Многомерная линейная регрессия. Метод главных компонент

Bopoнцов Константин Вячеславович vokov@forecsys.ru

http://www.MachineLearning.ru/wiki?title=User:Vokov

Этот курс доступен на странице вики-ресурса http://www.MachineLearning.ru/wiki «Машинное обучение (курс лекций, К.В.Воронцов)»

Видеолекции: http://shad.yandex.ru/lectures

ШАД Яндекс • 23 марта 2015

Метод наименьших квадратов

- X объекты (часто \mathbb{R}^n); Y ответы (часто \mathbb{R} , реже \mathbb{R}^m); $X^\ell = (x_i, y_i)_{i=1}^\ell$ обучающая выборка; $y_i = y(x_i), \ y \colon X \to Y$ неизвестная зависимость;
- $a(x) = f(x, \alpha)$ модель зависимости, $\alpha \in \mathbb{R}^p$ вектор параметров модели.
- Метод наименьших квадратов (МНК):

$$Q(\alpha, X^{\ell}) = \sum_{i=1}^{\ell} w_i (f(x_i, \alpha) - y_i)^2 \to \min_{\alpha},$$

где w_i — вес, степень важности i-го объекта. $Q(\alpha^*, X^{\ell})$ — остаточная сумма квадратов (residual sum of squares, RSS).

Метод максимума правдоподобия

Модель данных с некоррелированным гауссовским шумом:

$$y(x_i) = f(x_i, \alpha) + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_i^2), \quad i = 1, \dots, \ell.$$

Метод максимума правдоподобия (ММП):

$$\begin{split} L(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_\ell|\alpha) &= \prod_{i=1}^\ell \frac{1}{\sigma_i\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_i^2}\varepsilon_i^2\right) \to \max_\alpha; \\ &-\ln L(\varepsilon_1,\dots,\varepsilon_\ell|\alpha) = \operatorname{const}(\alpha) + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^\ell \frac{1}{\sigma_i^2} \big(f(\mathbf{x}_i,\alpha) - \mathbf{y}_i\big)^2 \to \min_\alpha; \end{split}$$

Теорема

Постановки МНК и ММП, совпадают, причём веса объектов обратно пропорциональны дисперсии шума, $w_i = \sigma_i^{-2}$.

Содержание

- Многомерная линейная регрессия
 - Метод наименьших квадратов
 - Многомерная линейная регрессия
 - Сингулярное разложение
- Регуляризация
 - L₂-регуляризация: гребневая регрессия
 - L₁-регуляризация: лассо Тибширани
 - Негладкие регуляризаторы
- Метод главных компонент
 - Постановка задачи
 - Основная теорема
 - Решение задачи наименьших квадратов

Многомерная линейная регрессия

 $f_1(x), \ldots, f_n(x)$ — числовые признаки;

Модель многомерной линейной регрессии:

$$f(x,\alpha) = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j f_j(x), \qquad \alpha \in \mathbb{R}^n.$$

Матричные обозначения:

$$F_{\ell \times n} = \begin{pmatrix} f_1(x_1) & \dots & f_n(x_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ f_1(x_\ell) & \dots & f_n(x_\ell) \end{pmatrix}, \quad y_{\ell \times 1} = \begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_\ell \end{pmatrix}, \quad \alpha_{n \times 1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \dots \\ \alpha_n \end{pmatrix}.$$

Функционал квадрата ошибки:

$$Q(\alpha, X^{\ell}) = \sum_{i=1}^{\ell} (f(x_i, \alpha) - y_i)^2 = \|F\alpha - y\|^2 \to \min_{\alpha}.$$

Нормальная система уравнений

Необходимое условие минимума в матричном виде:

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha}(\alpha) = 2F^{\mathsf{T}}(F\alpha - y) = 0,$$

откуда следует нормальная система задачи МНК:

$$F^{\mathsf{T}}F\alpha = F^{\mathsf{T}}y,$$

где $F^{\mathsf{\scriptscriptstyle T}}_{n \times n} -$ ковариационная матрица набора признаков f_1, \dots, f_n .

