



统计方法与机器学习

第四章: 变量选择

倪葎

DaSE@ECNU (lni@dase.ecnu.edu.cn)



目录

① 自变量选择的影响 欠拟合 过拟合

2 自变量选择的准则

概述

- 预测是回归分析的主要用途之一.
- 在预测时, 我们常常希望预测值的均方误差比较小.
 - 建模时丢失了一些重要的变量,导致模型拟合不足,预测偏差大,这称为**欠拟合**;
 - 建模时容纳过多不重要的变量,导致模型过度拟合,泛 化能力差,这称为**过拟合**;
- 如何找到最合适的回归模型?

全子集回归法

• 假定共有 p 个自变量 x_1, x_2, \dots, x_p , 我们可以考虑 p_1 个自变量纳入模型,即

$\overline{p_1}$	自变量的组合	个数
1	$\{x_1\}, \{x_2\}, \cdots, \{x_p\}$	$C_p^1 = p$
2	$\{x_1, x_2\}, \cdots, \{x_{p-1}, x_p\}$	$C_p^2 = \frac{p(p-1)}{2}$
:	:	:
p-1	$\{x_2, \cdots, x_p\}, \cdots, \{x_1, \cdots, x_{p-1}\}$	$C_p^{p-1} = p$
<i>p</i>	$\{x_1, x_2, \cdots, x_p\}$	$C_p^p = 1$

- 因此,需要考虑 $C_p^1 + \cdots + C_p^p = 2^p 1$ 个回归模型;
- **全子集回归法**是最简单直观,但也是最繁琐的方法.

基本定义

• 由于共有 p 个自变量纳入模型,我们将由所有 p 个自变量构造的回归模型,定义为**全模型**,即

$$oldsymbol{y} = oldsymbol{X}_p oldsymbol{eta}_p + oldsymbol{arepsilon}$$

其中,

•
$$y = (y_1, y_2, \cdots, y_n)';$$

$$\bullet \ \, \boldsymbol{X}_{p} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{pmatrix};$$

- $\beta_p = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_p)'$
- $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \cdots, \varepsilon_n)'$

基本定义

• 从上述 p 个自变量中挑选出 p_1 个 $(p_1 < p)$,我们将由 这 p_1 个自变量构造的回归模型,定义为**选模型**,即

$$oldsymbol{y} = oldsymbol{X}_{p_1}oldsymbol{eta}_{p_1} + oldsymbol{arepsilon}$$

其中,

•
$$y = (y_1, y_2, \cdots, y_n)';$$

$$\bullet \ \, \boldsymbol{X}_{p_1} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p_1} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p_1} \\ \vdots & & & & \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np_1} \end{pmatrix}$$

•
$$\beta_{p_1} = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_{p_1})'$$

•
$$\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \cdots, \varepsilon_n)'$$

说明

- 在选模型中, p_1 个自变量 x_1, x_2, \dots, x_{p_1} 并不一定是全体 p 个自变量 x_1, x_2, \dots, x_p 中的前 p_1 个;
- **按某种规则**,从 p 个自变量 x_1, x_2, \dots, x_p 中挑选出来的 p_1 个.
- 为了简化,不妨认为 x_1, x_2, \dots, x_{p_1} 就是 x_1, x_2, \dots, x_p 中的前 p_1 个.

自变量选择: 全模型 vs 选模型

- 自变量的选择,看成对一个实际问题是用**全模型**,还是用**选模型**;
- 如果全模型是正确的,而错误地使用选模型,那么我们实际上丢失了一些重要且有用的自变量,在这种情况认为是欠拟合;
- 如果选模型是正确的,而错误地使用全模型,那么我们实际上引入了一些不必要的自变量,在这种情况认为是过拟合;

自变量选择: 全模型 vs 选模型

- 接下来,我们分别讨论**欠拟合**和**过拟合**的情况下,参数 估计和拟合值会有什么变化?
- 在采用全模型的情况下,
 - β 和 σ^2 的估计分别为

$$\hat{\beta}_{p} = (\mathbf{X}_{p}'\mathbf{X}_{p})^{-1}\mathbf{X}_{p}'\mathbf{y}$$

$$\hat{\sigma}_{p}^{2} = \frac{1}{n-p-1}SS_{E}^{p}$$

$$= \frac{1}{n-p-1}(\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}_{p})'(\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}_{p})$$

• 在 $m{x}_{p,0}=(m{x}_{p_1,0}',m{z}_0')'$ 时的预测值为 $\hat{m{y}}_0=m{x}_{p,0}'\hat{m{eta}}_p$

