

回归分析 (01714601)

课程主页: <http://staff.ustc.edu.cn/~ynyang/lm2020>

第四讲 偏相关系数

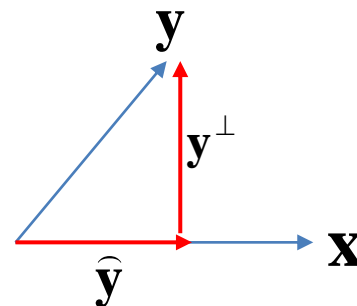
2020.2.28

随机向量的“不相关化”（续）

随机向量 \mathbf{y}, \mathbf{x} 的协方差矩阵为 $\text{cov}(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \Sigma_{\mathbf{yx}}$,

正交分解: $\mathbf{y} = \mathbf{y}^\perp + \hat{\mathbf{y}}$,

$$\hat{\mathbf{y}} = \Sigma_{\mathbf{yx}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \mathbf{x}, \quad \mathbf{y}^\perp = \mathbf{y} - \Sigma_{\mathbf{yx}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \mathbf{x}$$



- \mathbf{y}^\perp : \mathbf{y} 关于 \mathbf{x} 的不相关化, $\text{cov}(\mathbf{y}^\perp, \mathbf{x}) = 0$.
- $\hat{\mathbf{y}}$: \mathbf{y} 中能被 \mathbf{x} 解释的部分 (\mathbf{y} 在 \mathbf{x} 上的投影).

方差分解: $\text{var}(\mathbf{y}) = \text{var}(\hat{\mathbf{y}}) + \text{var}(\mathbf{y}^\perp)$

总方差 与 \mathbf{x} 有关的部分 与 \mathbf{x} 无关的部分

$$\Sigma_{\mathbf{yy}} = \Sigma_{\mathbf{yx}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}} + \Sigma_{\mathbf{yy} \bullet \mathbf{x}}$$

我们用矩阵

$$B = \Sigma_{\mathbf{yy}}^{-1/2} \left(\Sigma_{\mathbf{yx}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}} \right) \Sigma_{\mathbf{yy}}^{-1/2}$$

代表 $\text{var}(\hat{\mathbf{y}}) = \Sigma_{\mathbf{yx}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}}$ 在总方差 $\text{var}(\mathbf{y}) = \Sigma_{\mathbf{yy}}$ 中的占比,

B 是矩阵, 我们用 B 的最大特征根的平方根 $\lambda_{\max}^{1/2}(B)$ 度量 \mathbf{x}, \mathbf{y} 的相关程度, 称为第一典则相关系数.

注: $C = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2} \left(\Sigma_{\mathbf{xy}} \Sigma_{\mathbf{yy}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{yx}} \right) \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2}$ 代表了 \mathbf{y} 对 \mathbf{x} 的解释比率, 注意 C, B 有共同的非0特征根, 所以典则相关系数关于 \mathbf{x}, \mathbf{y} 是对称的。

y 为随机变量($q=1$)时, 可以证明不相关化具有最优性。

命题5. y 为随机变量($q=1$), \mathbf{x} 为 $p \times 1$ 随机向量, $\text{cov}\begin{pmatrix} \mathbf{x} \\ y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{xx}} & \Sigma_{\mathbf{xy}} \\ \Sigma_{y\mathbf{x}} & \Sigma_{yy} \end{pmatrix}$.
对任何 $\mathbf{a} \in R^p$, $\mathbf{a}^\top \mathbf{x}$ 与 y 的相关系数 $\rho(\mathbf{a}^\top \mathbf{x}, y)$ 在 $\mathbf{a} = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}}$ 时达到最大。

证明:因为 $\text{cov}(\mathbf{a}^\top \mathbf{x}, y) = \mathbf{a}^\top \Sigma_{\mathbf{xy}}$, $\text{var}(\mathbf{a}^\top \mathbf{x}) = \mathbf{a}^\top \Sigma_{\mathbf{xx}} \mathbf{a}$, $\text{var}(y) = \Sigma_{yy}$, 所以

$$\rho(\mathbf{a}^\top \mathbf{x}, y) = \frac{\mathbf{a}^\top \Sigma_{\mathbf{xy}}}{\sqrt{\mathbf{a}^\top \Sigma_{\mathbf{xx}} \mathbf{a}} \sqrt{\Sigma_{yy}}}$$

