

Теория Вероятностей и Статистика

Дельта метод и инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Потанин Богдан Станиславович

старший преподаватель, кандидат экономических наук

2021-2022

- Вспомним, что характеристики распределения (вероятности, математическое ожидание, медиана и т.д.) являются функциями от параметров распределений. Ранее мы использовали это для того, чтобы оценивать характеристики распределений при помощи оценок параметров распределений.

- Вспомним, что характеристики распределения (вероятности, математическое ожидание, медиана и т.д.) являются функциями от параметров распределений. Ранее мы использовали это для того, чтобы оценивать характеристики распределений при помощи оценок параметров распределений.
- Если при этом мы использовали состоятельную оценку параметра распределения, то, при соблюдении некоторых условий, получали состоятельную оценку характеристики распределения. Например, в случае с экспоненциальным распределением полученная при помощи метода моментов состоятельная оценка $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ использовалась для получения состоятельной оценки дисперсии $Var(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = \bar{X}_n^2$.

- Вспомним, что характеристики распределения (вероятности, математическое ожидание, медиана и т.д.) являются функциями от параметров распределений. Ранее мы использовали это для того, чтобы оценивать характеристики распределений при помощи оценок параметров распределений.
- Если при этом мы использовали состоятельную оценку параметра распределения, то, при соблюдении некоторых условий, получали состоятельную оценку характеристики распределения. Например, в случае с экспоненциальным распределением полученная при помощи метода моментов состоятельная оценка $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ использовалась для получения состоятельной оценки дисперсии $Var(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = \bar{X}_n^2$.
- Ранее мы показали, что оценки, полученные с помощью метода максимального правдоподобия, обладают рядом хороших свойств: состоятельность, асимптотическая эффективность и асимптотическая нормальность.

- Вспомним, что характеристики распределения (вероятности, математическое ожидание, медиана и т.д.) являются функциями от параметров распределений. Ранее мы использовали это для того, чтобы оценивать характеристики распределений при помощи оценок параметров распределений.
- Если при этом мы использовали состоятельную оценку параметра распределения, то, при соблюдении некоторых условий, получали состоятельную оценку характеристики распределения. Например, в случае с экспоненциальным распределением полученная при помощи метода моментов состоятельная оценка $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ использовалась для получения состоятельной оценки дисперсии $Var(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = \bar{X}_n^2$.
- Ранее мы показали, что оценки, полученные с помощью метода максимального правдоподобия, обладают рядом хороших свойств: состоятельность, асимптотическая эффективность и асимптотическая нормальность.
- Будут ли сохраняться эти благоприятные свойства для оценок характеристик распределения, если для построения этих оценок мы воспользуемся ММП оценками? Свойство инвариантности гарантирует, при определенных условиях, положительный ответ на данный вопрос. Например, поскольку $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ является также ММП оценкой, то оценка $Var(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = \bar{X}_n^2$ будет не только состоятельной, но и асимптотически нормальной и асимптотически эффективной.

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

- Тогда для функции $g(\cdot)$ с ненулевой производной $g'(\mu) \neq 0$ справедливо:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

- Тогда для функции $g(\cdot)$ с ненулевой производной $g'(\mu) \neq 0$ справедливо:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

- На практике при достаточно большом $n \geq 100$ можно предположить, что при соблюдении обозначенных условий:

$$X_n \dot{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n) \implies g(X_n) \dot{\sim} \mathcal{N}(g(\mu), \sigma^2 (g'(\mu))^2/n)$$

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

- Тогда для функции $g(\cdot)$ с ненулевой производной $g'(\mu) \neq 0$ справедливо:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

- На практике при достаточно большом $n \geq 100$ можно предположить, что при соблюдении обозначенных условий:

$$X_n \dot{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n) \implies g(X_n) \dot{\sim} \mathcal{N}(g(\mu), \sigma^2 (g'(\mu))^2/n)$$

Пример: имеется последовательность X_1, X_2, \dots , где $X_i \sim U(2, 8)$. При помощи дельта метода найдем асимптотическое распределение $g(\bar{X}_n) = (\bar{X}_n)^3$.