自变量选择: 全模型 vs 选模型

- 接下来,我们分别讨论欠拟合和过拟合的情况下,参数估计和拟合值会有什么变化?
- 在采用选模型的情况下,
 - β 和 σ^2 的估计分别为

$$\hat{\beta}_{p_1} = (X'_{p_1} X_{p_1})^{-1} X'_{p_1} y
\hat{\sigma}_{p_1}^2 = \frac{1}{n - p_1 - 1} S S_E^{p_1}
= \frac{1}{n - p_1 - 1} (y - \hat{y}_{p_1})' (y - \hat{y}_{p_1})$$

• 在 $m{x}_{p,0} = (m{x}_{p_1,0}', m{z}_0')'$ 时的预测值为 $\hat{m{y}}_0 = m{x}_{p_1,0}'\hat{m{eta}}_{p_1}$

模型

假定全模型为真、即

$$egin{array}{lcl} oldsymbol{y} & = & oldsymbol{X}_p oldsymbol{eta}_p + oldsymbol{arepsilon} \ & = & ig(oldsymbol{X}_{p_1} & oldsymbol{Z}ig) ig(eta_{p_1} ig) + oldsymbol{arepsilon} \ & = & oldsymbol{X}_{p_1} oldsymbol{eta}_{p_1} + oldsymbol{Z}oldsymbol{\gamma} + oldsymbol{arepsilon}. \end{array}$$

• 而我们错误地使用了**选模型**,即

$$y = X_{p_1}\beta_{p_1} + \varepsilon.$$

- 我们认为丢失了重要的自变量,即假定
 - $\operatorname{rank}(\boldsymbol{X}_p) > \operatorname{rank}(\boldsymbol{X}_{p_1});$
 - $\gamma \neq \mathbf{0}'_{p-p_1}$.

模型

- 假定**全模型**为真,而我们错误地使用了**选模型**.
- 参数估计为

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1} = (\boldsymbol{X}_{p_1}' \boldsymbol{X}_{p_1})^{-1} \boldsymbol{X}_{p_1}' \boldsymbol{y}
\hat{\sigma}_{p_1}^2 = \frac{1}{n - p_1 - 1} (\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}}_{p_1})' (\boldsymbol{y} - \hat{\boldsymbol{y}}_{p_1})$$

预测值为

$$\hat{y}_0 = \boldsymbol{x}_{p_1,0}' \hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1}$$

参数估计—— $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1}$

• 考虑 $\hat{\beta}_n$ 的期望,即

$$E\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_{1}}\right) = \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p_{1}}'E\left(\boldsymbol{y}\right)$$

$$= \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p_{1}}'E\left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}} + \boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon}\right)$$

$$= \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}} + \boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma} + E(\boldsymbol{\varepsilon})\right)$$

$$= \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}} + \boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma}\right)$$

$$= \boldsymbol{\beta}_{p_{1}} + \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma}$$

- 结论:
 - 因为 $\gamma \neq 0$,通常来说, $\hat{\beta}_{p_1}$ 是有偏估计;
 - 偏差为 (X'_{p1}X_{p1})⁻¹X'_{p1}Zγ.

参数估计—— $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{n_1}$

• 注意到

$$E\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1}\right) = \boldsymbol{\beta}_{p_1} + (\boldsymbol{X}_{p_1}'\boldsymbol{X}_{p_1})^{-1}\boldsymbol{X}_{p_1}'\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\gamma}$$

• 如果 $X'_{p_1}Z = 0$, 那么 $(X'_{p_1}X_{p_1})^{-1}X'_{p_1}Z\gamma = 0$. 此时, $\hat{\beta}_n$, 是无偏估计.

参数估计—— $\hat{\sigma}_{n_1}^2$

- 考虑 SS_E^p 与 $SS_E^{p_1}$ 的关系.
- 注意到

$$SS_E^p = \boldsymbol{y}'(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{H}_{\boldsymbol{X}_p})\boldsymbol{y}$$
 $SS_E^{p_1} = \boldsymbol{y}'(\boldsymbol{I} - \boldsymbol{H}_{\boldsymbol{X}_{p_1}})\boldsymbol{y}$

