{\Lambda}$$

- よって, y はガウス分布 $\mathcal{N}(y \mid \mathbf{0}, \mathbf{\Lambda})$ に従う.
- 共分散は対角行列だから、yの各成分は互いに無相関で、独立、
- ガウス分布なので、無相関性と独立性は同値.
- このような手続きを, 無相関化という.
- ullet y の各成分 y_i は、平均 0、分散 $\sqrt{\lambda_i}$ のガウス分布に従う $(\lambda_i$ は、 Σ の対応する固有値)。各成分の分散には、固有値によるばらつきが生じる。

ガウス分布の無相関化と標準化

- ガウス分布 $\mathcal{N}(\mathbf{x}\mid \pmb{\mu}, \pmb{\Sigma})$ の共分散 $\pmb{\Sigma}$ を,直交行列 \mathbf{U} で対角化する $(\pmb{\Sigma} = \mathbf{U} \pmb{\Lambda} \mathbf{U}^{ op})$.
- ullet $oldsymbol{\Lambda}$ は, $oldsymbol{\Sigma}$ の固有値を斜めに並べた, 対角行列 $(oldsymbol{\Lambda}^{rac{1}{2}}, oldsymbol{\Lambda}^{-rac{1}{2}}$ も対角行列).
- ullet $\mathbf{y} = oldsymbol{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{U}^{ op} \left(\mathbf{x} oldsymbol{\mu}
 ight)$ の変数変換を施すと, 平均と共分散は

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\mathbf{y}\right] &= \mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{U}^{\top} \left(\boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\mu}\right) = \mathbf{0} \\ \operatorname{Var}\left[\mathbf{y}\right] &= \mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{U}^{\top} \mathbf{\Sigma} \left(\mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{U}^{\top}\right)^{\top} \\ &= \mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{U}^{\top} \mathbf{\Sigma} \mathbf{U} \mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} = \mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{\Lambda} \mathbf{\Lambda}^{-\frac{1}{2}} = \mathbf{I} \end{split}$$

- よって、y は標準正規分布 N(y | 0, I) に従う.
- このような手続きを, 白色化という.
- ullet y の各成分 y_i は、平均 0,分散 1 の標準正規分布に従う、無相関化の場合とは異なり、固有値による分散のばらつきが解消されている。