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

- Тогда для функции $g(\cdot)$ с ненулевой производной $g'(\mu) \neq 0$ справедливо:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

- На практике при достаточно большом $n \geq 100$ можно предположить, что при соблюдении обозначенных условий:

$$X_n \dot{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n) \implies g(X_n) \dot{\sim} \mathcal{N}(g(\mu), \sigma^2 (g'(\mu))^2/n)$$

Пример: имеется последовательность X_1, X_2, \dots , где $X_i \sim U(2, 8)$. При помощи дельта метода найдем асимптотическое распределение $g(\bar{X}_n) = (\bar{X}_n)^3$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $\bar{X}_n \dot{\sim} \mathcal{N}(5, 3/n)$, где $\mu = 5$ и $\sigma^2 = 3$.

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

- Тогда для функции $g(\cdot)$ с ненулевой производной $g'(\mu) \neq 0$ справедливо:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

- На практике при достаточно большом $n \geq 100$ можно предположить, что при соблюдении обозначенных условий:

$$X_n \dot{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n) \implies g(X_n) \dot{\sim} \mathcal{N}(g(\mu), \sigma^2 (g'(\mu))^2/n)$$

Пример: имеется последовательность X_1, X_2, \dots , где $X_i \sim U(2, 8)$. При помощи дельта метода найдем асимптотическое распределение $g(\bar{X}_n) = (\bar{X}_n)^3$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $\bar{X}_n \dot{\sim} \mathcal{N}(5, 3/n)$, где $\mu = 5$ и $\sigma^2 = 3$. Поскольку $g'(5) = 3 \times 5^2 = 75 \neq 0$, то вследствие дельта метода:

$$(\bar{X}_n)^3 \dot{\sim} \mathcal{N}(5^3, 3 \times 75^2/n) = \mathcal{N}(125, 16875/n)$$

Дельта метод

Формулировка

- Рассмотрим последовательность случайных величин X_1, X_2, \dots такую, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

- Тогда для функции $g(\cdot)$ с ненулевой производной $g'(\mu) \neq 0$ справедливо:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

- На практике при достаточно большом $n \geq 100$ можно предположить, что при соблюдении обозначенных условий:

$$X_n \dot{\sim} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n) \implies g(X_n) \dot{\sim} \mathcal{N}(g(\mu), \sigma^2 (g'(\mu))^2/n)$$

Пример: имеется последовательность X_1, X_2, \dots , где $X_i \sim U(2, 8)$. При помощи дельта метода найдем асимптотическое распределение $g(\bar{X}_n) = (\bar{X}_n)^3$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $\bar{X}_n \dot{\sim} \mathcal{N}(5, 3/n)$, где $\mu = 5$ и $\sigma^2 = 3$. Поскольку $g'(5) = 3 \times 5^2 = 75 \neq 0$, то вследствие дельта метода:

$$(\bar{X}_n)^3 \dot{\sim} \mathcal{N}(5^3, 3 \times 75^2/n) = \mathcal{N}(125, 16875/n)$$

Для примера рассчитаем следующую вероятность:

$$P\left((\bar{X}_{1000})^3 \leq 130\right) \approx \Phi\left(\frac{130 - 125}{\sqrt{16875/1000}}\right) \approx \Phi(1.217) \approx 0.888$$

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$.

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$.

Дельта метод

Дополнительные примеры

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$. С помощью дельта метода найдем приближительное распределение для $g(\chi_n^2) = \sqrt{\chi_n^2}$.

Дельта метод

Дополнительные примеры

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$. С помощью дельта метода найдем приближительное распределение для $g(\chi_n^2) = \sqrt{\chi_n^2}$. Сперва рассмотрим $g(X_n)$ и, учитывая что $g'(1) = 1/(2\sqrt{1}) = 0.5 \neq 0$, получаем:

$$\sqrt{X_n} \dot{\sim} \mathcal{N}(\sqrt{1}, (2/n) \times 0.5^2) = \mathcal{N}(1, 0.5/n) \implies \sqrt{\chi_n^2} = \sqrt{nX_n} = \sqrt{n}\sqrt{X_n} \dot{\sim} \sqrt{n}\mathcal{N}(1, 0.5/n) = \mathcal{N}(\sqrt{n}, 0.5)$$