$$\text{令向量 } \mathbf{b} = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{1/2} \mathbf{a} \Rightarrow \mathbf{a} = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2} \mathbf{b}$$

$$= \frac{\mathbf{b}^\top \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2} \Sigma_{\mathbf{xy}}}{\sqrt{\mathbf{b}^\top \mathbf{b}} \sqrt{\Sigma_{yy}}} = \frac{\mathbf{b}^\top \mathbf{c}}{\sqrt{\mathbf{b}^\top \mathbf{b}} \sqrt{\Sigma_{yy}}}$$

$$\text{记向量 } \mathbf{c} = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2} \Sigma_{\mathbf{xy}}$$

由Cauchy - Schwartz不等式,

$$|\mathbf{b}^T \mathbf{c}| \leq \sqrt{\mathbf{b}^T \mathbf{b}} \sqrt{\mathbf{c}^T \mathbf{c}} = \sqrt{\mathbf{b}^T \mathbf{b}} \sqrt{\Sigma_{y\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}}} \quad \mathbf{c}^T \mathbf{c} = \Sigma_{y\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}},$$

$$\text{所以 } |\rho(\mathbf{a}^T \mathbf{x}, y)| = \frac{\mathbf{b}^T \mathbf{c}}{\sqrt{\mathbf{b}^T \mathbf{b}} \sqrt{\Sigma_{yy}}} \leq \sqrt{\frac{\Sigma_{y\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}}}{\Sigma_{yy}}}$$

等号成立但且仅当 $\hat{\mathbf{b}} \propto \mathbf{c} = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2} \Sigma_{\mathbf{xy}}, \hat{\mathbf{a}} \propto \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1/2} \hat{\mathbf{b}} = \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{xy}},$

此时, $\hat{\mathbf{a}}^T \mathbf{x} \propto \Sigma_{y\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{xx}}^{-1} \mathbf{x}$ 与 y 的相关系数最大。

最大相关系数 $\max_{\mathbf{a} \in R^p} |\rho(\mathbf{a}^\top \mathbf{x}, y)| = \sqrt{\frac{\Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy}}{\Sigma_{yy}}}$ 称为(第一)典则相关系数.

多元分析中处理 \mathbf{y}, \mathbf{x} 都是向量的情形 (参见Page3, $B = \frac{\Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy}}{\Sigma_{yy}}$).

方差分解/勾股定理: $\Sigma_{yy} = \Sigma_{yy \bullet \mathbf{x}} + \Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy}$

$R^2 = \frac{\Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy}}{\Sigma_{yy}}$ 在回归分析中称为多重相关系数平方, 它度量了随机变量 y 与随机向量 \mathbf{x} 之间的相关性。

副产品: 矩阵的分块对角化和分块矩阵的逆矩阵

$$\mathbf{y}^\perp = \mathbf{y} - \Sigma_{\mathbf{y}\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{x}}^{-1} \mathbf{x}$$

从 $\begin{pmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{pmatrix}$ 到 $\begin{pmatrix} \mathbf{y}^\perp \\ \mathbf{x} \end{pmatrix}$ 的线性变换为:
$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}^\perp \\ \mathbf{x} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_p & -\Sigma_{\mathbf{y}\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{x}}^{-1} \\ 0 & I_q \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{pmatrix}$$

两边求方差:

$$\text{cov} \begin{pmatrix} \mathbf{y}^\perp \\ \mathbf{x} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_p & -\Sigma_{\mathbf{y}\mathbf{x}} \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{x}}^{-1} \\ 0 & I_q \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{y}\mathbf{y}} & \Sigma_{\mathbf{y}\mathbf{x}} \\ \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{y}} & \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{x}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I_p & 0 \\ -\Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{x}}^{-1} \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{y}} & I_q \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{y}\mathbf{y} \bullet \mathbf{x}} & 0 \\ 0 & \Sigma_{\mathbf{x}\mathbf{x}} \end{pmatrix}$$

↑
 Σ 的分块对角化.