其中

$$egin{array}{lcl} oldsymbol{H}_{oldsymbol{X}_p} &=& oldsymbol{X}_p(oldsymbol{X}_p'oldsymbol{X}_p)^{-1}oldsymbol{X}_p' \ &=& ig(oldsymbol{X}_{p_1} & oldsymbol{Z}ig) ig(oldsymbol{X}_{p_1}'oldsymbol{X}_{p_1} & oldsymbol{X}_{p_1}'oldsymbol{Z}ig)^{-1}ig(oldsymbol{X}_{p_1}'oldsymbol{Z}'oldsymbol{X}_{p_1}'old$$

参数估计——
$$\hat{\sigma}_{p_1}^2$$

参数估计
$$\hat{\sigma}_{p_1}^2$$

$$H_{X_p} = (X_{p_1} \ Z) \begin{pmatrix} X'_{p_1} X_{p_1} & X'_{p_1} Z \\ Z' X_{p_1} & Z' Z \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} X'_{p_1} \\ Z' \end{pmatrix}$$

$$= (X_{p_1} \ Z) \begin{pmatrix} A & B \\ C & D \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X'_{p_1} \\ Z' \end{pmatrix}$$

$$= H_{X_{p_1}} + H_{X_{p_1}} Z(Z' N_{X_{p_1}} Z)^{-1} Z' H_{X_{p_1}}$$

$$- H_{X_{p_1}} Z(Z' N_{X_{p_1}} Z)^{-1} Z' - Z(Z' N_{X_{p_1}} Z)^{-1} Z' H_{X_{p_1}} + Z(Z' N_{X_{p_1}} Z)^{-1} Z'$$

$$= H_{X_{p_1}} + N_{X_{p_1}} Z(Z' N_{X_{p_1}} Z)^{-1} Z' N_{X_{p_1}}$$

其中,

$$\begin{array}{lll} D & = & (Z'Z - Z'X_{p_1}(X'_{p_1}X_{p_1})^{-1}X'_{p_1}Z)^{-1} = (Z'(I - H_{X_{p_1}})Z)^{-1} = (Z'N_{X_{p_1}}Z)^{-1} \\ A & = & (X'_{p_1}X_{p_1})^{-1} + (X'_{p_1}X_{p_1})^{-1}X'_{p_1}Z(Z'N_{X_{p_1}}Z)^{-1}Z'X_{p_1}(X'_{p_1}X_{p_1})^{-1} \\ B & = & -(X'_{p_1}X_{p_1})^{-1}X'_{p_1}Z(Z'N_{X_{p_1}}Z)^{-1} \\ C & = & -(Z'N_{X_{p_1}}Z)^{-1}Z'X_{p_1}(X'_{p_1}X_{p_1})^{-1} \end{array}$$

参数估计—— $\hat{\sigma}_{n}^{2}$

• SS_E^p 与 $SS_E^{p_1}$ 的关系为

$$SS_E^{p_1} = SS_E^p + \mathbf{y}'(\mathbf{H}_{\mathbf{X}_p} - \mathbf{H}_{\mathbf{X}_{p_1}})\mathbf{y}$$

= $SS_E^p + \mathbf{y}'\mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p_1}}\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p_1}}\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p_1}}\mathbf{y}$

• $SS_E^{p_1}$ 的期望为

$$\begin{split} E\left(SS_{E}^{p_{1}}\right) &= E\left(SS_{E}^{p}\right) + E\left(y'N_{X_{p_{1}}}Z(Z'N_{X_{p_{1}}}Z)^{-1}Z'N_{X_{p_{1}}}y\right) \\ &= (n - p - 1)\sigma^{2} + E(y)'N_{X_{p_{1}}}Z(Z'N_{X_{p_{1}}}Z)^{-1}Z'N_{X_{p_{1}}}E(y) \\ &+ \sigma^{2}\mathrm{tr}\left(N_{X_{p_{1}}}Z(Z'N_{X_{p_{1}}}Z)^{-1}Z'N_{X_{p_{1}}}\right) \\ &= (n - p - 1)\sigma^{2} + \gamma'Z'N_{X_{p_{1}}}Z\gamma + (p - p_{1})\sigma^{2} \\ &= (n - p_{1} - 1)\sigma^{2} + \gamma'Z'N_{X_{p_{1}}}Z\gamma \end{split}$$

参数估计—— $\hat{\sigma}_{n}^{2}$

• 注意到

$$E\left(\hat{\sigma}_{p_{1}}^{2}\right) = \frac{1}{n - p_{1} - 1}E\left(SS_{E}^{p_{1}}\right) = \sigma^{2} + \frac{\gamma' \mathbf{Z}' \mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p_{1}}} \mathbf{Z} \boldsymbol{\gamma}}{n - p_{1} - 1} > \sigma^{2}$$

• 上式中不等号是"严格的", 这是因为之前假设

$$rank(\boldsymbol{X}_p) > rank(\boldsymbol{X}_{p_1})$$

即 $N_{X_{p_1}} \mathbf{Z} \neq 0$. 因此, $\hat{\sigma}_{p_1}^2$ 不是 σ^2 的无偏估计.