Дельта метод

Дополнительные примеры

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$. С помощью дельта метода найдем приближительное распределение для $g(\chi_n^2) = \sqrt{\chi_n^2}$. Сперва рассмотрим $g(X_n)$ и, учитывая что $g'(1) = 1/(2\sqrt{1}) = 0.5 \neq 0$, получаем:

$$\sqrt{X_n} \dot{\sim} \mathcal{N}\left(\sqrt{1}, (2/n) \times 0.5^2\right) = \mathcal{N}(1, 0.5/n) \implies \sqrt{\chi_n^2} = \sqrt{nX_n} = \sqrt{n}\sqrt{X_n} \dot{\sim} \sqrt{n}\mathcal{N}(1, 0.5/n) = \mathcal{N}(\sqrt{n}, 0.5)$$

Для примера рассчитаем вероятность:

$$P(\sqrt{\chi_{100}^2} \leq 10.5) \approx \Phi\left(\frac{10.5 - \sqrt{100}}{\sqrt{0.5}}\right) = \Phi(\sqrt{0.5}) \approx 0.76$$

Дельта метод

Дополнительные примеры

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$. С помощью дельта метода найдем приближительное распределение для $g(\chi_n^2) = \sqrt{\chi_n^2}$. Сперва рассмотрим $g(X_n)$ и, учитывая что $g'(1) = 1/(2\sqrt{1}) = 0.5 \neq 0$, получаем:

$$\sqrt{X_n} \dot{\sim} \mathcal{N}\left(\sqrt{1}, (2/n) \times 0.5^2\right) = \mathcal{N}(1, 0.5/n) \implies \sqrt{\chi_n^2} = \sqrt{n}X_n = \sqrt{n}\sqrt{X_n} \dot{\sim} \sqrt{n}\mathcal{N}(1, 0.5/n) = \mathcal{N}(\sqrt{n}, 0.5)$$

Для примера рассчитаем вероятность:

$$P(\sqrt{\chi_{100}^2} \leq 10.5) \approx \Phi\left(\frac{10.5 - \sqrt{100}}{\sqrt{0.5}}\right) = \Phi(\sqrt{0.5}) \approx 0.76$$

Примечание: убедитесь, что по аналогии не удастся аппроксимировать распределение $\sin(\chi_n^2)$.

Дельта метод

Дополнительные примеры

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$. С помощью дельта метода найдем приближительное распределение для $g(\chi_n^2) = \sqrt{\chi_n^2}$. Сперва рассмотрим $g(X_n)$ и, учитывая что $g'(1) = 1/(2\sqrt{1}) = 0.5 \neq 0$, получаем:

$$\sqrt{X_n} \dot{\sim} \mathcal{N}\left(\sqrt{1}, (2/n) \times 0.5^2\right) = \mathcal{N}(1, 0.5/n) \implies \sqrt{\chi_n^2} = \sqrt{nX_n} = \sqrt{n}\sqrt{X_n} \dot{\sim} \sqrt{n}\mathcal{N}(1, 0.5/n) = \mathcal{N}(\sqrt{n}, 0.5)$$

Для примера рассчитаем вероятность:

$$P(\sqrt{\chi_{100}^2} \leq 10.5) \approx \Phi\left(\frac{10.5 - \sqrt{100}}{\sqrt{0.5}}\right) = \Phi(\sqrt{0.5}) \approx 0.76$$

Примечание: убедитесь, что по аналогии не удастся аппроксимировать распределение $\sin(\chi_n^2)$.

- Найдем асимптотическое распределение оценки параметра экспоненциального распределения $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$.