所以协方差矩阵的对角化, 对应于随机向量的不相关化

命题6(分块矩阵的逆). $\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} > 0$ (正定)

$$\text{则 } \Sigma^{-1} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11 \bullet 2}^{-1} & -\Sigma_{11 \bullet 2}^{-1} \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \\ -\Sigma_{22 \bullet 1}^{-1} \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} & \Sigma_{22 \bullet 1}^{-1} \end{pmatrix}$$

其中 $\Sigma_{11 \bullet 2} = \Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}$, $\Sigma_{22 \bullet 1} = \Sigma_{22} - \Sigma_{21} \Sigma_{11}^{-1} \Sigma_{12}$,

下面我们只用到:

Σ 的左上角为 Σ_{11} ,

Σ^{-1} 的左上角为 $\Sigma_{11 \bullet 2}^{-1} = (\Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21})^{-1}$

略

证明：对角化：

$$\begin{pmatrix} \mathbf{I} & -\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} \\ 0 & \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{I} & 0 \\ -\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21} & \mathbf{I} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11\bullet 2} & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

两边求逆：

$$\begin{aligned} & \begin{pmatrix} \mathbf{I} & 0 \\ -\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21} & \mathbf{I} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{I} & -\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} \\ 0 & \mathbf{I} \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11\bullet 2} & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} \end{pmatrix}^{-1} \\ \Rightarrow & \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} \mathbf{I} & 0 \\ -\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21} & \mathbf{I} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Sigma_{11\bullet 2}^{-1} & 0 \\ 0 & \Sigma_{22}^{-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{I} & -\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} \\ 0 & \mathbf{I} \end{pmatrix} \\ = & \begin{pmatrix} \Sigma_{11\bullet 2}^{-1} & -\Sigma_{11\bullet 2}^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} \\ -\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\Sigma_{11\bullet 2}^{-1} & \Sigma_{22}^{-1} + \Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\Sigma_{11\bullet 2}^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

由对称性知右下角的 $\Sigma_{22}^{-1} + \Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\Sigma_{11\bullet 2}^{-1}\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}$ 应该等于 $\Sigma_{22\bullet 1}^{-1}$ ，同样左下角

$$-\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}\Sigma_{11\bullet 2}^{-1} = -\Sigma_{22\bullet 1}^{-1}\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}.$$

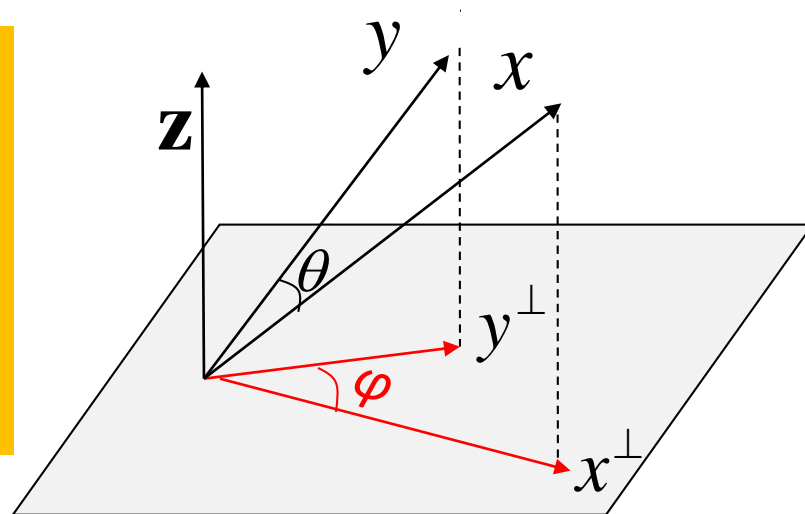
偏相关系数的定义

设 y, x 为1维随机变量, \mathbf{z} 为随机向量或变量, 令

$$y^\perp = y - \Sigma_{yz} \Sigma_{zz}^{-1} \mathbf{z}, \quad x^\perp = x - \Sigma_{xz} \Sigma_{zz}^{-1} \mathbf{z}$$

定义: 偏相关系数

$$\rho_{yx \bullet \mathbf{z}} = \rho_{y^\perp x^\perp} = \frac{\text{cov}(y^\perp, x^\perp)}{\sqrt{\text{var}(x^\perp) \text{var}(y^\perp)}} \\ = \cos(\varphi)$$



记号: $\Sigma_{ab} = \text{cov}(a, b)$,

$$\Sigma_{ab \bullet c} = \Sigma_{ab} - \Sigma_{ac} \Sigma_{cc}^{-1} \Sigma_{cb}$$

