

Теория Вероятностей и Статистика

Доверительные интервалы

Потанин Богдан Станиславович

доцент, научный сотрудник, кандидат экономических наук

2023-2024

- Ранее мы оценивали параметры распределения и получали так называемые **точечные оценки**.

- Ранее мы оценивали параметры распределения и получали так называемые **точечные оценки**.
- Однако, на практике, нас зачастую может интересовать не только истинное значение параметра, но и некоторый диапазон значений, которому соответствующий параметр может принадлежать с высокой вероятностью. Процедуру нахождения такого диапазона часто именуют **интервальным оцениванием**.

- Ранее мы оценивали параметры распределения и получали так называемые **точечные оценки**.
- Однако, на практике, нас зачастую может интересовать не только истинное значение параметра, но и некоторый диапазон значений, которому соответствующий параметр может принадлежать с высокой вероятностью. Процедуру нахождения такого диапазона часто именуют **интервальным оцениванием**.
- Например, нам может быть интересно оценить не только средний доход по стране, но и диапазон значений, в который средний доход попадает с вероятностью 0.99.

Доверительные интервалы

Определение

- Рассмотрим выборку $X = (X_1, \dots, X_n)$ из распределения с параметром θ .

Доверительные интервалы

Определение

- Рассмотрим выборку $X = (X_1, \dots, X_n)$ из распределения с параметром θ .
- **Доверительным интервалом** с уровнем доверия $(1 - \gamma)$, где $\gamma \in (0, 1)$, называется интервал $[T_1(X), T_2(X)]$, такой, что при любом допустимом значении параметра θ :

$$P(\theta \in [T_1(X), T_2(X)]) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

Доверительные интервалы

Определение

- Рассмотрим выборку $X = (X_1, \dots, X_n)$ из распределения с параметром θ .
- **Доверительным интервалом** с уровнем доверия $(1 - \gamma)$, где $\gamma \in (0, 1)$, называется интервал $[T_1(X), T_2(X)]$, такой, что при любом допустимом значении параметра θ :

$$P(\theta \in [T_1(X), T_2(X)]) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

- Статистики $T_1(X)$ и $T_2(X)$ именуются левой (нижней) и правой (верхней) границами доверительного интервала. Причем $P(T_2(X) \geq T_1(X)) = 1$.

Доверительные интервалы

Определение

- Рассмотрим выборку $X = (X_1, \dots, X_n)$ из распределения с параметром θ .
- **Доверительным интервалом** с уровнем доверия $(1 - \gamma)$, где $\gamma \in (0, 1)$, называется интервал $[T_1(X), T_2(X)]$, такой, что при любом допустимом значении параметра θ :

$$P(\theta \in [T_1(X), T_2(X)]) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

- Статистики $T_1(X)$ и $T_2(X)$ именуются левой (нижней) и правой (верхней) границами доверительного интервала. Причем $P(T_2(X) \geq T_1(X)) = 1$.
- Иногда говорят о $100(1 - \gamma)$ процентном доверительном интервале, подразумевая уровень доверия $(1 - \gamma)$.

Доверительные интервалы

Определение

- Рассмотрим выборку $X = (X_1, \dots, X_n)$ из распределения с параметром θ .
- **Доверительным интервалом** с уровнем доверия $(1 - \gamma)$, где $\gamma \in (0, 1)$, называется интервал $[T_1(X), T_2(X)]$, такой, что при любом допустимом значении параметра θ :

$$P(\theta \in [T_1(X), T_2(X)]) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

- Статистики $T_1(X)$ и $T_2(X)$ именуются левой (нижней) и правой (верхней) границами доверительного интервала. Причем $P(T_2(X) \geq T_1(X)) = 1$.
- Иногда говорят о $100(1 - \gamma)$ процентном доверительном интервале, подразумевая уровень доверия $(1 - \gamma)$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Рассмотрим доверительный интервал с границами $T_1(X) = 2X_1$ и $T_2(X) = 5X_1$. Обратим внимание, что $X_1/\alpha \sim U(0, 1)$ и рассчитаем уровень доверия:

