Мультимоделирование как универсальный способ описания выборки общего вида

Kачанов B. B., Aдуенко <math>A. A., Cmpuэсов B. B. kachanov.vv@phystech.edu

В данной работе рассматривается мультимоделирование как универсальный способ описания выборки общего вида. В работу входит построение метода инкрементального уточнения структуры мультимодели при появлении новых объектов. Для достижения поставленных целей предлагается использовать байесовский подход для выбора моделей на основании обоснованности. Новизна данной работы заключается в предложении метода построения оптимальной схемы обновления структуры мультимодели при появлении новых объектов. Достоверность результатов подтверждена экспериментальной проверкой полученных методов на реальных данных из репозитория UCI.

Введение

Решается задача инкрементального уточнения структуры мультимодели.

Постановка задачи

Пусть имеется K моделей, $k \in [1, K], \{\bar{x}_i, y_i\}_{i=1}^m$, - выборка

$$y_i = \bar{w}_k^T \bar{x}_i + \varepsilon_i, \ \varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \beta^{-1})$$

Априорное распределение на $\bar{\pi}: p(\bar{\pi}|\mu) = Dir(\bar{\pi}|\mu)$ Априорное распределение моделей: $p(\bar{w}_k) = \mathcal{N}(\bar{w}_k|0, A_k)$ Совместное правдоподобие:

$$p(\bar{y}, \bar{W}, \bar{\pi}|X, A, \beta, \mu) = Dir(\bar{\pi}|\mu) \prod_{k=1}^{K} \mathcal{N}(\bar{w}_{k}|0, A_{k}) \prod_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{K} \pi_{k} \mathcal{N}(y_{i}|\bar{w}_{k}^{T}\bar{x}_{i}\bar{w}_{k}, \beta^{-1})$$

Апостериорное распределение пропорционально:

$$p(\bar{W}, \bar{\pi}|X, \bar{y}, A, \beta, \mu) \sim \prod_{i=1}^{m} \left(\sum_{j=1}^{K} \pi_k exp\left(-\frac{\beta}{2} (y_i - \bar{w}_j^T \bar{x}_i)^2 \right) \right) *$$

$$* \prod_{k=1}^{K} \pi_k^{\mu - 1} exp(-0.5 \bar{w}_k^T A_k \bar{w}_k)$$

Для решения задачи воспользуемся вариационным ЕМ-алгоритмом со скрытой переменной $Z = ||z_{ik}||$, тогда совместное правдоподобие перепишется в виде

$$p(\bar{y}, \bar{W}, \bar{\pi}, Z | X, A, \beta, \mu) = Dir(\bar{\pi} | \mu) \prod_{k=1}^{K} \mathcal{N}(\bar{w}_k | 0, A_k) \prod_{i=1}^{m} * \left(\prod_{j=1}^{K} \pi_j \mathcal{N}(y_i | \bar{w}_k^T x_i \bar{w}_k, \beta^{-1}) \right)^{z_{ij}}$$

2 Качанов В. В. и др.

Воспользовавшись вариационным приближением: $q(\bar{\pi}, Z, W) = q(\bar{\pi}) \ q(Z) \ q(W)$

$$\log q(\bar{\pi}) = \sum_{k=1}^{K} \log \pi_{k} \left(\sum_{i=1}^{m} \mathbb{E} z_{ik} + \mu - 1 \right)$$

$$\Rightarrow q(\bar{\pi}) = Dir(\bar{\pi}|\mu + \bar{\alpha}), \ \alpha_{k} = \sum_{i=1}^{m} z_{ik}$$

$$\log q(W) \sim \sum_{i=1}^{m} -\frac{1}{2} \bar{w}_{k}^{T} A_{k} \bar{w}_{k} + \sum_{i=1}^{m} \sum_{l=1}^{K} \mathbb{E} z_{il} \frac{\beta}{2} \left(\bar{w}_{l}^{T} x_{i} x_{i}^{T} A_{k} \bar{w}_{l} - 2 y_{i} \bar{w}_{l}^{T} x_{i} \right)$$

$$q(\bar{w}_{k}) = \mathcal{N}(\bar{w}_{k}|m_{k}, \Sigma_{k}^{-1})$$

$$\log q(Z) \sim \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{m} z_{ik} \left(\mathbb{E} \log \pi_{k} - \frac{\beta}{2} (y_{i} - \bar{w}_{k}^{T} \bar{x}_{i})^{2} \right) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow p(z_{ik} = 1) = C \exp \left(\mathbb{E} \log \pi_{k} - \frac{\beta}{2} (y_{i} - \bar{w}_{k}^{T} \bar{x}_{i})^{2} \right)$$

$$\mathbb{E}_{q} \log p(\bar{y}, \bar{p}, W, Z | X, A, \beta, \mu) = \mathcal{F}(A, \beta) \propto$$

$$\sum_{k=1}^{K} ((\mu + 2\alpha_{k} - 1) \mathbb{E} \log \bar{\pi}_{k} - \frac{1}{2} \mathbb{E} \bar{w}_{k}^{T} A_{k}^{-1} \bar{w}_{k} + \frac{1}{2} \log \det A_{k}^{-1} +$$

$$\sum_{i=1}^{m} \mathbb{E} z_{ik} (\log \beta - \frac{\beta}{2} \mathbb{E} (y_{i} - \bar{w}_{k}^{T} \bar{x}_{i})^{2})$$

$$\frac{\partial \mathcal{F}}{\partial A_{k}^{-1}} = 0 \Rightarrow \tilde{A}_{k} = Diag \left(\mathbb{E} (w_{k}^{i})^{2} \right)$$

$$\frac{\partial \mathcal{F}}{\partial A_{k}^{-1}} = 0 \Rightarrow \tilde{A}_{k} = Diag \left(\mathbb{E} (w_{k}^{i})^{2} \right)$$

$$\sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{m} \mathbb{E} z_{ik} \left(y_{i} - \bar{w}_{k}^{T} \bar{x}_{i} \right)^{2}$$

$$\sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{m} \mathbb{E} z_{ik} \left(y_{i} - \bar{w}_{k}^{T} \bar{x}_{i} \right)^{2}$$

Вывод

В ходе работы было изучено введение в байесовскую статистику. Далее была построена и обучена линейная мультимодель а также протестирована на синтетической выборке. Полученные матожидания векторов весов моделей совпадают с истинными векторами весов в пределах погрешности. В дальнейшем планируется построить алгоритм моделирования изменений параметров моделей во времени. А также учитывать скачкообразные изменения в модели.

Литература

- [1] Адуенко А. А. Выбор мультимоделей в задачах классификации, 2017.
- [2] Bihsop C.M. Pattern recognition and machine learning Berlin: Springer, 2006.

- [3] $MacKay\ D.J.C$ The evidence framework applied to classification networks $Neural\ computation\ 4.5,\ 1992.\ Pp.\ 720-736.$
- [4] Gelman A. Bayesian data analysis Florida: Chapman and Hall/CRC, 2013.
- [5] Motrenko A., Strijov V., Weber G.-W. Sample size determination for logistic regression. Journal of Computational and Applied Mathematics, 2014. Vol. 255, Pp. 743-752.