容易验证 $\text{cov}(x^\perp, y^\perp) = \Sigma_{xy \bullet z}$, $\text{var}(x^\perp) = \Sigma_{xx \bullet z}$, $\text{var}(y^\perp) = \Sigma_{yy \bullet z}$,

我们得到由原始协方差矩阵计算偏相关系数的公式:

$$\text{命题7. } \rho_{xy \bullet z} = \frac{\Sigma_{xy \bullet z}}{\sqrt{\Sigma_{xx \bullet z}} \sqrt{\Sigma_{yy \bullet z}}}$$

注: 样本偏相关系数的计算公式除了 $\bullet z$ 外与相关系数格式相同, 记号" $\bullet z$ "表示控制了 z , 消除了 z 的影响。

特例：当 x, y, z 都是一维随机变量时, 相关系数矩阵

$$R = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{xy} & \rho_{xz} \\ \rho_{xy} & 1 & \rho_{yz} \\ \rho_{xz} & \rho_{yz} & 1 \end{pmatrix}, \text{ 则偏相关系数 } \rho_{xy \cdot z} \text{ 具有如下形式}$$

$$\rho_{xy \cdot z} = \frac{\rho_{xy} - \rho_{xz} \rho_{yz}}{\sqrt{1 - \rho_{xz}^2} \sqrt{1 - \rho_{yz}^2}}$$

其中 ρ_{ab} 代表随机变量 a, b 的Pearson相关系数.

例1（续）. 阅读能力(y)、身高(x)和年龄(z)的相关系数矩阵如下，求偏相关系数 $\rho_{xy \cdot z}$

	x身高	y阅读	z年龄
x	1	0.50	0.8
y	0.50	1	0.7
z	0.8	0.7	1

$$\rho_{xy \cdot z} = \frac{\rho_{xy} - \rho_{xz}\rho_{yz}}{\sqrt{1 - \rho_{xz}^2} \sqrt{1 - \rho_{yz}^2}} = \frac{0.50 - 0.8 \times 0.7}{\sqrt{1 - 0.8^2} \sqrt{1 - 0.7^2}} = -0.14$$