预测值

在 $x_{p,0} = (x'_{p_1,0}, z'_0)'$ 时,如何预测

$$y_0 = \boldsymbol{x}_{p_1,0}' \boldsymbol{\beta}_{p_1} + \boldsymbol{z}_0' \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_0 \quad ?$$

如果我们知道全模型是正确的,那么就应该采用全模型.此时, u₀ 最为合理的预测为

$$\hat{y}_{0,T} = oldsymbol{x}_{p,0}' \hat{oldsymbol{eta}}_p$$

其期望和方差分别为

$$E(\hat{y}_{0,T}) = \mathbf{x}'_{p,0} E\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p}\right) = \mathbf{x}'_{p_{1},0} \boldsymbol{\beta}_{p_{1}} + \mathbf{z}'_{0} \boldsymbol{\gamma}$$

$$\operatorname{Var}(\hat{y}_{0,T}) = \sigma^{2} \mathbf{x}'_{p,0} \left(\mathbf{X}'_{p} \mathbf{X}_{p}\right)^{-1} \mathbf{x}_{p,0}$$

预测值

在 $x_{p,0} = (x'_{p_1,0}, z'_0)'$ 时,如何预测

$$y_0 = \mathbf{x}'_{p_1,0} \boldsymbol{\beta}_{p_1} + \mathbf{z}'_0 \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_0 \quad ?$$

• 但是,我们错误地使用了选模型. 此时, y_0 的预测为

$$\hat{y}_0 = \boldsymbol{x}_{p_1,0}' \hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1}$$

其期望为

$$E(\hat{y}_0) = \boldsymbol{x}'_{p_1,0} \left(\boldsymbol{\beta}_{p_1} + \left(\boldsymbol{X}'_{p_1} \boldsymbol{X}_{p_1} \right)^{-1} \boldsymbol{X}'_{p_1} \boldsymbol{Z} \boldsymbol{\gamma} \right)$$
$$= \boldsymbol{x}'_{p_1,0} \boldsymbol{\beta}_{p_1} + \boldsymbol{x}'_{p_1,0} \left(\boldsymbol{X}'_{p_1} \boldsymbol{X}_{p_1} \right)^{-1} \boldsymbol{X}'_{p_1} \boldsymbol{Z} \boldsymbol{\gamma}$$

预测值

• 在全模型下, yo 预测值的期望为

$$E\left(\hat{y}_{0,T}\right) = \boldsymbol{x}_{p_{1},0}'\boldsymbol{\beta}_{p_{1}} + \boldsymbol{z}_{0}'\boldsymbol{\gamma}$$

• 在选模型下, y₀ 预测值的期望为

$$E(\hat{y}_0) = x'_{p_1,0} \beta_{p_1} + x'_{p_1,0} (X'_{p_1} X_{p_1})^{-1} X'_{p_1} Z \gamma$$

偏差为

$$\left(oldsymbol{x}_{p_1,0}^\prime \left(oldsymbol{X}_{p_1}^\prime oldsymbol{X}_{p_1}
ight)^{-1}oldsymbol{X}_{p_1}^\prime oldsymbol{Z} - oldsymbol{z}_0^\prime
ight)oldsymbol{\gamma}$$

预测值

• 两个预测值方差的差异、即

$$\operatorname{Var}(\hat{y}_{0,T}) = \sigma^{2} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right) \left(\boldsymbol{X}_{p}^{\prime} \boldsymbol{X}_{p} \right)^{-1} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right)^{\prime}$$

$$= \sigma^{2} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right) \left(\begin{matrix} \boldsymbol{X}_{p_{1}}^{\prime} \boldsymbol{X}_{p_{1}} & \boldsymbol{X}_{p_{1}}^{\prime} \boldsymbol{Z} \\ \boldsymbol{Z}^{\prime} \boldsymbol{X}_{p_{1}} & \boldsymbol{Z}^{\prime} \boldsymbol{Z} \end{matrix} \right)^{-1} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right)^{\prime}$$

$$= \sigma^{2} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right) \boldsymbol{A} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right)^{\prime}$$

其中.

