

## Теория 2. Матричные вычисления

Курс: Байесовские методы в машинном обучении

Студент: Никулин Александр

1. Доказать тождество Вудбери:

$$(A + UCV)^{-1} = A^{-1} - A^{-1}U(C^{-1} + VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1}.$$

Здесь  $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ,  $C \in \mathbb{R}^{m \times m}$ ,  $U \in \mathbb{R}^{n \times m}$ ,  $V \in \mathbb{R}^{m \times n}$ .

Чтобы тождество было справедливо, должна существовать невырожденная матрица  $A + UCV$ . По определению обратной матрицы, если домножим на правую часть, то должны получить единичную матрицу  $I$ . Проверим:

$$\begin{aligned} (A + UCV)(A^{-1} - A^{-1}U(C^{-1} + VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1}) &= \\ I + UCV A^{-1} - [U(C^{-1} + VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1} + UCV A^{-1}U(C^{-1} + VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1}] &= \\ I + UCV A^{-1} - [(U + UCV A^{-1}U)(C^{-1} + VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1}] &= \\ I + UCV A^{-1} - \left[ UC \underbrace{(C^{-1} + VA^{-1}U)(C^{-1} + VA^{-1}U)^{-1}}_{=I} VA^{-1} \right] &= I \end{aligned}$$

2. Пусть  $p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ ,  $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{Ax}, \Gamma)$ ,  $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ . Найти распределение  $p(\mathbf{x}|\mathbf{y})$ .

По теореме Байеса:

$$p(\mathbf{x}|\mathbf{y}) = \frac{p(\mathbf{y}|\mathbf{x})p(\mathbf{x})}{\int p(\mathbf{y}|\mathbf{x})p(\mathbf{x})d\mathbf{x}} = \frac{1}{Z}p(\mathbf{y}|\mathbf{x})p(\mathbf{x})$$

На нормировочную константу можно не смотреть т.к. она не влияет на параметры распределения (например, после нормировки не меняется дисперсия). Тогда остается разобраться с показателем экспоненты (остальные константы также уйдут в нормировку):

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x})p(\mathbf{x}) = \text{Const} \cdot \exp\left[-\frac{1}{2}((\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} + (\mathbf{y} - \mathbf{Ax})^T \Gamma^{-1}(\mathbf{y} - \mathbf{Ax}))\right]$$

По аналогии с лекцией, раскроем скобки:

$$\begin{aligned} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} + (\mathbf{y} - \mathbf{Ax})^T \Gamma^{-1}(\mathbf{y} - \mathbf{Ax}) &= \\ \mathbf{x}^T \Sigma^{-1} \mathbf{x} - 2\boldsymbol{\mu}^T \Sigma^{-1} \mathbf{x} - 2\mathbf{y}^T \Gamma^{-1} \mathbf{Ax} + \mathbf{x}^T \mathbf{A}^T \Gamma^{-1} \mathbf{Ax} + \text{Const} &= \\ \mathbf{x}^T (\Sigma^{-1} + \mathbf{A}^T \Gamma^{-1} \mathbf{A}) \mathbf{x} - 2(\boldsymbol{\mu}^T \Sigma^{-1} + \mathbf{y}^T \Gamma^{-1} \mathbf{A}) \mathbf{x} + \text{Const} \end{aligned}$$

После выделения полного квадрата получим:

$$\begin{aligned} \Sigma_{\text{new}} &= (\Sigma^{-1} + \mathbf{A}^T \Gamma^{-1} \mathbf{A})^{-1} \\ \boldsymbol{\mu}_{\text{new}} &= \Sigma_{\text{new}}(\Sigma^{-1} \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}^T \Gamma^{-1} \mathbf{y}) \end{aligned}$$

3. Пусть  $p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ ,  $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{Ax}, \Gamma)$ . Доказать, что  $p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}, \Gamma + \mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^T)$ .