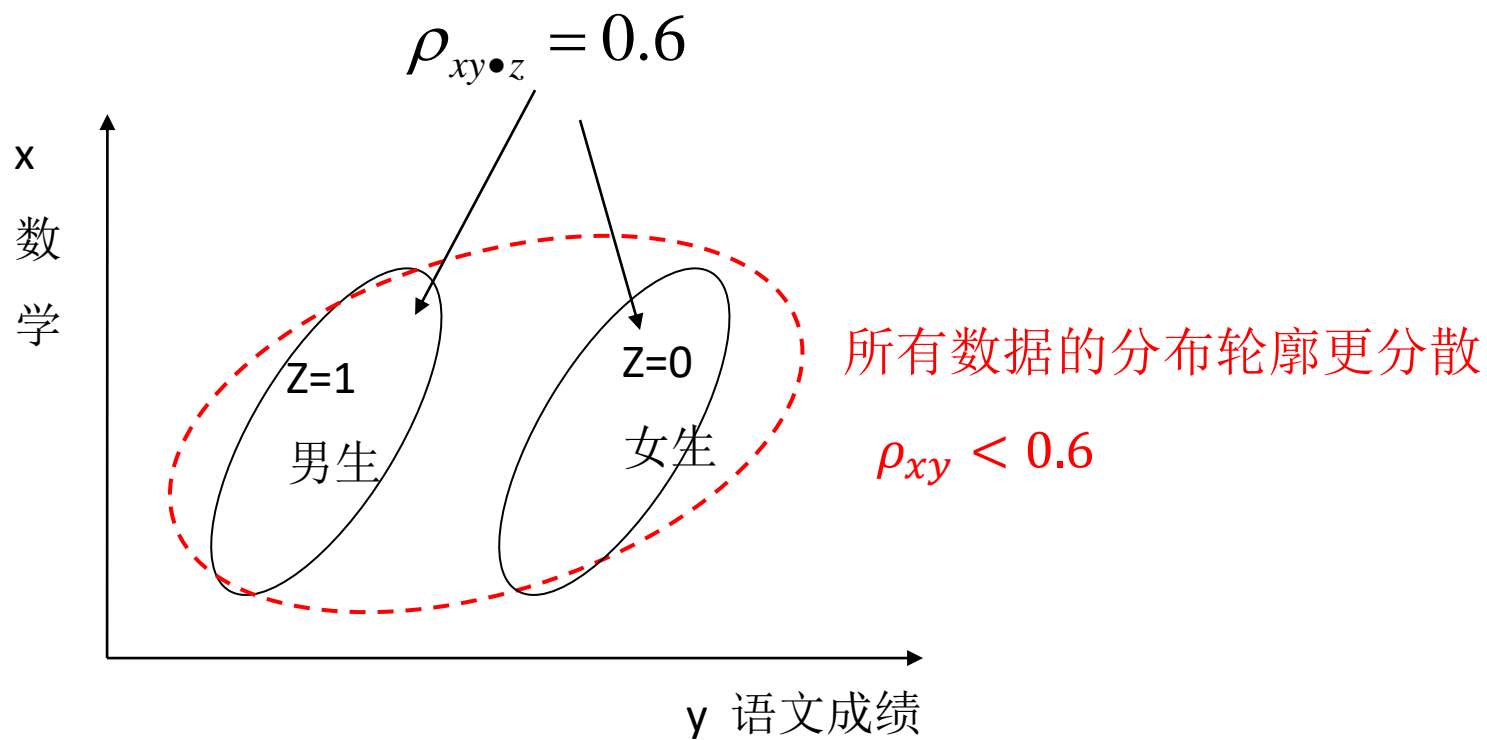
即，控制年龄之后，阅读能力和身高相关系数为-0.14。

例2. 高中男、女生的数学成绩 x 与语文成绩 y 的相关系数都为0.6, 假设男女生数学成绩没有差异, 但女生的语文成绩要好于男生。如果男女生混合在一起, 得到的相关系数是大于、等于还是小于0.6?

以 $z=1,0$ 分别代表男、女。已知 $\rho_{xy \bullet z} = 0.6$

$\rho_{xz} = 0$ (数学与性别不相关)

$$\text{故 } 0.6 = \rho_{xy \bullet z} = \frac{\rho_{xy}}{\sqrt{1 - \rho_{yz}^2}} \geq \rho_{xy}$$



偏相关系数的检验

$$H_0 : \rho_{xy \bullet z} = 0$$

记样本偏相关系数为 $r_{xy \bullet z}$ ，设变量总个数为 p ，样本量为 n 。
假设数据iid服从联合正态，检验统计量在原假设下

$$T = \sqrt{n-p} \frac{r_{xy \bullet z}}{\sqrt{1-r_{xy \bullet z}^2}} \sim t_{n-p}$$

数据iid但不假设正态，检验统计量 z 在原假设下近似地

$$z = \sqrt{n-p} \times r_{xy \bullet z} \sim N(0,1), \quad n \rightarrow \infty$$

注： $p=2$ 时，即为相关系数的检验

偏相关系数的计算

给定一个协方差矩阵或相关系数矩阵，如何高效计算偏相关系数？

命题8: 随机向量 $\mathbf{x}_{p \times 1}$ 的协方差矩阵为 $\Sigma = (\sigma_{ij})$, $\Omega = \Sigma^{-1} = (\omega_{ij})$,

- x_i, x_j 的相关系数 $\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sqrt{\sigma_{ii}\sigma_{jj}}}$.

- x_i, x_j 的偏相关系数 $\rho_{ij \cdot \text{其它}} = -\frac{\omega_{ij}}{\sqrt{\omega_{ii}\omega_{jj}}}$, $i \neq j$; $\rho_{ii \cdot \text{其它}} = 1$.

这说明随机向量 \mathbf{x} 的任意两个分量的偏相关系数的求解法则类似于相关系数的求法但相差一个符号.

证明：下面对 $i=1, j=2$ 证明.