Решение системы:
$$\alpha^* = (F^T F)^{-1} F^T y = F^+ y$$
.

Значение функционала:
$$Q(\alpha^*) = \|P_F y - y\|^2$$
,

где
$$P_F = FF^+ = F(F^{\mathsf{T}}F)^{-1}F^{\mathsf{T}}$$
 — проекционная матрица.

Сингулярное разложение

Произвольная $\ell \times n$ -матрица представима в виде сингулярного разложения (singular value decomposition, SVD):

$$F = VDU^{\mathsf{T}}$$
.

Основные свойства сингулярного разложения:

- \bullet $\ell \times n$ -матрица $V = (v_1, \dots, v_n)$ ортогональна, $V^{\mathsf{T}}V = I_n$, столбцы v_i собственные векторы матрицы FF^{T} ;
- ② $n \times n$ -матрица $U = (u_1, \dots, u_n)$ ортогональна, $U^{\mathsf{T}}U = I_n$, столбцы u_i собственные векторы матрицы $F^{\mathsf{T}}F$;
- $oldsymbol{0}$ n imes n-матрица D диагональна, $D = \mathrm{diag} \left(\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_n} \right)$, $\lambda_i \geqslant 0$ собственные значения матриц $F^\mathsf{T} F$ и FF^T .

Решение МНК через сингулярное разложение

Псевдообратная F^+ , вектор МНК-решения α^* , МНК-аппроксимация целевого вектора $F\alpha^*$:

$$F^{+} = (UDV^{\mathsf{T}}VDU^{\mathsf{T}})^{-1}UDV^{\mathsf{T}} = UD^{-1}V^{\mathsf{T}} = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{\lambda_{j}}} u_{j} v_{j}^{\mathsf{T}};$$

$$\alpha^{*} = F^{+}y = UD^{-1}V^{\mathsf{T}}y = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{\lambda_{j}}} u_{j} (v_{j}^{\mathsf{T}}y);$$

$$F\alpha^{*} = P_{F}y = (VDU^{\mathsf{T}})UD^{-1}V^{\mathsf{T}}y = VV^{\mathsf{T}}y = \sum_{j=1}^{n} v_{j} (v_{j}^{\mathsf{T}}y);$$

$$\|\alpha^{*}\|^{2} = \|D^{-1}V^{\mathsf{T}}y\|^{2} = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{\lambda_{j}} (v_{j}^{\mathsf{T}}y)^{2}.$$

Проблема мультиколлинеарности

Если $\exists \gamma \in \mathbb{R}^n$: $F\gamma \approx 0$, то некоторые λ_j близки к нулю.

Число обусловленности $n \times n$ -матрицы Σ :

$$\mu(\Sigma) = \|\Sigma\| \|\Sigma^{-1}\| = \frac{\max\limits_{u: \, \|u\|=1} \|\Sigma u\|}{\min\limits_{u: \, \|u\|=1} \|\Sigma u\|} = \frac{\lambda_{\max}}{\lambda_{\min}},$$

При умножении обратной матрицы на вектор, $z = \Sigma^{-1} u$, относительная погрешность усиливается в $\mu(\Sigma)$ раз:

$$\frac{\|\delta z\|}{\|z\|} \leqslant \mu(\Sigma) \frac{\|\delta u\|}{\|u\|}.$$

Проблема мультиколлинеарности и переобучения

Если матрица $\Sigma = F^{\mathsf{T}}F$ плохо обусловлена, то:

- решение становится неустойчивым и неинтерпретируемым, $\|\alpha^*\|$ велико;
- ullet возникает переобучение: на обучении $Q(lpha^*,X^\ell)=\|Flpha^*-y\|^2$ мало́; на контроле $Q(lpha^*,X^k)=\|F'lpha^*-y'\|^2$ велико;

Стратегии устранения мультиколлинеарности и переобучения:

- отбор признаков: $f_1, \ldots, f_n \to f_{i_1}, \ldots, f_{i_m}, \ m \ll n$.
- ullet регуляризация: $\|\alpha\| o \min$;
- преобразование признаков: $f_1, \dots, f_n \to g_1, \dots, g_m, \ m \ll n$;

Регуляризация (гребневая регрессия)

Штраф за увеличение нормы вектора весов $\|\alpha\|$:

$$Q_{\tau}(\alpha) = \|F\alpha - y\|^2 + \frac{1}{\sigma} \|\alpha\|^2,$$

где $au = rac{1}{\sigma}$ — неотрицательный параметр регуляризации.