Доверительные интервалы

Определение

- Рассмотрим выборку $X = (X_1, \dots, X_n)$ из распределения с параметром θ .
- Доверительным интервалом** с уровнем доверия $(1 - \gamma)$, где $\gamma \in (0, 1)$, называется интервал $[T_1(X), T_2(X)]$, такой, что при любом допустимом значении параметра θ :

$$P(\theta \in [T_1(X), T_2(X)]) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

- Статистики $T_1(X)$ и $T_2(X)$ именуются левой (нижней) и правой (верхней) границами доверительного интервала. Причем $P(T_2(X) \geq T_1(X)) = 1$.
- Иногда говорят о $100(1 - \gamma)$ процентном доверительном интервале, подразумевая уровень доверия $(1 - \gamma)$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Рассмотрим доверительный интервал с границами $T_1(X) = 2X_1$ и $T_2(X) = 5X_1$. Обратим внимание, что $X_1/\alpha \sim U(0, 1)$ и рассчитаем уровень доверия:

$$P(2X_1 \leq \alpha \leq 5X_1) = P\left(2 \leq \frac{\alpha}{X_1} \leq 5\right) = P\left(0.2 \leq \frac{X_1}{\alpha} \leq 0.5\right) = 0.5 - 0.2 = 0.3$$

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Симметричный: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/3$ и $T_2(X) = 2.5X_1$, поскольку:

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Симметричный: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/3$ и $T_2(X) = 2.5X_1$, поскольку:

$$P(5X_1/3 \leq \alpha \leq 2.5X_1) = P\left(0.4 \leq \frac{X_1}{\alpha} \leq 0.6\right) = 0.2$$

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Симметричный: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/3$ и $T_2(X) = 2.5X_1$, поскольку:

$$P(5X_1/3 \leq \alpha \leq 2.5X_1) = P\left(0.4 \leq \frac{X_1}{\alpha} \leq 0.6\right) = 0.2$$

Правосторонний: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/6$ и $T_2(X) = \infty$, поскольку:

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Симметричный: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/3$ и $T_2(X) = 2.5X_1$, поскольку:

$$P(5X_1/3 \leq \alpha \leq 2.5X_1) = P\left(0.4 \leq \frac{X_1}{\alpha} \leq 0.6\right) = 0.2$$

Правосторонний: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/6$ и $T_2(X) = \infty$, поскольку:

$$P(1.25X_1 > \alpha) = P\left(\frac{X_1}{\alpha} > 0.8\right) = 0.2$$

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Симметричный: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/3$ и $T_2(X) = 2.5X_1$, поскольку:

$$P(5X_1/3 \leq \alpha \leq 2.5X_1) = P\left(0.4 \leq \frac{X_1}{\alpha} \leq 0.6\right) = 0.2$$

Правосторонний: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/6$ и $T_2(X) = \infty$, поскольку:

$$P(1.25X_1 > \alpha) = P\left(\frac{X_1}{\alpha} > 0.8\right) = 0.2$$

Левосторонний: достаточно положить $T_1(X) = -\infty$ и $T_2(X) = 1.25$, поскольку:

Доверительные интервалы

Симметричные и односторонние доверительные интервалы

- Доверительный интервал является **симметричным**, если:

$$P(T_2 < \theta) = P(T_1 > \theta)$$

- Доверительный интервал является **левосторонним** (верхним) если $T_1(X) = -\infty$.
- Доверительный интервал является **правосторонним** (нижним) если $T_2(X) = \infty$.

Пример: имеется выборка объема $n = 1$ из равномерного распределения $X_1 \sim U(0, \alpha)$. Построим несколько доверительных интервалов с уровнем доверия 0.2.