随机向量 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_p)^\top$, 记 $\mathbf{w} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix}$, $\mathbf{z} = (x_3, \dots, x_p)^\top$,

$$\Sigma = \text{cov} \begin{pmatrix} \mathbf{w} \\ \mathbf{z} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{ww}} & \Sigma_{\mathbf{wz}} \\ \Sigma_{\mathbf{zw}} & \Sigma_{\mathbf{zz}} \end{pmatrix} \mathbf{C} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} & \Sigma_{1\mathbf{z}} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} & \Sigma_{2\mathbf{z}} \\ \Sigma_{\mathbf{z}1} & \Sigma_{\mathbf{z}2} & \Sigma_{\mathbf{zz}} \end{pmatrix},$$

\mathbf{w} 关于 \mathbf{z} 的“不相关化”： $\mathbf{w}^\perp = \begin{pmatrix} x_1^\perp \\ x_2^\perp \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_1 - \Sigma_{1\mathbf{z}} \Sigma_{\mathbf{zz}}^{-1} \mathbf{z} \\ x_2 - \Sigma_{2\mathbf{z}} \Sigma_{\mathbf{zz}}^{-1} \mathbf{z} \end{pmatrix}$

\mathbf{w}^\perp 的 2×2 方差-协方差矩阵：

$$\text{cov}(\mathbf{w}^\perp) = \Sigma_{\mathbf{ww} \bullet \mathbf{z}} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11 \bullet \mathbf{z}} & \Sigma_{12 \bullet \mathbf{z}} \\ \Sigma_{21 \bullet \mathbf{z}} & \Sigma_{22 \bullet \mathbf{z}} \end{pmatrix} \triangleq \begin{pmatrix} a & b \\ b & c \end{pmatrix}, \quad \rho_{12 \bullet \mathbf{z}} = \frac{b}{\sqrt{ac}}$$

记 $\Omega = \Sigma^{-1}$,注意到分块求逆公式:

$$\Omega = \Sigma^{-1} = \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{w}\mathbf{w}} & \Sigma_{\mathbf{w}\mathbf{z}} \\ \Sigma_{\mathbf{z}\mathbf{w}} & \Sigma_{\mathbf{z}\mathbf{z}} \end{pmatrix}^{-1} = \begin{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{w}\mathbf{w} \bullet \mathbf{z}}^{-1} & * \\ * & * \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} a & b \\ b & c \end{pmatrix}^{-1} & * \\ * & * \end{pmatrix}$$

即 Ω 左上角的 2×2 矩阵

$$\begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & b \\ b & c \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{ac - b^2} \begin{pmatrix} c & -b \\ -b & a \end{pmatrix}$$

$$\text{所以 } \rho_{12 \bullet \mathbf{z}} = \frac{b}{\sqrt{ac}} = -\frac{\omega_{12}}{\sqrt{\omega_{11}\omega_{22}}}$$

高斯图模型

定义：若 n 维随机向量 \mathbf{x} 的密度为

$$f(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})' \Sigma^{-1}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right), \quad \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n$$

其中参数 $\boldsymbol{\mu} \in \mathbb{R}^n$, Σ 为 $n \times n$ 正定矩阵, 则 \mathbf{x} 服从多元正态分布, 记为 $\mathbf{x} \sim N_n(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$ 。

命题9(边际与条件分布): 若 $\mathbf{x} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, 分块(\mathbf{x}_1 长度为 k , \mathbf{x}_2 长度为 $p-k$)

$$\mathbf{x} = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \mathbf{x}_2 \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\mu} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_1 \\ \boldsymbol{\mu}_2 \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$$

则 $\mathbf{x}_1 \sim N_k(\boldsymbol{\mu}_1, \Sigma_{11})$, $\mathbf{x}_2 \sim N_{n-k}(\boldsymbol{\mu}_2, \Sigma_{22})$, 且

$$\mathbf{x}_1 | \mathbf{x}_2 \sim N_k(\boldsymbol{\mu}_1 + \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1}(\mathbf{x}_2 - \boldsymbol{\mu}_2), \Sigma_{11 \cdot 2})$$

key: 条件方差 $\text{var}(\mathbf{x}_1 | \mathbf{x}_2) = \Sigma_{11 \cdot 2} = \Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}$

命题10. 多元正态假设下，偏相关系数等于条件相关系数。

证明：假设 $\mathbf{x} = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \mathbf{z} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_{\mathbf{z}} \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} & \Sigma_{1\mathbf{z}} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} & \Sigma_{2\mathbf{z}} \\ \Sigma_{\mathbf{z}1} & \Sigma_{\mathbf{z}2} & \Sigma_{\mathbf{z}\mathbf{z}} \end{pmatrix} \right),$

记 $\mathbf{w} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix}$, 则 $\mathbf{w} |_{\mathbf{z}} \sim N(*, \Sigma_{\mathbf{w}\mathbf{w} \bullet \mathbf{z}})$