$$oldsymbol{A} = egin{pmatrix} \left(oldsymbol{X}'_{p_1}oldsymbol{X}_{p_1}
ight)^{-1} + oldsymbol{L}oldsymbol{M}oldsymbol{L}' & -oldsymbol{L}oldsymbol{M} \ -oldsymbol{M}oldsymbol{L}' & oldsymbol{M} \end{pmatrix}$$

$$oldsymbol{L} = ig(oldsymbol{X}_{p_1}'oldsymbol{X}_{p_1}oldsymbol{Z}^{-1}oldsymbol{X}_{p_1}'oldsymbol{Z}^{-1}oldsymbol{M} = ig(oldsymbol{Z}'oldsymbol{N}_{oldsymbol{X}_{p_1}}oldsymbol{Z}ig)^{-1}$$

预测值

• 两个预测值方差的差异、即

$$\operatorname{Var}(\hat{y}_{0,T}) = \sigma^{2} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right) \boldsymbol{A} \left(\boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime}, \boldsymbol{z}_{0}^{\prime} \right)^{\prime}$$

$$= \sigma^{2} \boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime} \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}^{\prime} \boldsymbol{X}_{p_{1}} \right)^{-1} \boldsymbol{x}_{p_{1},0}$$

$$+ \sigma^{2} \left(\boldsymbol{L}^{\prime} \boldsymbol{x}_{p_{1},0} - \boldsymbol{z}_{0} \right)^{\prime} \boldsymbol{M} \left(\boldsymbol{L}^{\prime} \boldsymbol{x}_{p_{1},0} - \boldsymbol{z}_{0} \right)$$

$$\geq \sigma^{2} \boldsymbol{x}_{p_{1},0}^{\prime} \left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}^{\prime} \boldsymbol{X}_{p_{1}} \right)^{-1} \boldsymbol{x}_{p_{1},0}$$

$$= \operatorname{Var}(\hat{y}_{0})$$

• 结论: 在选模型下所得到的预测方差 $Var(\hat{y}_0)$ 比"真实的"方差 $Var(\hat{y}_{0,T})$ 更小.

模型

• 假定选模型为真,即

$$egin{array}{lll} oldsymbol{y} &=& oldsymbol{X}_{p_1}oldsymbol{eta}_{p_1} + oldsymbol{arepsilon} \ &=& ig(oldsymbol{X}_{p_1} & oldsymbol{Z}ig)ig(oldsymbol{eta}_{p_1} ig) + oldsymbol{arepsilon} \end{array}$$

● 而我们错误地使用了全模型,即

$$oldsymbol{y} = egin{pmatrix} oldsymbol{X}_{p_1} & oldsymbol{Z} ig) igg(oldsymbol{eta}_{p_1} ig) + oldsymbol{arepsilon} \end{pmatrix}$$

参数估计—— $\hat{\beta}_n$

• 考虑 $\hat{\beta}_{v}$ 的期望,即

$$E\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p}\right) = \left(\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\boldsymbol{X}_{p}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}E\left(\boldsymbol{y}\right)$$

$$= \left(\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\boldsymbol{X}_{p}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\left(\left(\boldsymbol{X}_{p_{1}} \quad \boldsymbol{Z}\right)\begin{pmatrix}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}}\\\boldsymbol{0}\end{pmatrix} + E(\boldsymbol{\varepsilon})\right)$$

$$= \left(\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\boldsymbol{X}_{p}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\left(\boldsymbol{X}_{p_{1}} \quad \boldsymbol{Z}\right)\begin{pmatrix}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}}\\\boldsymbol{0}\end{pmatrix}$$

$$= \left(\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\boldsymbol{X}_{p}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p}^{\prime}\boldsymbol{X}_{p}\begin{pmatrix}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}}\\\boldsymbol{0}\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}\boldsymbol{\beta}_{p_{1}}\\\boldsymbol{0}\end{pmatrix}$$

结论: Â_n 是无偏估计.

参数估计—— $\hat{\sigma}_n^2$

• 考虑 SS_E^p 的期望,即

$$E(SS_{E}^{p}) = E(\mathbf{y}' \mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p}} \mathbf{y})$$

$$= E(\mathbf{y})' \mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p}} E(\mathbf{y}) + \sigma^{2} \operatorname{tr}(\mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p}})$$

$$= (\beta'_{p} \ \mathbf{0}') \mathbf{X}'_{p} \mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p}} \mathbf{X}_{p} \begin{pmatrix} \beta_{p} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix} + (n - p - 1)\sigma^{2}$$

$$= (n - p - 1)\sigma^{2}$$

• 结论: $\hat{\sigma}_p^2 = \frac{SS_E^p}{n-p-1}$ 是 σ^2 的无偏估计.

