# Московский Государственный Университет

# Матричные вычисления

Выполнил: Курцев Д.В.

Группа: 417

Факультет Вычислительной математики и кибернетики Кафедра Математических методов прогнозирования Октябрь 2022

### Задача 1

Докажем тождество Вудбери  $(A+UCV)^{-1}=A^{-1}-A^{-1}U(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1}$ 

Воспользуемся Теоремой. Если A - квадратная матрица и AB=I, то  $B=A^{-1}.$ 

Несложно увидеть, что  $(A+UCV)\subset\mathbb{R}^{n\times n}$  Т.е. достаточно доказать, что  $(A+UCV)(A^{-1}-A^{-1}U(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1}VA^{-1})=I.$  Обозначим  $M=U(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1}$   $(A+UCV)(A^{-1}-A^{-1}MVA^{-1})=I-MVA^{-1}+UCVA^{-1}-UCVA^{-1}MVA^{-1}$ 

Таким образом, достаточно показать, что  $UCVA^{-1} = MVA^{-1} + UCVA^{-1}MVA^{-1}$ 

Но  $MVA^{-1}+UCVA^{-1}MVA^{-1}=(I+UCVA^{-1})MVA^{-1}$  То есть, достаточно показать, что  $UC=(I+UCVA^{-1})M$   $(I+UCVA^{-1})M=(I+UCVA^{-1})(U(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1})=(U+UCVA^{-1}U)(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1}=U(I+CVA^{-1}U)(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1}=UC(C^{-1}+VA^{-1}U)(C^{-1}+VA^{-1}U)^{-1}=UC.$  Ч.т.д.

### Задача 2

 $p(x) \sim \mathcal{N}(x|\mu, \Sigma), \ p(y|x) \sim \mathcal{N}(y|Ax, \Gamma)$ 

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

Так как p(x) и p(y|x) оказываются сопряжёнными, то p(x|y) тоже будет из нормального распределения  $\Rightarrow p(x|y) \sim \mathcal{N}(x|m,C)$ . Най-

дём его мат ожиданние и дисперсию:

$$\begin{split} p(y|x)p(x) &= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{m}{2}}} \frac{1}{\sqrt{\det \Gamma}} \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \frac{1}{\sqrt{\det \Sigma}} \exp(-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu) - \frac{1}{2}(y-Ax)^T \Gamma^{-1}(y-Ax)) &= const \exp(-\frac{1}{2}(x^T \Sigma^{-1}x - 2x^T \Sigma^{-1}\mu + \mu^T \Sigma^{-1}\mu + y^T \Gamma^{-1}y - 2x^T A^T \Gamma^{-1}y + x^T A^T \Gamma^{-1}Ax)) = \\ &= const \exp(-\frac{1}{2}(x^T (\Sigma^{-1} + A^T \Gamma^{-1}A)x - 2x^T (\Sigma^{-1}\mu + A^T \Gamma^{-1}y) + \mu^T \Sigma^{-1}\mu + y^T \Gamma^{-1}y)) \end{split}$$

Коэффициент при  $x^Tx$  соответствует обратной ковариационной матрице  $\Rightarrow$   $C = (\Sigma^{-1} + A^T\Gamma^{-1}A)^{-1}$ 

Так как мат ожидание нормальной случайной величины совпадает с её модой, то достаточно найти аргмаксимум плотности. Для этого приравняем производную выражения, стоящего под экспонентой, к нулю. ( $\arg\max_x e^{f(x)} = \arg\max_x f(x)$ ).