其中

$$\Sigma_{\mathbf{w}\mathbf{w} \bullet \mathbf{z}} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Sigma_{1\mathbf{z}} \\ \Sigma_{2\mathbf{z}} \end{pmatrix} \Sigma_{\mathbf{z}\mathbf{z}}^{-1} (\Sigma_{\mathbf{z}1}, \Sigma_{\mathbf{z}2}) = \begin{pmatrix} \Sigma_{11 \bullet \mathbf{z}} & \Sigma_{12 \bullet \mathbf{z}} \\ \Sigma_{21 \bullet \mathbf{z}} & \Sigma_{22 \bullet \mathbf{z}} \end{pmatrix}$$

即条件方差 $\text{var}\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix} \bigg| \mathbf{z} = \Sigma_{\mathbf{ww} \bullet \mathbf{z}} = \begin{pmatrix} \Sigma_{11 \bullet \mathbf{z}} & \Sigma_{12 \bullet \mathbf{z}} \\ \Sigma_{21 \bullet \mathbf{z}} & \Sigma_{22 \bullet \mathbf{z}} \end{pmatrix}$

则给定 $(x_3, \dots, x_p) = \mathbf{z}$ 条件下, x_1 和 x_2 的条件相关系数 $\rho_{12|\mathbf{z}}$

$$\rho_{12|\mathbf{z}} = \frac{\text{cov}(x_1, x_2 | \mathbf{z})}{\sqrt{\text{var}(x_1 | \mathbf{z}) \text{var}(x_2 | \mathbf{z})}} = \frac{\Sigma_{12 \bullet \mathbf{z}}}{\sqrt{\Sigma_{11 \bullet \mathbf{z}}} \sqrt{\Sigma_{22 \bullet \mathbf{z}}}}$$

$$= \rho_{12 \bullet \mathbf{z}}$$

命题11: 设 $\mathbf{x} \sim N_n(\boldsymbol{\mu}, \Sigma)$, $\Sigma^{-1} = (\omega_{ij})$. 若 $\omega_{ij} = 0$, 则给定其它变量时, x_i 与 x_j 条件独立。

证明1: 由偏相关系数与协方差矩阵逆之间的关系知,

$$\omega_{ij} = 0 \Leftrightarrow \rho_{ij \cdot \text{其它}} = -\frac{\omega_{ij}}{\sqrt{\omega_{ii}\omega_{jj}}} \overset{\text{命题10}}{=} 0 \Leftrightarrow \rho_{ij|\text{其它}} = 0, \text{条件不相关}$$

$\Leftrightarrow x_i$ 与 x_j 条件独立 (正态假设下不相关 \Leftrightarrow 独立)

证明2: 不妨设均值 $\boldsymbol{\mu} = 0$, 设 $\omega_{12} = 0$, 则 \mathbf{x} 的联合密度

$$f(\mathbf{x}) = C \exp\left(-\frac{1}{2} \mathbf{x}^\top \boldsymbol{\Omega} \mathbf{x}\right) = C \exp\left(-\frac{1}{2} \omega_{11} x_1^2 - \frac{1}{2} \omega_{22} x_2^2 + c_1 x_1 + c_2 x_2 + c_3\right)$$

其中 C 是常数, 其中 c_1, c_2, c_3 只与 x_3, \dots, x_n 有关。

给定 x_3, \dots, x_n (为常数)时, x_1, x_2 的联合密度

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2 \mid x_3, \dots, x_n) &\propto f(\mathbf{x}) = C \exp\left(-\frac{1}{2} \omega_{11} x_1^2 - \frac{1}{2} \omega_{22} x_2^2 + c_1 x_1 + c_2 x_2 + c_3\right) \\ &= \tilde{C} \exp\left(-\frac{1}{2} \omega_{11} x_1^2 + c_1 x_1\right) \exp\left(-\frac{1}{2} \omega_{22} x_2^2 + c_2 x_2\right), \end{aligned}$$

其中 c_1, c_2, c_3 (它们只与 x_3, \dots, x_n 有关)在 x_3, \dots, x_n 给定的条件下是常数, 所以 x_1, x_2 条件独立。

高斯图模型：

以节点代表多元正态随机向量的各个分量，若 $\omega_{ij} = 0$ ，即 i, j 分量条件独立，则它们之间无连线，否则连线。