预测值

在 $x_{p,0} = (x'_{p_1,0}, z'_0)'$ 时,如何预测

$$y_0 = \boldsymbol{x}'_{p_1,0}\boldsymbol{\beta}_{p_1} + \varepsilon_0$$
 ?

如果我们知道选模型是正确的,那么就应该采用选模型.此时, un 最为合理的预测为

$$\hat{y}_{0,T} = oldsymbol{x}_{p_1,0}' \hat{oldsymbol{eta}}_{p_1}$$

其期望和方差分别为

$$E(\hat{y}_{0,T}) = \boldsymbol{x}'_{p_1,0} E(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1}) = \boldsymbol{x}'_{p_1,0} \boldsymbol{\beta}_{p_1}$$
$$\operatorname{Var}(\hat{y}_{0,T}) = \sigma^2 \boldsymbol{x}'_{p_1,0} (\boldsymbol{X}'_{p_1} \boldsymbol{X}_{p_1})^{-1} \boldsymbol{x}_{p_1,0}$$

预测值

在 $x_{p,0} = (x'_{p_1,0}, z'_0)'$ 时,如何预测

$$y_0 = \boldsymbol{x}'_{n_1,0}\boldsymbol{\beta}_{p_1} + \varepsilon_0$$
 ?

• 但是, 我们错误地使用了全模型. 此时, y₀ 的预测值为

$$\hat{y}_0 = \boldsymbol{x}_{p,0}' \hat{\boldsymbol{\beta}}_p$$

其期望为

$$E(\hat{y}_0) = \mathbf{x}'_{p,0} E(\hat{\boldsymbol{\beta}}_p) = (\mathbf{x}'_{p_1,0} \ \mathbf{z}'_0) \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_{p_1} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix}$$
$$= \mathbf{x}'_{p_1,0} \boldsymbol{\beta}_{p_1} = E(\hat{y}_{0,T})$$

预测值

ŷ₀ 的方差

$$\operatorname{Var}(\hat{y}_{0}) = \operatorname{Var}\left(\boldsymbol{x}_{p,0}'\left(\boldsymbol{X}_{p}'\boldsymbol{X}_{p}\right)^{-1}\boldsymbol{X}_{p}'\boldsymbol{y}\right)$$

$$= \sigma^{2}\boldsymbol{x}_{p,0}'\left(\boldsymbol{X}_{p}'\boldsymbol{X}_{p}\right)^{-1}\boldsymbol{x}_{p,0}$$

$$= \sigma^{2}\boldsymbol{x}_{p,0}'\left(\begin{pmatrix}\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\end{pmatrix}^{-1} + \boldsymbol{L}\boldsymbol{M}\boldsymbol{L}' & -\boldsymbol{L}\boldsymbol{M}\\ -\boldsymbol{M}\boldsymbol{L}' & \boldsymbol{M}\end{pmatrix}\boldsymbol{x}_{p,0}$$

$$= \sigma^{2}\boldsymbol{x}_{p,0}'\left(\boldsymbol{X}_{p_{1}}'\boldsymbol{X}_{p_{1}}\right)^{-1}\boldsymbol{x}_{p_{1},0}$$

$$+\sigma^{2}\left(\boldsymbol{L}'\boldsymbol{x}_{p_{1},0} - \boldsymbol{z}_{0}\right)'\boldsymbol{M}\left(\boldsymbol{L}'\boldsymbol{x}_{p_{1},0} - \boldsymbol{z}_{0}\right)$$

$$\geq \operatorname{Var}(\hat{y}_{0,T})$$

• 结论: \hat{y}_0 的方差比 $\hat{y}_{0,T}$ 的方差更大.

结论

- 从预测的角度来看待变量选择的问题,一个回归模型 并不是考虑的自变量越多越好。
- 在建立回归模型是,选择自变量的基本指导思想是**少而精**.
 - 在回归模型中考虑过少的自变量,虽然预测值较为稳定,但是预测值会产生较大的偏差;
 - 在回归模型中选择过多的自变量,虽然预测值无明显的偏差,但是会引起较大的波动。
- 在选择自变量时,往往需要兼顾预测方差和预测偏差, 并考虑选择有实际意义的自变量.