Дельта метод

Дополнительные примеры

- Имеется последовательность Хи-квадрат случайных величин $\chi_1^2, \chi_2^2, \dots$, где $\chi_i^2 \sim \chi^2(i)$. Используя ЦПТ, нетрудно показать, что $X_n = (\chi_n^2/n) \dot{\sim} \mathcal{N}(1, 2/n)$, где $\mu = 1$ и $\sigma^2 = 2$. С помощью дельта метода найдем приближительное распределение для $g(\chi_n^2) = \sqrt{\chi_n^2}$. Сперва рассмотрим $g(X_n)$ и, учитывая что $g'(1) = 1/(2\sqrt{1}) = 0.5 \neq 0$, получаем:

$$\sqrt{X_n} \dot{\sim} \mathcal{N}\left(\sqrt{1}, (2/n) \times 0.5^2\right) = \mathcal{N}(1, 0.5/n) \implies \sqrt{\chi_n^2} = \sqrt{n}X_n = \sqrt{n}\sqrt{X_n} \dot{\sim} \sqrt{n}\mathcal{N}(1, 0.5/n) = \mathcal{N}(\sqrt{n}, 0.5)$$

Для примера рассчитаем вероятность:

$$P(\sqrt{\chi_{100}^2} \leq 10.5) \approx \Phi\left(\frac{10.5 - \sqrt{100}}{\sqrt{0.5}}\right) = \Phi(\sqrt{0.5}) \approx 0.76$$

Примечание: убедитесь, что по аналогии не удастся аппроксимировать распределение $\sin(\chi_n^2)$.

- Найдем асимптотическое распределение оценки параметра экспоненциального распределения $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$. В силу ЦПТ $\bar{X}_n \dot{\sim} (1/\lambda, (1/\lambda^2)/n)$, а значит, полагая $g(\bar{X}_n) = \hat{\lambda}_n$ и применяя дельта метод, имеем $g'(1/\lambda) = \lambda^2 \neq 0$, откуда:

$$\hat{\lambda}_n \dot{\sim} \mathcal{N}\left(1/(1/\lambda), ((\lambda^2)^2 / \lambda^2) / n\right) = \mathcal{N}(\lambda, \lambda^2/n)$$

- **Теорема о среднем значении:** пусть имеется функция $f(x)$, непрерывная на интервале $[a, b]$ и дифференцируемая на открытом интервале (a, b) , где $b > a$. Тогда существует константа $c \in (a, b)$, такая, что:

$$f'(c) = \frac{f(b) - f(a)}{b - a}$$

- **Теорема о среднем значении:** пусть имеется функция $f(x)$, непрерывная на интервале $[a, b]$ и дифференцируемая на открытом интервале (a, b) , где $b > a$. Тогда существует константа $c \in (a, b)$, такая, что:

$$f'(c) = \frac{f(b) - f(a)}{b - a}$$

- **Лемма:** пусть дана последовательность X_1, X_2, \dots , такая, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Тогда $X_n \xrightarrow{p} \mu$.

- **Теорема о среднем значении:** пусть имеется функция $f(x)$, непрерывная на интервале $[a, b]$ и дифференцируемая на открытом интервале (a, b) , где $b > a$. Тогда существует константа $c \in (a, b)$, такая, что:

$$f'(c) = \frac{f(b) - f(a)}{b - a}$$

- **Лемма:** пусть дана последовательность X_1, X_2, \dots , такая, что:

$$\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Тогда $X_n \xrightarrow{P} \mu$.

Интуиция (не доказательство):

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - \mu| > \varepsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(\sqrt{n}|X_n - \mu| > \sqrt{n}\varepsilon) \underset{\text{грубый переход}}{=} 2 - \lim_{n \rightarrow \infty} \Phi(\sqrt{n}\varepsilon) = 2 - 2 = 0$$

Дельта метод

Доказательство

Для простоты предположим непрерывность функции $g(\cdot)$ и, применяя теорему о среднем (mean value theorem) значении, зададим случайную величину $\tilde{\mu}$, такую, что:

$$g'(\tilde{\mu}) = \frac{g(X_n) - g(\mu)}{X_n - \mu}$$

Дельта метод

Доказательство

Для простоты предположим непрерывность функции $g(\cdot)$ и, применяя теорему о среднем (mean value theorem) значении, зададим случайную величину $\tilde{\mu}$, такую, что:

$$g'(\tilde{\mu}) = \frac{g(X_n) - g(\mu)}{X_n - \mu}$$

Из сформулированной ранее леммы известно, что $X_n \xrightarrow{P} \mu$. Покажем, что из этого следует $\tilde{\mu} \xrightarrow{P} \mu$. Поскольку $\tilde{\mu}$ лежит между \bar{X}_n и μ , то $|X_n - \mu| > |\tilde{\mu} - \mu|$, а значит при любом $\varepsilon > 0$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\tilde{\mu} - \mu| > \varepsilon) > \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - \mu| > \varepsilon) = 0$$