Симметричный: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/3$ и $T_2(X) = 2.5X_1$, поскольку:

$$P(5X_1/3 \leq \alpha \leq 2.5X_1) = P\left(0.4 \leq \frac{X_1}{\alpha} \leq 0.6\right) = 0.2$$

Правосторонний: достаточно положить $T_1(X) = 5X_1/6$ и $T_2(X) = \infty$, поскольку:

$$P(1.25X_1 > \alpha) = P\left(\frac{X_1}{\alpha} > 0.8\right) = 0.2$$

Левосторонний: достаточно положить $T_1(X) = -\infty$ и $T_2(X) = 1.25$, поскольку:

$$P(\alpha \leq 1.25X_1) = P\left(0.8 \leq \frac{X_1}{\alpha}\right) = 0.2$$

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.
- Для построения симметричного доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$ достаточно найти любую центральную статистику $G(X, \theta)$ и ее распределение, исходя из которого следует вычислить квантили $G_{(\gamma/2)}$ и $G_{(1-\gamma/2)}$.

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.
- Для построения симметричного доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$ достаточно найти любую центральную статистику $G(X, \theta)$ и ее распределение, исходя из которого следует вычислить квантили $G_{(\gamma/2)}$ и $G_{(1-\gamma/2)}$. Поскольку распределение $G(X, \theta)$ не зависит от θ , то от параметра также не будут зависеть и квантили. Поэтому, пользуясь непрерывностью и строгой монотонностью $G(X, \theta)$ можно найти такие $T_1(X)$ и $T_2(X)$, что:

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.
- Для построения симметричного доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$ достаточно найти любую центральную статистику $G(X, \theta)$ и ее распределение, исходя из которого следует вычислить квантили $G_{(\gamma/2)}$ и $G_{(1-\gamma/2)}$. Поскольку распределение $G(X, \theta)$ не зависит от θ , то от параметра также не будут зависеть и квантили. Поэтому, пользуясь непрерывностью и строгой монотонностью $G(X, \theta)$ можно найти такие $T_1(X)$ и $T_2(X)$, что:

$$P\left(G_{\frac{\gamma}{2}} \leq G(X, \theta) \leq G_{1-\frac{\gamma}{2}}\right) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.
- Для построения симметричного доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$ достаточно найти любую центральную статистику $G(X, \theta)$ и ее распределение, исходя из которого следует вычислить квантили $G_{(\gamma/2)}$ и $G_{(1-\gamma/2)}$. Поскольку распределение $G(X, \theta)$ не зависит от θ , то от параметра также не будут зависеть и квантили. Поэтому, пользуясь непрерывностью и строгой монотонностью $G(X, \theta)$ можно найти такие $T_1(X)$ и $T_2(X)$, что:

$$P\left(G_{\frac{\gamma}{2}} \leq G(X, \theta) \leq G_{1-\frac{\gamma}{2}}\right) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

Пример: имеется выборка из равномерного распределения $U(0, \alpha)$. Статистика $G(X, \alpha) = \left(\frac{X_{(n)}}{\alpha}\right)^n \sim U(0, 1)$, где $X_{(n)} = \max(X_1, \dots, X_n)$, является центральной, поскольку ее распределение не зависит от α (всегда стандартное равномерное) и функция $\left(\frac{\max(x_1, \dots, x_n)}{\alpha}\right)^n$ непрерывна и строго монотонна по α .