$$\frac{\partial}{\partial x} \left( -\frac{1}{2} (x^T (\Sigma^{-1} + A^T \Gamma^{-1} A) x - 2x^T (\Sigma^{-1} \mu + A^T \Gamma^{-1} y) + \mu^T \Sigma^{-1} \mu + y^T \Gamma^{-1} y) \right) =$$

$$= -(\Sigma^{-1} + A^T \Gamma^{-1} A) x + \Sigma^{-1} \mu + A^T \Gamma^{-1} y = 0$$

$$\Rightarrow m = (\Sigma^{-1} + A^T \Gamma^{-1} A)^{-1} (\Sigma^{-1} \mu + A^T \Gamma^{-1} y) = C(\Sigma^{-1} \mu + A^T \Gamma^{-1} y)$$

Таким образом получим:

$$p(x|y) \sim \mathcal{N}(x|C(\Sigma^{-1}\mu + A^T\Gamma^{-1}y), C), C = (\Sigma^{-1} + A^T\Gamma^{-1}A)^{-1}$$

### Задача 3

$$p(x) \sim \mathcal{N}(x|\mu, \Sigma), \quad p(y|x) \sim \mathcal{N}(y|Ax, \Gamma)$$

$$p(y) \sim \mathcal{N}(y|A\mu, \Gamma + A\Sigma A^T) - ?$$

$$p(y) = \int_{\mathbb{R}} p(x, y) dx = \int_{\mathbb{R}} p(y|x) p(x) dx$$

Так как p(x) и p(y|x) оба из нормального распределения, то в интеграле будут стоять экспоненты, которые квадратично зависят от x и y. После перемножения их аргументы сложатся, следовательно останется квадратичная зависимость от y. Таким образом, можно утвержать, что p(y) также из нормального распределения.

Тогда из вида p(y|x) при фиксированном x, y можно представить следующим образом:  $y = Ax + \varepsilon, \varepsilon \sim \mathcal{N}(0,\Gamma)$ . Тогда для p(y) x является случайной величиной. Получим в силу независимости x и  $\varepsilon$ :

$$\mathbb{E} y = \mathbb{E} Ax + \mathbb{E} \varepsilon = A\mathbb{E} x + 0 = A\mu$$

$$\mathbb{D} y = \mathbb{D} Ax + \mathbb{D} \varepsilon = A\mathbb{D} x A^T + \Gamma = A\Sigma A^T + \Gamma$$

### Задача 4

 $f(X) = \det(X^{-1} + A)$ . Будем пользоваться стандартными формулами дифференциалов:

$$dtr(X) = tr(dX); \ d\det X = \det X tr(X^{-1}dX); \ dX^{-1} = -X^{-1}dXX^{-1}$$

$$df(x) = d\det(X^{-1} + A) = \det(X^{-1} + A) tr[(X^{-1} + A)^{-1}d(X^{-1} + A)] =$$

$$= \det(X^{-1} + A) tr[(X^{-1} + A)^{-1}dX^{-1}] =$$

$$= -\det(X^{-1} + A) tr[(X^{-1} + A)^{-1}X^{-1}dX X^{-1}] =$$

$$= -\det(X^{-1} + A) tr[X^{-1}(X^{-1} + A)^{-1}X^{-1}dX] \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \nabla f(x) = -\det(X^{-1} + A) X^{-T}(X^{-1} + A)^{-T}X^{-T}$$

#### Задача 5

$$\begin{split} f(X) &= tr(AX^{-T}BXC) \\ df(x) &= d \ tr(AX^{-T}BXC) = tr \ d(AX^{-T}BXC) = tr[AdX^{-T} BXC + \\ &+ AX^{-T}BdX \ C] = trAX^{-T}BdX \ C - trAX^{-T}(dX)^TX^{-T}BXC = \\ &= tr \ CAX^{-T}BdX - tr \ X^{-T}BXCAX^{-T}(dX)^T = \\ & \langle (CAX^{-T}B)^T, \ dX \rangle - \langle X^{-T}BXCAX^{-T}, \ dX \rangle \quad \Rightarrow \\ &\Rightarrow \quad \nabla f(x) = B^TX^{-1}A^TC^T - X^{-T}BXCAX^{-T} \end{split}$$