总结

	欠拟合	过拟合
估计	$\begin{vmatrix} \hat{eta}_{p_1} $ 关于 eta_{p_1} 是有偏的 $\hat{\sigma}^2_{p_1}$ 是有偏的	$ig \hat{oldsymbol{eta}}_p$ 关于 $(oldsymbol{eta}_{p_1}, oldsymbol{0}')'$ 是无偏的 $\hat{\sigma}_p^2$ 是无偏的
预测	有偏预测 预测方差小	无偏预测 预测方差大

概述

- 在一个实际问题中, 有 p 个可供选择的自变量.
- 由于每一个自变量都有入选和不入选两种情况.
- 选模型包含的自变量数目 p_1 有从 0 到 p 共有 (p+1) 种不同情况,而对选模型中包含 p_1 个自变量对情况,从全部 p 个自变量选出 p_1 个的方法共有 $C_p^{p_1}$ 个,因而所有选模型的数目为

$$C_p^0 + C_p^1 + C_p^2 + \dots + C_p^p = 2^p$$

这里,将回归模型中只包含常数项的情况也考虑在内.

概述

- 因此,在有 p 个自变量的回归模型中,一切可能的回归子集共有 2^p 个.
- 我们关心的问题:在所有的回归子集中如何选择一个 最优的回归子集?
- 具体来说,
 - 在所有的回归子集中,哪个回归子集是最优的?
 - 依据怎样的标准来定义最优子集的?

如何寻找合适的准则

- 之前,我们介绍过两个指标用于衡量模型拟合数据的好坏.
 - 残差平方和 SS_E
 - 决定系数 R²
- 问题: 这两个指标能否用于选择自变量?

考虑残差平方和 SS_E

• 考虑 p_1 个自变量纳入线性模型,即

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_{p_1} x_{p_1} + \varepsilon$$

记该模型的残差平方和为 $SS_E^{p_1}$.

• 考虑 p_1+1 个自变量纳入线性模型,即

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_{p_1} x_{p_1} + \beta_{p_1+1} x_{p_1+1} + \varepsilon$$

记该模型的残差平方和为 $SS_E^{p_1+1}$.

考虑残差平方和 SS_E

• 残差平方和

$$SS_E^{p_1+1} = \boldsymbol{y}' \left(\boldsymbol{I}_n - \boldsymbol{H}_{\boldsymbol{X}_{p_1+1}} \right) \boldsymbol{y}$$

由于

$$egin{array}{lll} m{H}_{m{X}_{p_1+1}} &=& m{X}_{p_1+1} (m{X}_{p_1+1}'m{X}_{p_1+1})^{-1} m{X}_{p_1+1}' \ &=& m{X}_{p_1} m{x}_{p_1+1} m{X}_{p_1} m{X}_{p_1} m{X}_{p_1} m{X}_{p_1+1} m{X}_$$

其中, $M = (I_n - H_{X_{p_1}})x_{p_1+1}(x'_{p_1+1}(I_n - H_{X_{p_1}})x_{p_1+1})^{-1}x'_{p_1+1}(I_n - H_{X_{p_1}})$ 是一个对称矩阵.

考虑残差平方和 SS_E

• 重要结论:

$$SS_E^{p_1+1} \le SS_E^{p_1}$$

• 这表明了随着自变量个数的**增加**,残差平方和**减少**.

考虑决定系数 R^2

• 由干

$$R^{2} = \frac{SS_{R}}{SS_{T}} = \frac{SS_{T} - SS_{E}}{SS_{T}} = 1 - \frac{SS_{E}}{SS_{T}}$$

而且对于相同的数据集, SS_T 是不变的.

• 重要结论:

$$R_{p_1+1}^2 \ge R_{p_1}^2$$

• 这表明了随着自变量个数的**增加**,决定系数**增加**.

如何寻找合适的准则

- 之前,我们介绍过两个指标用于衡量模型拟合数据的好坏.
 - 残差平方和 SS_E
 - 决定系数 R²
- 问题: 这两个指标能否用于选择自变量?
- 答案:不能!

常用的变量选择的准则

• 修正后的决定系数

$$\tilde{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-p-1}(1-R^2)$$

- 显然有 $\tilde{R}^2 \leq R^2$;
- \tilde{R}^2 随着自变量的增加并不一定增大,是因为 $\frac{n-1}{n-p-1}$ 起到惩罚作用.

