

Спецкурс "Регрессия"

Шкляев А.В.

15 января 2019 г.

1 Асимптотические свойства оценок вне нормальной модели

Откажемся от предположения нормальности. В этом случае у нас сохраняется несмещенность оценок, но можем ли мы утверждать, что они состоятельны и асимптотически нормальны? Оказывается удобным формулировать результаты в терминах $H = X(X^t X)^{-1} X^t$.

- H симметрична
- $h_{i,i} \in [0, 1]$
- $tr(H) = k$
- H имеет k собственных значений равных 1 и остальные $n-k$ — равных 0.
- $\sum_{j=1}^n h_{i,j}^2 = h_{i,i}$.

Предпоследнее свойство вытекает из того, что H это оператор проекции на пространство $L = X\vec{a}$, а второе и третье вытекают из него. Последнее свойство вытекает из соотношения $H^2 = H$.

Теорема 1. 1) Пусть $\lambda_{min}(A)$ — минимальное собственное значение матрицы $A = X^t X$. Предположим, что $\lambda_{min}(A) \rightarrow \infty$. Тогда оценка МНК \hat{a} будет состоятельной.

2) Пусть $h_{i,i} \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$. Тогда \hat{y}_i является состоятельной оценкой для $\mathbf{E}Y_i$.

Соответственно, для состоятельности всех \hat{y}_i требуется $\max_i h_{i,i} \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$.

Доказательство. 1) В силу неравенства Чебышева

$$\mathbf{P}(|\hat{a}_i - a_i| > \delta) \leq \frac{\mathbf{D}\hat{a}_i}{\delta^2}.$$

При этом

$$\sum_{i=1}^k \mathbf{D}\hat{a}_i = \mathbf{E}(\hat{a} - a)^t (\hat{a} - a) = \mathbf{E}\vec{\varepsilon}^t X A^{-2} X^t \vec{\varepsilon} = \sigma^2 tr(X A^{-2} X^t) = \sigma^2 / tr(A).$$

Но $tr(A) = \lambda_1(A) + \dots + \lambda_k(A) \geq k\lambda_{min}(A)$. Следовательно, все оценки являются состоятельными.

Обратим внимание, что в действительности нам не требуется одинаковой распределенности и независимости величин ε , а достаточно некоррелированности и ограниченности их дисперсий в совокупности и сходимости к бесконечности $\lambda_{min}(X^t X)$.

2) В силу определения

$$\hat{y}_i = X\vec{a} + X(X^t X)^{-1} X^t \vec{\varepsilon} = \mathbf{E}Y_i + H\vec{\varepsilon}.$$

Следовательно,

$$\mathbf{P}(|\hat{y}_i - \mathbf{E}Y_i| > \delta) \leq \frac{\sum_{j=1}^k h_{i,j}^2 \sigma^2}{\delta^2} = \frac{h_{i,i} \sigma^2}{\delta^2} \rightarrow 0,$$

что и требовалось доказать. Все оценки \hat{y}_i будут состоятельными при выполнении условия $\max_i h_{i,i} \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$. \square

Теорема 2. Пусть $\vec{Y} = X\vec{a} + \vec{\varepsilon}$, где ε — н.о.р. с конечной дисперсией σ^2 . Предположим, как и прежде, что $\max h_{i,i} \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$. Предположим также, что $n^{-1}X^tX$ с ростом n сходится к Σ — положительно определенной матрице. Тогда

$$\sqrt{n}(\hat{a} - \vec{a}) \xrightarrow{d} \vec{Z} \sim \mathcal{N}(\vec{0}, \sigma^2 \Sigma^{-1}).$$

Доказательство. Воспользуемся тем, что $\hat{a} - \vec{a} = (X^tX)^{-1}X^t\vec{\varepsilon}$. Тогда

$$\psi_{\hat{a}-\vec{a}}(\vec{s}) = \psi_{(X^tX)^{-1}X^t\vec{\varepsilon}}(\vec{s}) = \psi_{\vec{\varepsilon}}(X(X^tX)^{-1}\vec{s}) = \exp\left(\sum_{i=1}^n \ln \psi_{\varepsilon_i}(X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i\right).$$

В случае, если $\sqrt{n} \max_{i \leq n} (X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i \rightarrow 0$ мы можем сказать, что

$$\ln \psi_{\varepsilon_i}(X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i = -\frac{\sigma^2}{2}((X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i)^2(1 + o(1)),$$

где $o(1)$ равномерно мало по i . Следовательно,

$$\ln \psi_{\sqrt{n}(\hat{a}-\vec{a})}(\vec{s}) = -(1 + o(1))\frac{\sigma^2}{2}\vec{s}^t(X^tX)^{-1}X^tX(X^tX)^{-1}\vec{s} \rightarrow -\frac{\sigma^2}{2}\vec{s}^t\Sigma^{-1}\vec{s},$$

что нам и требуется. Остается понять, что $\sqrt{n} \max_{i \leq n} (X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i \rightarrow 0$. Воспользуемся оценкой

$$|\sqrt{n}(X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i|^2 = n \left| \sum_{l,j,m,p=1}^k X_{i,j}(X^tX)^{-1}_{j,l} s_l X_{i,m}(X^tX)^{-1}_{m,p} s_p \right|$$

