

Sparse inverse covariance estimation with the graphical lasso

李佶来 2023 年 7 月 5 日



核心问题



假设我们有 N 个维度为 p 的多元正态观测值,其均值为 ,协方差矩阵为 。按照 Banerjee 等人(2007)的方法,令 $\Theta=\Sigma^{-1}$,并且令 S 为经验协方差矩阵,问题是在非负定矩阵 Θ 上最大化受惩罚的对数似然

$$\arg\max_{\Theta \in \mathbb{R}^{N \times N}} (\log \det \Theta - \operatorname{tr}(S\Theta) - \rho \|\Theta\|_1) \tag{1}$$

问题的转化



设 W 为 Σ 的估计值。Banerjee 等人(2007)表明问题(1)是凸的,他们证明可以通过以分块坐标下降的方式在 W 的每一行和相应列上进行优化来解决这个问题。将 W 和 S 进行分块划分:

$$W = \begin{pmatrix} W_{11} & w_{12} \\ w_{12}^T & w_{22} \end{pmatrix}, S = \begin{pmatrix} S_{11} & s_{12} \\ s_{12}^T & s_{22} \end{pmatrix}$$
 (2)

他们证明 w_{12} 的解满足

$$w_{12} = \arg\min_{y} \{ y^T W_{11}^{-1} y : ||y - s_{12}||_{\infty} \le \rho \}$$
 (3)

利用凸对偶性,Banerjee 等人(2007)继续展示了解决(3)与解决下面的对偶问题 等价:

$$\min_{\beta} \{ \frac{1}{2} \|W_{11}^{1/2} \beta - b\|^2 + \rho \|\beta\|_1 \}$$
 (4)

其中 $b=W_{11}^{1/2}s_{12}$ 如果 β 是 (4) 的解,那么 $w_{12}=W_{11}\beta$ 是 (3) 的解。

Graphical Lasso Algorithm



- ① 以 $W = S + \rho I$ 为初始值。在接下来的步骤中,W 的对角线保持不变。
- ② 对于每个 j = 1, 2, ..., p 1, 2, ..., p ...,解决套索问题(4),该问题的输入是内积 W_{11} 和 s_{12} 。这将给出一个长度为 p-1 的向量解 $\hat{\beta}$ 。使用 $w_{12}=W_{11}\hat{\beta}$ 来填充 相应的行和列。
- 3 继续进行直到收敛。



令 $V = W_{11}$ 和 $u = s_{12}$, 那么更新形式如下:

$$\hat{\beta}_j \leftarrow \frac{S(u_j - \sum_{k \neq j} V_{kj} \hat{\beta}_k , \rho)}{V_{jj}}, \tag{5}$$

对于 j=1,2,...,p 1,2,...,p ... 利用软阈值操作符 S 进行更新,其中 S 的定义如下:

$$S(x,t) = sign(x)(|x| - t)_{+}.$$
 (6)

循环遍历预测变量直到收敛。在实现中,当 W 的平均绝对变化小于 $t\cdot {\sf ave}|S^{\sf -diag}|$ 时,过程停止,其中 $S^{\sf -diag}$ 是经验协方差矩阵 S 的非对角元素,t 是一个固定的阈值,默认设置为 0.001。

从W到 Θ



由 $W\Theta = I$ 和 (2) 可得

$$W_{11}\theta_{12} + w_{12}\theta_{22} = 0,$$

$$w_{12}^T\theta_{12} + w_{22}\theta_{22} = 1, f$$

结合 $\hat{eta} = W_{11}^{-1} w_{12}$,可得

$$\hat{\theta}_{22} = 1/(w_{22} - w_{12}^T \hat{\beta})
\hat{\theta}_{12} = -\hat{\beta}\hat{\theta}_{22}$$
(7)

因此可以将每个问题的所有系数 eta 存储在一个 p imes p 矩阵 \hat{B} 中,并在收敛后计算 $\hat{\Theta}$ 。

谢谢