常用的变量选择的准则

• 误差项方差 σ^2 的无偏估计

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n - p - 1} SS_E$$

- n − p − 1 作为惩罚因子;
- 刚开始随着自变量个数的增加,残差平方和 SS_E 能快速减少,而作为除数的惩罚因子先 n-p-1 随之减少,但由于 SS_E 减少速度更快,因而 $\hat{\sigma}^2$ 是趋于减少的.
- 当自变量个数增加到一定程度时,重要的自变量基本都选上了,这时再增加自变量, SS_E 减少的幅度不大,以至于抵消不了除数 n-p-1 的减少,最终又导致了 $\hat{\sigma}^2$ 的增加.

常用的变量选择的准则

• 赤池信息量准则 AIC

$$AIC = -2 \ln (模型最大似然) + 2 (模型独立参数个数)$$

• 在线性模型中,

AIC =
$$n \ln(2\pi) + n \ln\left(\frac{SS_E}{n}\right) + n + 2(p+2)$$

 $\propto n \ln(SS_E/n) + 2(p+1)$

 对每一个回归子集计算 AIC, 而 AIC 最小者所对应的 回归模型就是最优的回归模型.

常用的变量选择的准则

• 贝叶斯信息量准则 BIC, 也称为 SBC 准则:

$$BIC = -2 \ln (模型最大似然) + \ln(n) (模型独立参数个数)$$

• 在线性模型中,

$$BIC = n \ln(SS_E/n) + \ln(n)(p+1)$$

 对每一个回归子集计算 BIC, 而 BIC 最小者所对应的 回归模型就是最优的回归模型.

常用的变量选择的准则

- 马洛斯统计量 (Mallow's C_p): 用预测的角度来选择自 变量.
- 即便全模型为真,选模型可能得到更小的预测误差.
- 我们考虑在 n 个样本点上用选模型做回归预测,预测值与期望值的相对偏差平方和为

$$J_{p_1} = \frac{1}{\sigma^2} (\hat{y} - E(y))' (\hat{y} - E(y))$$

$$= \frac{1}{\sigma^2} (\hat{y} - y + y - E(y))' (\hat{y} - y + y - E(y))$$

$$= \frac{1}{\sigma^2} ((\hat{y} - y)' (\hat{y} - y) + 2(\hat{y} - y)' (y - E(y)) + (y - E(y))' (y - E(y)))$$

其中,预测值 $\hat{\mathbf{y}} = X_{p_1} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{p_1}$ and $E(\mathbf{y}) = X_p \boldsymbol{\beta}_p$.

常用的变量选择的准则

• 此相对偏差平方和的期望为

$$E(J_{p_{1}}) = \frac{1}{\sigma^{2}} \left(E(\hat{\mathbf{y}} - \mathbf{y})'(\hat{\mathbf{y}} - \mathbf{y}) + 2E(\hat{\mathbf{y}} - \mathbf{y})(\mathbf{y} - E(\mathbf{y})) + E(\mathbf{y} - E(\mathbf{y}))'(\mathbf{y} - E(\mathbf{y})) \right)$$

$$= \frac{1}{\sigma^{2}} \left(E(SS_{E}^{p_{1}}) - 2E(\mathbf{y}'N_{\mathbf{X}_{p_{1}}}(\mathbf{y} - E(\mathbf{y}))) + E(\mathbf{y} - E(\mathbf{y}))'(\mathbf{y} - E(\mathbf{y})) \right)$$

$$= \frac{1}{\sigma^{2}} \left(E(SS_{E}^{p_{1}}) - 2(n - (p_{1} + 1))\sigma^{2} + n\sigma^{2} \right)$$

$$= \frac{E(SS_{E}^{p_{1}})}{\sigma^{2}} - n + 2(p_{1} + 1)$$

• 在欠拟合的情况下, 由于

$$E(SS_E^{p_1}) = (n - p_1 - 1)\sigma^2 + \gamma' \mathbf{Z}' \mathbf{N}_{\mathbf{X}_{p_1}} \mathbf{Z} \gamma$$

可知,
$$E(J_{p_1}) > (n-p_1-1)-n+2(p_1+1)=p_1+1$$
.

常用的变量选择的准则

• 马洛斯 C_p 统计量为

$$C_p = \frac{SS_E^{p_1}}{\hat{\sigma}^2} - n + 2(p_1 + 1)$$

$$= (n - p - 1) \frac{SS_E^{p_1}}{SS_E^p} - n + 2(p_1 + 1)$$

• 马洛斯 C_p 准则:选择使 C_p 值最小的自变量子集,这个自变量子集对应的回归方程就是最优回归方程.