Дельта метод

Доказательство

Для простоты предположим непрерывность функции $g(\cdot)$ и, применяя теорему о среднем (mean value theorem) значении, зададим случайную величину $\tilde{\mu}$, такую, что:

$$g'(\tilde{\mu}) = \frac{g(X_n) - g(\mu)}{X_n - \mu}$$

Из сформулированной ранее леммы известно, что $X_n \xrightarrow{P} \mu$. Покажем, что из этого следует $\tilde{\mu} \xrightarrow{P} \mu$. Поскольку $\tilde{\mu}$ лежит между X_n и μ , то $|X_n - \mu| > |\tilde{\mu} - \mu|$, а значит при любом $\varepsilon > 0$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\tilde{\mu} - \mu| > \varepsilon) > \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - \mu| > \varepsilon) = 0$$

Используя непрерывность $g(\cdot)$ и теорему Манна-Вальда получаем $g'(\tilde{\mu}) \xrightarrow{P} g'(\mu)$.

Дельта метод

Доказательство

Для простоты предположим непрерывность функции $g(\cdot)$ и, применяя теорему о среднем (mean value theorem) значении, зададим случайную величину $\tilde{\mu}$, такую, что:

$$g'(\tilde{\mu}) = \frac{g(X_n) - g(\mu)}{X_n - \mu}$$

Из сформулированной ранее леммы известно, что $X_n \xrightarrow{P} \mu$. Покажем, что из этого следует $\tilde{\mu} \xrightarrow{P} \mu$. Поскольку $\tilde{\mu}$ лежит между X_n и μ , то $|X_n - \mu| > |\tilde{\mu} - \mu|$, а значит при любом $\varepsilon > 0$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\tilde{\mu} - \mu| > \varepsilon) > \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - \mu| > \varepsilon) = 0$$

Используя непрерывность $g(\cdot)$ и теорему Манна-Вальда получаем $g'(\tilde{\mu}) \xrightarrow{P} g'(\mu)$.

Пользуясь записанным с помощью теоремы о среднем значении выражением, получаем:

$$g(X_n) - g(\mu) = g'(\tilde{\mu})(X_n - \mu) \implies \sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) = \sqrt{n}(g'(\tilde{\mu})(X_n - \mu))$$

Дельта метод

Доказательство

Для простоты предположим непрерывность функции $g(\cdot)$ и, применяя теорему о среднем (mean value theorem) значении, зададим случайную величину $\tilde{\mu}$, такую, что:

$$g'(\tilde{\mu}) = \frac{g(X_n) - g(\mu)}{X_n - \mu}$$

Из сформулированной ранее леммы известно, что $X_n \xrightarrow{P} \mu$. Покажем, что из этого следует $\tilde{\mu} \xrightarrow{P} \mu$. Поскольку $\tilde{\mu}$ лежит между X_n и μ , то $|X_n - \mu| > |\tilde{\mu} - \mu|$, а значит при любом $\varepsilon > 0$:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\tilde{\mu} - \mu| > \varepsilon) > \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - \mu| > \varepsilon) = 0$$

Используя непрерывность $g(\cdot)$ и теорему Манна-Вальда получаем $g'(\tilde{\mu}) \xrightarrow{P} g'(\mu)$.