Мы знаем, что нормальное распределение замкнуто относительно маргинализации (надеюсь это можно принять как факт). Также знаем, что нормальное полностью определяется своим средним и дисперсией. Тогда можно считать, представив  $\mathbf{y}$  как  $\mathbf{Ax} + \epsilon$ ,  $\epsilon \sim \mathcal{N}(0, \Gamma)$ . Проверим, что при таком представлении  $p(\mathbf{y}|\mathbf{x})$  имеет нужный вид:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\mathbf{y}|\mathbf{x} = \mathbf{x}'] &= \mathbb{E}[\mathbf{Ax}' + \epsilon] = \mathbf{Ax}' \\ \text{Var}[\mathbf{y}|\mathbf{x} = \mathbf{x}'] &= \text{Var}[\mathbf{Ax}' + \epsilon] = \text{Var}[\epsilon] = \Gamma \Rightarrow \\ &\mathbf{y}|\mathbf{x} \sim \mathcal{N}(\mathbf{Ax}, \Gamma) \end{aligned}$$

Получили изначальное распределение. Найти мат.ожидание и дисперсию для  $y$  теперь также не составит труда:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[y] &= \mathbb{E}[Ax + \epsilon] = A\mathbb{E}[x] + \mathbb{E}[\epsilon] = A\mu \\ \text{Var}[y] &= \text{Var}[Ax + \epsilon] = \text{Var}[Ax] + \Gamma = A\text{Var}[x]A^T + \Gamma = A\Sigma A^T + \Gamma\end{aligned}$$

4. Вычислить  $\frac{\partial}{\partial X} \det(X^{-1} + A)$  (все матрицы не являются симметричными);

Вычислим дифференциал, после чего приведем к каноничной форме (формулки подсмотрены в [материалах другого курса](#)).

$$\begin{aligned}d(\det(X^{-1} + A)) &= \\ \det(X^{-1} + A) \langle (X^{-1} + A)^{-T}, dX^{-1} + A \rangle &= \\ \det(X^{-1} + A) \langle (X^{-1} + A)^{-T}, -X^{-1}dXX^{-1} \rangle &= \\ \det(X^{-1} + A) \langle -X^{-T}(X^{-1} + A)^{-T}X^{-T}, dX \rangle &\Rightarrow \\ \frac{\partial \det(X^{-1} + A)}{\partial X} &= -\det(X^{-1} + A)(X^{-T}(X^{-1} + A)^{-T}X^{-T})\end{aligned}$$

5. Вычислить  $\frac{\partial}{\partial X} \text{tr}(AX^{-T}BXC)$  (все матрицы не являются симметричными, матрицы  $A, C$  не являются квадратными).

Аналогично предыдущему. След определен только для квадратных матриц, поэтому можем циклически сдвигать и по размерностям сойдется:

$$\begin{aligned}d(\text{tr}(AX^{-T}BXC)) &= \langle A^T C^T, d(X^{-T}BX) \rangle = \\ \langle A^T C^T, d(X^{-T}B)X + X^{-T}BdX \rangle &= \\ \langle A^T C^T, (-X^{-1}dXX^{-1})^T BX + X^{-T}BdX \rangle &= \\ \langle A^T C^T, -X^{-T}(X^T B^T X^{-1}dX)^T \rangle + \langle A^T C^T, X^{-T}BdX \rangle &= \\ \langle A^T C^T X^T B^T X^{-1}dX, -X^{-T} \rangle + \langle B^T X^{-1}A^T C^T, dX \rangle &= \\ \langle -X^{-T}BXCAX^{-T}, dX \rangle + \langle B^T X^{-1}A^T C^T, dX \rangle &\Rightarrow \\ \frac{\partial \text{tr}(AX^{-T}BXC)}{\partial X} &= B^T X^{-1}A^T C^T - X^{-T}BXCAX^{-T}\end{aligned}$$

Несмотря на страшный вид по размерностям все сходится, так что вероятно это правильно.