Вероятностная интерпретация: априорное распределение вектора α — гауссовское с ковариационной матрицей σI_n .

Модифицированное МНК-решение (τI_n — «гребень»):

$$\alpha_{\tau}^* = (F^{\mathsf{T}}F + \tau I_n)^{-1}F^{\mathsf{T}}y.$$

Преимущество сингулярного разложения: можно подбирать параметр au, вычислив SVD только один раз.

Регуляризованный МНК через сингулярное разложение

Вектор регуляризованного МНК-решения $\alpha_{ au}^*$ и МНК-аппроксимация целевого вектора $F\alpha_{ au}^*$:

$$\alpha_{\tau}^* = U(D^2 + \tau I_n)^{-1}DV^{\mathsf{T}}y = \sum_{j=1}^n \frac{\sqrt{\lambda_j}}{\lambda_j + \tau} u_j(v_j^{\mathsf{T}}y);$$

$$F\alpha_{\tau}^* = VDU^{\mathsf{T}}\alpha_{\tau}^* = V\operatorname{diag}\left(\frac{\lambda_j}{\lambda_j + \tau}\right)V^{\mathsf{T}}y = \sum_{j=1}^n \frac{\lambda_j}{\lambda_j + \tau} v_j(v_j^{\mathsf{T}}y);$$

$$\|\alpha_{\tau}^*\|^2 = \|(D^2 + \tau I_n)^{-1}DV^{\mathsf{T}}y\|^2 = \sum_{j=1}^n \frac{\lambda_j}{(\lambda_j + \tau)^2} (v_j^{\mathsf{T}}y)^2.$$

 $F\alpha_{\tau}^* \neq F\alpha^*$, но зато решение становится гораздо устойчивее.

Выбор параметра регуляризации au

Контрольная выборка: $X^k = (x'_i, y'_i)_{i=1}^k$;

$$F'_{k\times n} = \begin{pmatrix} f_1(x'_1) & \dots & f_n(x'_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ f_1(x'_k) & \dots & f_n(x'_k) \end{pmatrix}, \quad y'_{k\times 1} = \begin{pmatrix} y'_1 \\ \dots \\ y'_k \end{pmatrix}.$$

Вычисление функционала Q на контрольных данных T раз потребует $O(kn^2 + knT)$ операций:

$$Q(\alpha_{\tau}^*, X^k) = \|F'\alpha_{\tau}^* - y'\|^2 = \left\|\underbrace{F'U}_{k \times n} \operatorname{diag}\left(\frac{\sqrt{\lambda_j}}{\lambda_j + \tau}\right) \underbrace{V^{\mathsf{T}}y}_{n \times 1} - y'\right\|^2.$$

Зависимость $Q(\tau)$ обычно имеет характерный минимум.

Регуляризация сокращает «эффективную размерность»

Сжатие (shrinkage) или сокращение весов (weight decay):

$$\|\alpha_{\tau}^*\|^2 = \sum_{j=1}^n \frac{\lambda_j}{(\lambda_j + \tau)^2} (v_j^{\mathsf{T}} y)^2 < \|\alpha^*\|^2 = \sum_{j=1}^n \frac{1}{\lambda_j} (v_j^{\mathsf{T}} y)^2.$$

Почему говорят о сокращении эффективной размерности?