Пользуясь записанным с помощью теоремы о среднем значении выражением, получаем:

$$g(X_n) - g(\mu) = g'(\tilde{\mu})(X_n - \mu) \implies \sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) = \sqrt{n}(g'(\tilde{\mu})(X_n - \mu))$$

Поскольку по условию теоремы $\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$, то применяя теорему Слущкого получаем:

$$\sqrt{n}(g(X_n) - g(\mu)) = g'(\tilde{\mu})\sqrt{n}(X_n - \mu) \xrightarrow{d} g'(\mu)\mathcal{N}(0, \sigma^2) = \mathcal{N}(0, \sigma^2 (g'(\mu))^2)$$

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.
- Пользуясь асимптотической нормальностью ММП оценок и дельта методом можно найти асимптотическое распределение функций от ММП оценок:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{i(\theta)}\right) \implies \sqrt{n}(g(\hat{\theta}_n) - g(\theta)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{(g'(\theta))^2}{i(\theta)}\right)$$

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.
- Пользуясь асимптотической нормальностью ММП оценок и дельта методом можно найти асимптотическое распределение функций от ММП оценок:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{i(\theta)}\right) \implies \sqrt{n}(g(\hat{\theta}_n) - g(\theta)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{(g'(\theta))^2}{i(\theta)}\right)$$

- На практике предполагается, что $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\theta), \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}\right)$ или $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\hat{\theta}_n), \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}\right)$.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.
- Пользуясь асимптотической нормальностью ММП оценок и дельта методом можно найти асимптотическое распределение функций от ММП оценок:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{i(\theta)}\right) \implies \sqrt{n}(g(\hat{\theta}_n) - g(\theta)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{(g'(\theta))^2}{i(\theta)}\right)$$

- На практике предполагается, что $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\theta), \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}\right)$ или $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\hat{\theta}_n), \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}\right)$.
- Асимптотическая дисперсия и ее оценка имеют вид $As.Var(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}$ и $\widehat{As.Var}(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}$.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.
- Пользуясь асимптотической нормальностью ММП оценок и дельта методом можно найти асимптотическое распределение функций от ММП оценок:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{i(\theta)}\right) \implies \sqrt{n}(g(\hat{\theta}_n) - g(\theta)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{(g'(\theta))^2}{i(\theta)}\right)$$

- На практике предполагается, что $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\theta), \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}\right)$ или $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\hat{\theta}_n), \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}\right)$.
- Асимптотическая дисперсия и ее оценка имеют вид $As.Var(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}$ и $\widehat{As.Var}(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}$.

Пример: по выборке из распределения Пуассона с помощью метода максимального правдоподобия была найдена оценка $\hat{\lambda}_n = \bar{X}_n$. Найдем асимптотическое распределение и оценку асимптотической дисперсии оценки вероятности того, что наблюдение примет нулевое значение.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.
- Пользуясь асимптотической нормальностью ММП оценок и дельта методом можно найти асимптотическое распределение функций от ММП оценок:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{i(\theta)}\right) \implies \sqrt{n}(g(\hat{\theta}_n) - g(\theta)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{(g'(\theta))^2}{i(\theta)}\right)$$

- На практике предполагается, что $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\theta), \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}\right)$ или $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\hat{\theta}_n), \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}\right)$.
- Асимптотическая дисперсия и ее оценка имеют вид $As.Var(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}$ и $\widehat{As.Var}(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}$.

Пример: по выборке из распределения Пуассона с помощью метода максимального правдоподобия была найдена оценка $\hat{\lambda}_n = \bar{X}_n$. Найдем асимптотическое распределение и оценку асимптотической дисперсии оценки вероятности того, что наблюдение примет нулевое значение. В силу монотонности экспоненциальной функции применима инвариантность, вследствие которой ММП оценкой $P(X_1 = 0) = e^{-\lambda}$ будет $\hat{P}(X_1 = 0) = e^{-\hat{\lambda}_n}$.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Формулировка

- Рассмотрим ММП оценку $\hat{\theta}_n$ параметра θ .
- Если функция $g(\cdot)$ монотонна, то $g(\hat{\theta}_n)$ также является ММП оценкой, а значит обладает присущими ММП оценкам привлекательными свойствами: состоятельность, асимптотическая нормальность и асимптотическая эффективность.
- Пользуясь асимптотической нормальностью ММП оценок и дельта методом можно найти асимптотическое распределение функций от ММП оценок:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{i(\theta)}\right) \implies \sqrt{n}(g(\hat{\theta}_n) - g(\theta)) \xrightarrow{d} \mathcal{N}\left(0, \frac{(g'(\theta))^2}{i(\theta)}\right)$$

- На практике предполагается, что $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\theta), \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}\right)$ или $g(\hat{\theta}_n) \sim \mathcal{N}\left(g(\hat{\theta}_n), \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}\right)$.
- Асимптотическая дисперсия и ее оценка имеют вид $As.Var(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\theta))^2}{ni(\theta)}$ и $\widehat{As.Var}(g(\hat{\theta}_n)) = \frac{(g'(\hat{\theta}_n))^2}{ni(\hat{\theta}_n)}$.

