

Секция «Теория вероятностей и математическая статистика»
Асимптотика апостериорного распределения

Заикин Артем Александрович

Аспирант

Казанский (Приволжский) федеральный университет, Казань, Россия

E-mail: Kaskrin@gmail.com

Пусть наблюдается выборка $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)^T$ с наблюдениями из $\mathfrak{X} \subseteq \mathbb{R}$. Пусть далее распределение \mathbf{P}_θ наблюдения происходит из класса распределений, индексированного одномерным параметром $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$. Кроме того, у распределения с.в. X_1 существует плотность $p(x|\theta) = d\mathbf{P}_\theta/d\nu$. Обозначим $p_n(\mathbf{X}|\theta) = \prod_{i=1}^n p(X_i|\theta)$. Пусть θ есть реализация случайной величины ϑ из распределения \mathbf{G} с плотностью $g(\theta)$ по лебеговской мере. Обозначим символом \mathbf{P} совместную меру распределения ϑ и \mathbf{X} . Тогда \mathbf{P}_θ будет условным распределением \mathbf{X} при значении $\vartheta = \theta$.

Известный результат Бернштейна-фон Мизеса гласит о том, что при довольно слабых условиях условное распределение параметра ϑ при значении выборки $\mathbf{X} = x^{(n)}$ (апостериорное распределение) асимптотически нормально, причем предел не зависит от априорного распределения \mathbf{G} . Иногда точности этого утверждения может быть не достаточно, и поэтому возникает необходимость в асимптотических разложениях.

Ставится задача найти асимптотическое разложение апостериорного распределения по степеням $n^{-1/2}$ в некоторой точке θ_0 , а именно, для заданного k найти такие величины $H_m(A, x^{(n)})$, что для любого $\varepsilon > 0$ существует $C > 0$ такое, что

$$\sup_n \mathbf{P}_{\theta_0} \left\{ \left| \mathbf{P}(\sqrt{n}\vartheta \in A|\mathbf{X}) - \sum_{m=0}^k n^{-m/2} H_m(A, \mathbf{X}) \right| > C n^{-(k+1)/2} \right\} < \varepsilon,$$

$$\sup_n \mathbf{P}_{\theta_0} \{ |H_m(A, \mathbf{X})| > C n^{-m/2} \} < \varepsilon, \quad 0 \leq m \leq k.$$

К настоящему моменту было получено несколько результатов, касающихся асимптотических разложений в похожих условиях. Однако все они касались оценок параметра (так, что $A = A(\mathbf{X})$). Стоит отметить работы Джонсона, Гусева и Венга, проведенные в этом направлении.

Пусть $\Phi(x)$ – функция распределения стандартного нормального закона. \mathbf{E}_θ – математическое ожидание, отвечающее \mathbf{P}_θ . Кроме того,

$$l_i(\theta) = \ln p(x_i|\theta), \quad \Delta_m(\theta) = \sum_{i=1}^n l_i^{(m)}(\theta), \quad \pi_m(\theta) = \frac{d^m}{d\theta^m} \ln g(\theta),$$

$$I(\theta) = \mathbf{E}_\theta \left(l_1^{(1)}(\theta) \right)^2, \quad \Phi_\Delta(x) = \Phi \left(\left(x - \frac{\Delta_1(\theta_0)}{\sqrt{n}I(\theta_0)} \right) \sqrt{I(\theta_0)} \right).$$

Перечислим условия, налагаемые на плотности p и g , а также особые условия в фиксированной точке $\theta_0 \in \Theta$:

- 1) Для $\theta \neq \lambda$ выполняется $\int |p(x|\theta) - p(x|\lambda)| \nu(dx) > 0$.
- 2) Существует $\delta_1 > 0$ такое, что $\sup_{\Theta} |\theta - \theta_0|^{\delta_1} \int \sqrt{p(x|\theta)p(x|\theta_0)} \nu(dx) < \infty$.
- 3) Функция $p(x|\theta)$ определена для каждого $x \in \mathfrak{X}$, непрерывна на $\bar{\Theta}$, имеет $k+3$ ($k \geq 1$) непрерывных производных на Θ .
- 4) $\mathbf{E}_{\theta_0} \left(l_1^{(2)} \right)^2 < \infty$.
- 5) При $i = 3, \dots, k+3$ $\mathbf{E}_{\theta_0} \left| l_1^{(i)} \right| < \infty$.

- 6) Существует $\delta_2 \geq 0$ такое, что $\sup_{\theta \in \Theta} (1 + |\theta|^{\delta_2})^{-1} I(\theta) < \infty$.
- 7) $I(\theta) > 0$ для всех $\theta \in \Theta$.
- 8) g имеет $k + 1$ непрерывные производные на Θ .

Введем дополнительные обозначения. $I_1(m, v)$ – множество индексов (i_1, \dots, i_m) , которые удовлетворяют

$$\sum_{j=1}^m i_j = v, \quad i_j > 0, \quad j = \overline{1, m}.$$

Пусть далее

$$S_n(z) = \sqrt{n}(\Theta - \theta_0) \cap (-\infty, z); \quad F_m(z) = \int_{S_n(z)} h^m d\Phi_{\Delta}(h).$$

Основной результат доклада: при выполнении условий 1)-8) существует $n_0 \in \mathbb{N}$, что для всех $n > n_0$ справедливо разложение апостериорного распределения $\sqrt{n}\vartheta$ при значениях выборки $\mathbf{X} = x^{(n)}$:

$$\mathbf{P}(\sqrt{n}(\vartheta - \theta_0) < z | \mathbf{X} = x^{(n)}) = V_0^{-1} \left(\Phi_{\Delta}(z) + \sum_{m=1}^k n^{-m/2} H_m(z) \right) + n^{-(k+1)/2} \xi,$$

где

$$H_m(z) = f_m(z) + \sum_{j=1}^{m-1} V_j f_{m-j}(z), \quad m = \overline{1, k},$$

$$V_0 = \Phi_{\Delta}(\infty),$$

$$V_m = \sum_{j=1}^m (-1)^j V_0^{-j} \sum_{I_1(j, m)} \prod_{l=1}^j f_{i_l}(\infty), \quad m = \overline{1, k},$$

$$f_m(z) = \sum_{j=1}^m \frac{1}{j!} \sum_{I_1(j, m)} \prod_{l=1}^j q_{i_l}(z), \quad m = \overline{1, k},$$

$$q_1(z) = F_1(z) \pi_1(\theta_0) + F_2(z) \frac{\Delta_2(\theta_0) + nI(\theta_0)}{2\sqrt{n}} + F_3(z) \frac{\Delta_3(\theta_0)}{6n},$$

$$q_m(z) = F_m(z) \frac{\pi_m(\theta_0)}{m!} + F_{m+2}(z) \frac{\Delta_{m+2}(\theta_0)}{n(m+2)!}, \quad m = \overline{2, k},$$

причем $H_m(z)$ для всех $z \in \mathbb{R}$ и остаток ξ – равномерно по n ограниченные случайные величины.

Источники и литература

- 1) R.A. Johnson, Asymptotic expansions associated with posterior distributions. // The Annals of Mathematical Statistics, Vol. 41, No. 3, 1970 – 851-864.
- 2) С.И.Гусев, Асимптотические разложения, связанные с некоторыми статистическими оценками в гладком случае. I. Разложения случайных величин. // Теория вероятностей и ее применения, Том XX, 3. – М.: Наука, 1975. – 488-514.
- 3) R.C.Weng, C.-H.Hsu, A Study of Expansions of Posterior Distributions // Communications in Statistics—Theory and Methods, 42, 2013 – 346-364. 2010 – 741-764.