

ПСАД. ВШЭ. Задачи на семинар №3.

19-20 сентября

1 Биномиальный критерий для доли

В этом задании для лучшего понимания внутренностей статистических тестов вам нужно будет самостоятельно реализовать биномиальный критерий для доли.

1. Вспомните, какое нулевое распределение имеет статистика числа успехов в выборке из распределения Бернулли с параметром p .
2. Напишите функцию, которая принимала бы на вход тройку чисел (np, nq, p_0) , где np – число успехов, nq – число неудач в выборке размера $np + nq$, p_0 – значение параметра p , задающего нулевую гипотезу. Ваша функция должна возвращать значение достигаемого уровня значимости биномиального критерия для односторонней альтернативы $H_1: p > p_0$.
3. Визуально сравните поведение значения, выдаваемые вашей функцией со стандартной реализацией `binom.test()`

2 Критерий Вальда

Поскольку оценка ММП $\hat{\theta}$ асимптотически нормальна, одним из подходов к проверке гипотезы $H_0: \theta = \theta_0$ является подход на основе статистики Вальда Z_W . Нулевая гипотеза отвергается в пользу двусторонней альтернативы $H_1: \theta \neq \theta_0$ на уровне значимости α , если

$$|Z_W| = \frac{|\hat{\theta} - \theta_0|}{\sqrt{\mathbb{D}(\hat{\theta})}} > z_{1-\alpha/2}, \quad (1)$$

Обычно для того, чтобы найти $\mathbb{D}\hat{\theta}$ пользуются также асимптотическими свойствами ММП оценок, откуда получают, что для регулярных моделей и несмещенных оценок $\hat{\theta}$ верно, что

$$\mathbb{D}\hat{\theta} \approx -\mathbb{E} \left[\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log L(X, \theta) \right]^{-1} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \rightarrow \mathbb{D}\hat{\theta} \approx - \left(\frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log L(X^n, \theta) \right)^{-1} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \quad (2)$$

Вместо матожидания по случайной величине X в формуле выше берется ее приближение по данным, что асимптотически настолько же точно, что и истинное матожидание.

1. Запишите правдоподобие распределения $Pois(\lambda)$. При каком λ эта функция достигает максимума? Выведите оценку для дисперсии $\hat{\lambda}$.
2. Рассмотрим две выборки: $\mathbf{X}_1 = (3, 5, 6, 6, 7, 10, 13, 15, 18, 22)$ и $\mathbf{X}_2 = (9, 12)$. Изобразите на графике значение логарифма правдоподобия минус максимальное значение логарифма правдоподобия для обеих выборок в зависимости от λ . Можете ли вы провести аналогию с видом графика и значением дисперсии? Можно ли сказать по графику, какая из дисперсий меньше, а какая больше?
3. Получите значение дисперсии аналитически по обоим выборкам.
4. По выборке \mathbf{X}_1 проверьте с помощью критерия Вальда гипотезу $H_0: \lambda = 9$ против альтернативы $H_1: \lambda < 9$ на уровне значимости $\alpha = 0.05$.

3 Критерий отношения правдоподобия (LRT)

Этот критерий также основан на максимизации функции правдоподобия. Идея заключается в том, что значения θ , соответствующие большим значениям функции правдоподобия, более вероятно описывают истинное распределение данных, чем те θ , при которых этот функционал имеет небольшое значение.

Чтобы избавиться от влияния абсолютных значений, в LRT рассматривается статистика отношения значения функции правдоподобия в точке, соответствующей нулевой гипотезе $H_0: \theta = \theta_0$, к значению функции правдоподобия в точке $\hat{\theta}$, соответствующей оценке ММП. То есть

$$\Lambda = \frac{L(X^n, \theta_0)}{L(X^n, \hat{\theta})}, \quad -2 \log(\Lambda) = 2[\log L(X^n, \hat{\theta}) - \log L(X^n, \theta_0)] \sim \chi_{1,1-\alpha}^2 \quad (3)$$

Последний результат о том, что $-2 \log(\Lambda) \sim \chi_{1,1-\alpha}^2$ принадлежит Уилксу и выполняется асимптотически (при больших размерах выборки).

Вам нужно:

1. Используя данные $\mathbf{X}_1 = (3, 5, 6, 6, 7, 10, 13, 15, 18, 22) \sim Pois$, нарисуйте график логарифма правдоподобия для параметра $\lambda = 2, \dots, 30$
2. На графике отметьте уровень правдоподобия, соответствующий параметрам λ , при которых нулевая гипотеза отвергается
3. С помощью функции `uniroot` найдите точные значения λ_l, λ_r , соответствующие левой и правой границе региона, где нулевая гипотеза не отвергается на уровне α против двусторонней альтернативы ($2 \log L(\mathbf{X}_1, \lambda) = 2 \log L(\mathbf{X}_1, \hat{\lambda}) - quantile(\chi_{1,0.95}^2)$)

4 Score test

Оценка ММП доставляет максимум функции правдоподобия. Вблизи этой оценки функция правдоподобия изменяется слабо (малая первая производная), а на большем удалении от точки максимума производная этой функции быстро возрастает. На поведении производной логарифма функции правдоподобия и основан так называемый score test, или критерий меток.

Пусть $H_0: \theta = \theta_0$, тогда, чем больше значение статистики S_0 , тем больше данные свидетельствуют против нулевой гипотезы в пользу альтернативы $H_1: \theta \neq \theta_0$, где

$$S_0 = \left. \frac{\partial}{\partial \theta} \log L(X^n, \theta) \right|_{\theta=\theta_0}, \quad \widehat{\mathbb{D}S_0} \approx - \left. \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log L(X^n, \theta) \right|_{\theta=\theta_0} \quad (4)$$

Численный анализ того, насколько велико отклонение от нулевой гипотезы, проводится также асимптотически с помощью сравнения с нормальным распределением, то есть, нулевая гипотеза отклоняется против двусторонней альтернативы на уровне значимости α , если

$$\frac{|S_0|}{\sqrt{\widehat{\mathbb{D}S_0}}} > z_{1-\alpha/2} \quad (5)$$

1. Для данных $\mathbf{X}_1 = (3, 5, 6, 6, 7, 10, 13, 15, 18, 22) \sim Pois$ проверьте с помощью score test гипотезу $H_0: \lambda_0 = 9$ против альтернативы $H_1: \lambda_0 < 9$
2. Сравните уровень достигаемой значимости с уровнем, полученным в задаче проверки той же гипотезы, но критерием Вальда.