Пример: по выборке из распределения Пуассона с помощью метода максимального правдоподобия была найдена оценка $\hat{\lambda}_n = \bar{X}_n$. Найдем асимптотическое распределение и оценку асимптотической дисперсии оценки вероятности того, что наблюдение примет нулевое значение. В силу монотонности экспоненциальной функции применима инвариантность, вследствие которой ММП оценкой $P(X_1 = 0) = e^{-\lambda}$ будет $\hat{P}(X_1 = 0) = e^{-\hat{\lambda}_n}$. Напомним, что $i(\lambda) = 1/\lambda$ и вычислим $g'(\lambda) = P'(X_1 = 0) = -e^{-\lambda}$, откуда:

$$e^{-\hat{\lambda}_n} \sim \mathcal{N}\left(e^{\lambda}, \lambda e^{-2\lambda}/n\right) \quad \widehat{As.Var}\left(e^{\hat{\lambda}_n}\right) = \bar{X}_n e^{-2\bar{X}_n}/n$$

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Дополнительный пример

Время (в часах) на прохождение миссии в игре случайно взятым игроком является экспоненциальной случайной величиной с параметром λ . По выборке из времени, затраченного игроками на прохождение миссии, найдите ММП оценку дисперсии времени, затрачиваемого игроками на прохождение миссии, а также асимптотическую дисперсию данной оценки и ее оценку. По выборке из $n = 1000$ наблюдений с реализацией выборочного среднего $\bar{x}_n = 0.5$ приблизительно рассчитайте вероятность того, что ММП оценка дисперсии наблюдений превысит 0.26.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Дополнительный пример

Время (в часах) на прохождение миссии в игре случайно взятым игроком является экспоненциальной случайной величиной с параметром λ . По выборке из времени, затраченного игроками на прохождение миссии, найдите ММП оценку дисперсии времени, затрачиваемого игроками на прохождение миссии, а также асимптотическую дисперсию данной оценки и ее оценку. По выборке из $n = 1000$ наблюдений с реализацией выборочного среднего $\bar{x}_n = 0.5$ приблизительно рассчитайте вероятность того, что ММП оценка дисперсии наблюдений превысит 0.26.

Решение: поскольку ММП оценка имеет вид $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ и оцениваемая дисперсия является монотонной функцией $Var(X_1) = 1/\lambda^2$, то в силу инвариантности $\widehat{Var}(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = (\bar{X}_n)^2$.

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Дополнительный пример

Время (в часах) на прохождение миссии в игре случайно взятым игроком является экспоненциальной случайной величиной с параметром λ . По выборке из времени, затраченного игроками на прохождение миссии, найдите ММП оценку дисперсии времени, затрачиваемого игроками на прохождение миссии, а также асимптотическую дисперсию данной оценки и ее оценку. По выборке из $n = 1000$ наблюдений с реализацией выборочного среднего $\bar{x}_n = 0.5$ приблизительно рассчитайте вероятность того, что ММП оценка дисперсии наблюдений превысит 0.26.

Решение: поскольку ММП оценка имеет вид $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ и оцениваемая дисперсия является монотонной функцией $Var(X_1) = 1/\lambda^2$, то в силу инвариантности $\widehat{Var}(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = (\bar{X}_n)^2$. Поскольку $i(\lambda) = 1/\lambda^2$ и $g'(\lambda) = Var'(X_1) = -2\lambda^{-3}$, то:

$$\widehat{Var}(X_1) \sim \mathcal{N}(1/\lambda^2, (-2\lambda^{-3})^2 / (n(1/\lambda^2))) = \mathcal{N}(\lambda^{-2}, 4\lambda^{-4}/n)$$

$$As.Var(\widehat{Var}(X_1)) = 4\lambda^{-4}/n \implies As.Var(\widehat{Var}(X_1)) = 4\bar{X}_n^4/n$$

