

Ю. С. Харин (Минск, БГУ). **Цепи Маркова высокого порядка: мало-параметрические модели и их вероятностно-статистический анализ.**

Универсальной математической моделью для реальных процессов с дискретным временем $t \in \mathbf{N}$, конечным пространством значений $\mathbf{A} = \{0, 1, \dots, N-1\}$, $2 \leq N < +\infty$, и заданной достаточно большой глубиной памяти $s \in \mathbf{N}$ является однородная цепь Маркова s -го порядка ЦМ(s) $x_t \in \mathbf{A}$ на вероятностном пространстве $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$, определяемая обобщенным марковским свойством ($t > s$):

$$\mathbf{P}\{x_t=i_t|x_{t-1}=i_{t-1}, \dots, x_1=i_1\} = \mathbf{P}\{x_t=i_t|x_{t-1}=i_{t-1}, \dots, x_{t-s}=i_{t-s}\} = p_{i_{t-s}, \dots, i_t},$$

где $P=(p_{j_1, \dots, j_{s+1}})$ — $(s+1)$ -мерная матрица вероятностей одношаговых переходов.

К сожалению, число независимых параметров ЦМ(s) экспоненциально растет при увеличении глубины памяти s : $D_{\text{ЦМ}(s)} = N^{s+1} - 1$, и для идентификации этой модели необходимы реализации огромной длительности порядка $O(N^{s+1})$. Чтобы преодолеть этот парадокс размерности предлагается использовать так называемые мало-параметрические модели [1] цепей Маркова s -го порядка, определяемые малым числом параметров $d \ll D_{\text{ЦМ}(s)}$.

В работе рассматриваются следующие малопараметрические модели цепей Маркова высокого порядка: модель Джекобса–Льюиса [1]

$$p_{j_1, \dots, j_{s+1}} = (1 - \rho)\pi_{i_{s+1}} + \sum_{j=1}^s \lambda_j \cdot \delta_{i_{s-j+1}, i_{s+1}}, \quad i_1, \dots, i_{s+1} \in \mathbf{A},$$

где δ_{jk} — символ Кронеккера, $\rho \in (0, 1)$ и дискретные вероятностные распределения $\{\pi_i : i \in \mathbf{A}\}$, $\{\lambda_j : j \in \{1, \dots, s\}\}$ являются параметрами модели (их число $d = N + s - 1$); МТД-модель Рафтери [1]

$$p_{i_1, \dots, i_{s+1}} = \sum_{j=1}^s \lambda_j q_{i_j, i_{s+1}}, \quad i_1, \dots, i_{s+1} \in \mathbf{A},$$

где $d = N^2 + s - 1$; параметрами этой модели являются стохастическая $(N \times N)$ -матрица $Q = (q_{ik})$ и дискретное распределение вероятностей $\{\lambda_j\}$; цепь Маркова s -го порядка с r частичными связями ЦМ(s, r) [2]; цепь Маркова условного порядка [3]. Для этих малопараметрических моделей установлены вероятностные свойства, в том числе, критерии эргодичности, а также решены задачи статистического оценивания параметров и проверки гипотез по наблюдаемой реализации $X_1^n = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbf{A}^n$. Проиллюстрируем некоторые результаты для ЦМ(s, r).

Цепь Маркова s -го порядка с r частичными связями определяется следующей параметризацией матрицы \mathbf{P} :

$$p_{i_1, \dots, i_{s+1}} = p_{j_1^{s+1}} = q_{j_{m_1}, \dots, j_{m_r}, j_{s+1}},$$

где $J_1^{s+1} = (j_1, j_2, \dots, j_{s+1}) \in \mathbf{A}^{s+1}$ — мультииндекс, r — число связей ($1 \leq r \leq s$); $M_1^r = (m_1, m_2, \dots, m_r)$ — целочисленный вектор с r упорядоченными компонентами, $1 = m_1 < m_2 < \dots < m_r \leq s$, называемый шаблоном связей; $Q = (q_{J_1^{r+1}})$ есть стохастическая матрица размера $(r+1) \times (r+1)$. Если $r = s$, то ЦМ (s, s) совпадает с полностью связной цепью Маркова ЦМ (s) .

Теорема 1. ЦМ (s, r) эргодична тогда и только тогда, когда

$$\exists i \in \mathbf{N} : \min_{J_1^s, J_{s+1+i}^{2s+i}} \sum_{J_{s+1}^{s+i} \in \mathbf{A}^i} \prod_{k=1}^{s+i} q_{j_{k+m_1-1}, \dots, j_{k+m_r-1}, j_{k+s}} > 0.$$

Обозначим:

$$H(\{\mu_{J_1^{r+1}}\}) = - \sum_{J_1^{r+1} \in \mathbf{A}^{r+1}} \mu_{J_1^{r+1}}(M_1^r) \ln(\mu_{J_1^{r+1}}(M_1^r) / \mu_{J_1^{r+1}}(M_1^r)) \geq 0,$$

$$F(J_i^{i+s-1}; M_1^r) = (j_{i+m_1-1}, \dots, j_{i+m_r-1}),$$

$$\hat{\mu}_{J_1^{r+1}}(M_1^r) = (n-s)^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} \delta_F(X_t^{t+s-1}; M_1^r)_{J_1^r} \delta_{x_{t+s}, j_{r+1}}.$$

Теорема 2. Оценка максимального правдоподобия (ОМП) для матрицы Q имеет вид:

$$\hat{q}_{J_1^{r+1}} = \{\hat{\mu}_{J_1^{r+1}}(M_1^r) / \hat{\mu}_{J_1^{r+1}}(M_1^r), \text{ если } \hat{\mu}_{J_1^{r+1}} > 0; N^{-1} \text{ иначе}\}, \quad J_1^{r+1} \in \mathbf{A}^{r+1}.$$

Если выполнено условие эргодичности и ЦМ (s, r) стационарна, то при $n \rightarrow +\infty$ уклонение $\hat{Q} - Q$ распределено асимптотически нормально с известной асимптотической ковариацией.

Теорема 3. Если s, r известны, то ОМП для шаблона M_1^r имеет вид $\hat{M}_1^r = \arg \min_{M_1^r} H(\{\hat{\mu}_{J_1^{r+1}}\})$; для стационарной ЦМ (s, r) эта оценка состоятельна при $n \rightarrow +\infty$: $\hat{M}_1^r \xrightarrow{\mathbf{P}} M_1^r$.

Теория иллюстрируется численными результатами.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Харин Ю. С. Оптимальность и робастность в статистическом прогнозировании. Минск: БГУ, 2008.
2. Харин Ю. С., Петлицкий А. И. Цепь Маркова s -го порядка с r частичными связями и статистические выводы о ее параметрах. — Дискретн. матем., 2007, т. 12, в. 2, с. 109–130.
3. Харин Ю. С., Мальцев М. В. Алгоритмы статистического анализа цепей Маркова с условной глубиной памяти. — Информатика, 2011, № 1, с. 34–43.