Роль размерности играет след проекционной матрицы:

$$\operatorname{tr} F(F^{\mathsf{T}}F)^{-1}F^{\mathsf{T}} = \operatorname{tr}(F^{\mathsf{T}}F)^{-1}F^{\mathsf{T}}F = \operatorname{tr} I_n = n.$$

При использовании регуляризации:

$$\operatorname{tr} F (F^{\mathsf{T}} F + \tau I_n)^{-1} F^{\mathsf{T}} = \operatorname{tr} \operatorname{diag} \left(\frac{\lambda_j}{\lambda_j + \tau} \right) = \sum_{j=1}^n \frac{\lambda_j}{\lambda_j + \tau} < n.$$

LASSO приводит к отбору признаков в линейных моделях

LASSO — Least Absolute Shrinkage and Selection Operator

$$\begin{cases} Q(\alpha) = \|F\alpha - y\|^2 \to \min_{\alpha}; \\ \sum_{j=1}^{n} |\alpha_j| \leqslant \varkappa; \end{cases}$$

После замены переменных

$$\begin{cases} \alpha_j = \alpha_j^+ - \alpha_j^-; \\ |\alpha_j| = \alpha_j^+ + \alpha_j^-; \end{cases} \quad \alpha_j^+ \geqslant 0; \quad \alpha_j^- \geqslant 0.$$

ограничения принимают канонический вид:

$$\sum_{j=1}^{n} \alpha_{j}^{+} + \alpha_{j}^{-} \leqslant \varkappa; \quad \alpha_{j}^{+} \geqslant 0; \quad \alpha_{j}^{-} \geqslant 0.$$

Чем меньше arkappa, тем больше j таких, что $lpha_i^+=lpha_i^-=0$.

Негладкие регуляризаторы

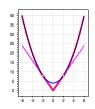
Elastic Net:

$$\frac{1}{2} \|F\alpha - y\|^2 + \mu \sum_{j=1}^n |\alpha_j| + \frac{\tau}{2} \sum_{j=1}^n \alpha_j^2 \to \min_{\alpha}.$$

Support Features Machine:

$$\frac{1}{2} \|F\alpha - y\|^2 + \tau \sum_{j=1}^n R_{\mu}(\alpha_j) \rightarrow \min_{\alpha}.$$

$$R_{\mu}(\alpha_{j}) = \begin{cases} 2\mu|\alpha_{j}|, & |\alpha_{j}| \leq \mu; \\ \mu^{2} + \alpha_{j}^{2}, & |\alpha_{j}| \geqslant \mu; \end{cases}$$



Применение этих методов требует выбора траектории регуляризации (regularization path) в пространстве (μ, τ)

Метод главных компонент: постановка задачи

$$f_1(x), \dots, f_n(x)$$
 — исходные числовые признаки; $g_1(x), \dots, g_m(x)$ — новые числовые признаки, $m \leqslant n$;

Требование: старые признаки должны линейно восстанавливаться по новым:

$$\hat{f}_j(x) = \sum_{s=1}^m g_s(x)u_{js}, \quad j=1,\ldots,n, \quad \forall x \in X,$$

как можно точнее на обучающей выборке x_1, \ldots, x_ℓ :

$$\sum_{i=1}^{\ell} \sum_{j=1}^{n} (\hat{f}_{j}(x_{i}) - f_{j}(x_{i}))^{2} \to \min_{\{g_{s}(x_{i})\}, \{u_{js}\}}$$

Матричные обозначения

Матрицы «объекты-признаки», старая и новая:

$$F_{\ell \times n} = \begin{pmatrix} f_1(x_1) & \dots & f_n(x_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ f_1(x_\ell) & \dots & f_n(x_\ell) \end{pmatrix}; \quad G_{\ell \times m} = \begin{pmatrix} g_1(x_1) & \dots & g_m(x_1) \\ \dots & \dots & \dots \\ g_1(x_\ell) & \dots & g_m(x_\ell) \end{pmatrix}.$$

Матрица линейного преобразования новых признаков в старые:

$$\underset{n \times m}{U} = \begin{pmatrix} u_{11} & \dots & u_{1m} \\ \dots & \dots & \dots \\ u_{n1} & \dots & u_{nm} \end{pmatrix}; \qquad \hat{F} = GU^{\mathsf{T}} \overset{\mathsf{XOTUM}}{\approx} F.$$