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Дополнительный пример

Время (в часах) на прохождение миссии в игре случайно взятым игроком является экспоненциальной случайной величиной с параметром λ . По выборке из времени, затраченного игроками на прохождение миссии, найдите ММП оценку дисперсии времени, затрачиваемого игроками на прохождение миссии, а также асимптотическую дисперсию данной оценки и ее оценку. По выборке из $n = 1000$ наблюдений с реализацией выборочного среднего $\bar{x}_n = 0.5$ приблизительно рассчитайте вероятность того, что ММП оценка дисперсии наблюдений превысит 0.26.

Решение: поскольку ММП оценка имеет вид $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ и оцениваемая дисперсия является монотонной функцией $Var(X_1) = 1/\lambda^2$, то в силу инвариантности $\widehat{Var}(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = (\bar{X}_n)^2$. Поскольку $i(\lambda) = 1/\lambda^2$ и $g'(\lambda) = Var'(X_1) = -2\lambda^{-3}$, то:

$$\widehat{Var}(X_1) \sim \mathcal{N}(1/\lambda^2, (-2\lambda^{-3})^2 / (n(1/\lambda^2))) = \mathcal{N}(\lambda^{-2}, 4\lambda^{-4}/n)$$

$$As.Var(\widehat{Var}(X_1)) = 4\lambda^{-4}/n \implies As.Var(\widehat{Var}(X_1)) = 4\bar{X}_n^4/n$$

Поскольку $\bar{x}_n = 0.5$, то $\hat{\lambda}_n(x) = 1/0.5 = 2$, откуда:

$$\widehat{Var}(X_1) \sim \mathcal{N}(1/2^2, 4 \times 2^{-4}/1000) = \mathcal{N}(0.25, 0.00025)$$

Инвариантность оценок метода максимального правдоподобия

Дополнительный пример

Время (в часах) на прохождение миссии в игре случайно взятым игроком является экспоненциальной случайной величиной с параметром λ . По выборке из времени, затраченного игроками на прохождение миссии, найдите ММП оценку дисперсии времени, затрачиваемого игроками на прохождение миссии, а также асимптотическую дисперсию данной оценки и ее оценку. По выборке из $n = 1000$ наблюдений с реализацией выборочного среднего $\bar{x}_n = 0.5$ приблизительно рассчитайте вероятность того, что ММП оценка дисперсии наблюдений превысит 0.26.

Решение: поскольку ММП оценка имеет вид $\hat{\lambda}_n = 1/\bar{X}_n$ и оцениваемая дисперсия является монотонной функцией $Var(X_1) = 1/\lambda^2$, то в силу инвариантности $\widehat{Var}(X_1) = 1/\hat{\lambda}_n^2 = (\bar{X}_n)^2$. Поскольку $i(\lambda) = 1/\lambda^2$ и $g'(\lambda) = Var'(X_1) = -2\lambda^{-3}$, то:

$$\widehat{Var}(X_1) \sim \mathcal{N}(1/\lambda^2, (-2\lambda^{-3})^2 / (n(1/\lambda^2))) = \mathcal{N}(\lambda^{-2}, 4\lambda^{-4}/n)$$

$$As.Var(\widehat{Var}(X_1)) = 4\lambda^{-4}/n \implies As.Var(\widehat{Var}(X_1)) = 4\bar{X}_n^4/n$$

Поскольку $\bar{x}_n = 0.5$, то $\hat{\lambda}_n(x) = 1/0.5 = 2$, откуда:

$$\widehat{Var}(X_1) \sim \mathcal{N}(1/2^2, 4 \times 2^{-4}/1000) = \mathcal{N}(0.25, 0.00025)$$

Используя полученную информацию приблизительно рассчитаем искомую вероятность:

$$P(\widehat{Var}(X_1) > 0.26) \approx 1 - \Phi\left(\frac{0.26 - 0.25}{\sqrt{0.00025}}\right) \approx 0.263545$$