и заметим, что если при всех j, m $\max_i X_{i,j}X_{i,m}/n \rightarrow 0$, то

$$\frac{1}{n} \max_i \left| \sum_{l,j,m,p=1}^k X_{i,j}\Sigma_{j,l}^{-1} s_l X_{i,m}\Sigma_{m,p}^{-1} s_p \right| \leq \max_{j,m} |\max_i (X_{i,j}X_{i,m}/n)| |r_j| |r_m| \rightarrow 0,$$

где $r_j = \sum_{m=1}^k \Sigma_{j,m}^{-1} s_m$, откуда

$$\max_i |\sqrt{n}(X(X^tX)^{-1}\vec{s})_i|^2 \rightarrow 0.$$

Значит нам достаточно получить условие $\max_i X_{i,j}X_{i,m}/n \rightarrow 0$ при любых j, m . Для этого достаточно получить $\max_i X_{i,j}^2/n \rightarrow 0$ при всех j (это условие называют условием Нётера). Выведем его из условия $\max_i h_{i,i} \rightarrow 0$, $n \rightarrow \infty$.

Для этого нам понадобится неравенство

$$\frac{\langle X_{i,\cdot}, \vec{e} \rangle^2}{\vec{e}^t X^t X \vec{e}} \leq X_{i,\cdot}^t (X^t X)^{-1} X_{i,\cdot} = h_{i,i},$$

справедливое при любом $\vec{e} \neq \vec{0}$. Действительно, переходя в диагонализующий X^tX базис, мы переведем $X_{i,\cdot}$ в некий вектор \vec{z} , а X^tX в диагональную матрицу D с $d_{i,i}$ на диагонали. Тогда наше отношение равно

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^k z_i e_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^k d_i e_i^2}} \right)^2 = \left(\frac{\sum_{i=1}^k d_i^{-1/2} z_i \sqrt{d_i} e_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^k d_i e_i^2}} \right)^2 = \left(\sum_{i=1}^k d_i^{-1/2} z_i e'_i \right)^2 \leq \|(d_1^{-1/2} z_1, \dots, d_k^{-1} z_k)\|^2,$$

где $e' = (\sqrt{d_1}e_1, \dots, \sqrt{d_k}e_k) / (\sum_{i=1}^k d_i e_i^2)$ — единичный вектор. Но

$$\|(d_1^{-1/2}z_1, \dots, d_k^{-1}z_k)\|^2 = \sum_{i=1}^k d_i^{-1}z_i^2 = \vec{z}^t D^{-1} \vec{z} = X_{i,\cdot}^t (X^t X)^{-1} X_{i,\cdot},$$

что и требовалось доказать.

Остается заметить, что при подстановке $\vec{e} = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)$, где единица находится на j месте,

$$\frac{\langle X_{i,\cdot}, \vec{e} \rangle^2}{\vec{e}^t X^t X \vec{e}} = \frac{x_{i,j}^2}{\sum_{i=1}^n x_{i,j}^2} = \frac{x_{i,j}^2/n}{\sum_{i=1}^n x_{i,j}^2/n},$$

откуда

$$\frac{1}{n} \max_{i \leq n} x_{i,j}^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n x_{i,j}^2}{n} h_{i,i} \rightarrow 0,$$

поскольку первый множитель стремится к $\Sigma_{i,j}$, а второй к нулю. □

1.1 Случай случайных предикторов

Удобную форму достаточных условий можно получить в предположении, что предикторы выбираются случайным образом.

Предположим, что векторы $(X_{i,1}, \dots, X_{i,k}, \varepsilon_i)$ н.о.р. При этом мы, вообще говоря, не требуем чтобы $\mathbf{E}(\varepsilon_k | X_{k,\cdot}) = 0$.

Теорема 3. Пусть выполнены следующие условия

1) $\text{rank}(Q) = k$, где $Q = \mathbf{E}X^t X$;

2) $\mathbf{E}X_{i,j}\varepsilon_i = 0$, $j = 1, \dots, k$;

3) $\mathbf{E}\varepsilon^2 < \infty$.

Тогда \hat{a} является состоятельной для \vec{a} .

Доказательство.

$$(X^t X)^{-1} X^t \vec{Y} = \vec{a} + (X^t X)^{-1} X^t \varepsilon = \vec{a} + g\left(\frac{1}{n} X^t X, \frac{1}{n} X^t \varepsilon\right),$$

где $g(A, B) = A^{-1}B$. При этом

$$\frac{1}{n} (X^t X)_{i,j} = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n X_{l,i} X_{l,j} \xrightarrow{P} Q_{i,j}$$

в силу закона больших чисел. Аналогичным образом

$$\frac{1}{n} (X^t \varepsilon)_i = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n X_{l,i} \varepsilon_l \xrightarrow{P} (\mathbf{E}X^t \varepsilon)_i = 0$$

Остается заметить, что $g(A, B)$ непрерывное в точке $(Q, 0)$ отображение, поскольку Q невырождена. Действительно,

$$g(A, B)_i = (\det(A))^{-1} \sum_{j=1}^k C_{i,j} B_j,$$

где C — главный минор матрицы A , непрерывно зависящий от ее элементов, $\det(A)$ также непрерывно зависит от элементов матрицы и отделен от нуля в окрестности Q .

Отсюда

$$(X^t X)^{-1} X^t \vec{Y} \xrightarrow{P} \vec{a} + g(\mathbf{E}X^t X, \vec{0}) = \vec{a}.$$

□