Найти: и новые признаки G, и преобразование U:

$$\sum_{i=1}^{\ell} \sum_{j=1}^{n} (\hat{f}_{j}(x_{i}) - f_{j}(x_{i}))^{2} = \|GU^{\mathsf{T}} - F\|^{2} \to \min_{G,U},$$

Основная теорема метода главных компонент

Теорема

Если $m \leqslant \operatorname{rk} F$, то минимум $\|GU^{\mathsf{T}} - F\|^2$ достигается, когда столбцы U — это с.в. матрицы $F^{\mathsf{T}}F$, соответствующие m максимальным с.з. $\lambda_1, \ldots, \lambda_m$, а матрица G = FU.

При этом:

- **1** матрица U ортонормирована: $U^{\mathsf{T}}U = I_m$;
- $oldsymbol{Q}$ матрица G ортогональна: $G^{\mathsf{T}}G = \Lambda = \mathsf{diag}(\lambda_1, \ldots, \lambda_m)$;
- **3** $U\Lambda = F^{\mathsf{T}}FU$; $G\Lambda = FF^{\mathsf{T}}G$;

Связь с сингулярным разложением

Если взять m = n, то:

- ② представление $\hat{F} = GU^{\mathsf{T}} = F$ точное и совпадает с сингулярным разложением при $G = V\sqrt{\Lambda}$:

$$F = GU^{\mathsf{T}} = V\sqrt{\Lambda}U^{\mathsf{T}}; \quad U^{\mathsf{T}}U = I_m; \quad V^{\mathsf{T}}V = I_m.$$

 \odot линейное преобразование U работает в обе стороны:

$$F = GU^{\mathsf{T}}; \quad G = FU.$$

Поскольку новые признаки некоррелированы ($G^{\mathsf{T}}G = \Lambda$), преобразование U называется декоррелирующим (или преобразованием Карунена–Лоэва).

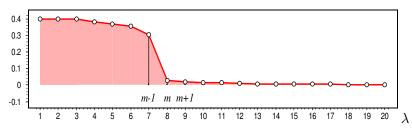
Эффективная размерность выборки

Упорядочим с.з. $F^{\mathsf{T}}F$ по убыванию: $\lambda_1\geqslant\ldots\geqslant\lambda_n\geqslant0$.

Эффективная размерность выборки — это наименьшее целое <math>m, при котором

$$E_m = \frac{\|GU^{\mathsf{T}} - F\|^2}{\|F\|^2} = \frac{\lambda_{m+1} + \dots + \lambda_n}{\lambda_1 + \dots + \lambda_n} \leqslant \varepsilon.$$

Критерий «крутого склона»: находим m: $E_{m-1}\gg E_m$:



Решение задачи НК в новых признаках

Заменим F на её приближение $G \cdot U^{\mathsf{T}}$, предполагая $m \leqslant n$:

$$\|G\underbrace{U^{\mathsf{T}}\alpha}_{\beta} - y\|^2 = \|G\beta - y\|^2 \to \min_{\beta}.$$

Связь нового и старого вектора коэффициентов:

$$\beta = U^{\mathsf{T}}\alpha; \qquad \alpha = U\beta.$$

Решение задачи наименьших квадратов относительно β (единственное отличие — m слагаемых вместо n):

$$\beta^* = D^{-1}V^{\mathsf{T}}y; \qquad \alpha^* = UD^{-1}V^{\mathsf{T}}y = \sum_{j=1}^{m} \frac{1}{\sqrt{\lambda_j}} u_j(v_j^{\mathsf{T}}y);$$
$$G\beta^* = VV^{\mathsf{T}}y = \sum_{j=1}^{m} v_j(v_j^{\mathsf{T}}y);$$

Резюме в конце лекции

- Метод наименьших квадратов
 - нормальный некоррелированный шум
- Многомерная линейная регрессия
 - через сингулярное разложение
- Гребневая регрессия
 - тоже через сингулярное разложение
- Метод главных компонент
 - тоже через сингулярное разложение
- Негладкие регуляризаторы: Лассо Тибширани, Elastic Net
 - отбор признаков