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.
- Для построения симметричного доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$ достаточно найти любую центральную статистику $G(X, \theta)$ и ее распределение, исходя из которого следует вычислить квантили $G_{(\gamma/2)}$ и $G_{(1-\gamma/2)}$. Поскольку распределение $G(X, \theta)$ не зависит от θ , то от параметра также не будут зависеть и квантили. Поэтому, пользуясь непрерывностью и строгой монотонностью $G(X, \theta)$ можно найти такие $T_1(X)$ и $T_2(X)$, что:

$$P\left(G_{\frac{\gamma}{2}} \leq G(X, \theta) \leq G_{1-\frac{\gamma}{2}}\right) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

Пример: имеется выборка из равномерного распределения $U(0, \alpha)$. Статистика $G(X, \alpha) = \left(\frac{X_{(n)}}{\alpha}\right)^n \sim U(0, 1)$, где $X_{(n)} = \max(X_1, \dots, X_n)$, является центральной, поскольку ее распределение не зависит от α (всегда стандартное равномерное) и функция $\left(\frac{\max(x_1, \dots, x_n)}{\alpha}\right)^n$ непрерывна и строго монотонна по α . Для построения симметричного доверительного интервала уровня 0.8 рассмотрим квантили $0.1_G = 0.1$ и $0.9_G = 0.9$:

Доверительные интервалы

Алгоритм построения доверительного интервала с помощью центральной статистики

- Статистика $G(X, \theta)$ именуется **центральной**, если:
 - Распределение $G(X, \theta)$ остается неизменным при любом допустимом θ .
 - При любой реализации x функция $G(x, \theta)$ непрерывна и строго монотонна по θ .
- Через q_G обозначим квантиль уровня q центральной статистики $G(X, \theta)$ и для простоты предположим, что она имеет непрерывное распределение.
- Для построения симметричного доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$ достаточно найти любую центральную статистику $G(X, \theta)$ и ее распределение, исходя из которого следует вычислить квантили $G_{(\gamma/2)}$ и $G_{(1-\gamma/2)}$. Поскольку распределение $G(X, \theta)$ не зависит от θ , то от параметра также не будут зависеть и квантили. Поэтому, пользуясь непрерывностью и строгой монотонностью $G(X, \theta)$ можно найти такие $T_1(X)$ и $T_2(X)$, что:

$$P\left(G_{\frac{\gamma}{2}} \leq G(X, \theta) \leq G_{1-\frac{\gamma}{2}}\right) = P(T_1(X) \leq \theta \leq T_2(X)) = 1 - \gamma$$

Пример: имеется выборка из равномерного распределения $U(0, \alpha)$. Статистика $G(X, \alpha) = \left(\frac{X_{(n)}}{\alpha}\right)^n \sim U(0, 1)$, где $X_{(n)} = \max(X_1, \dots, X_n)$, является центральной, поскольку ее распределение не зависит от α (всегда стандартное равномерное) и функция $\left(\frac{\max(x_1, \dots, x_n)}{\alpha}\right)^n$ непрерывна и строго монотонна по α . Для построения симметричного доверительного интервала уровня 0.8 рассмотрим квантили $0.1_G = 0.1$ и $0.9_G = 0.9$:

$$P\left(0.1 \leq \left(\frac{X_{(n)}}{\alpha}\right)^n \leq 0.9\right) = P\left(\frac{X_{(n)}}{\sqrt[n]{0.9}} \leq \alpha \leq \frac{X_{(n)}}{\sqrt[n]{0.1}}\right) = 0.8$$

Доверительные интервалы

Проблема интерпретации

- Через $T_1(x)$ и $T_2(x)$ обозначим реализации границ доверительного интервала с уровнем доверия $(1 - \gamma)$. Через $[T_1(x), T_2(x)]$ обозначим реализацию доверительного интервала.

Доверительные интервалы

Проблема интерпретации

- Через $T_1(x)$ и $T_2(x)$ обозначим реализации границ доверительного интервала с уровнем доверия $(1 - \gamma)$. Через $[T_1(x), T_2(x)]$ обозначим реализацию доверительного интервала.
- Часто, получив реализации границ доверительного интервала для параметра θ исследователи утверждают, что параметр θ находится между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$.

Доверительные интервалы

Проблема интерпретации

- Через $T_1(x)$ и $T_2(x)$ обозначим реализации границ доверительного интервала с уровнем доверия $(1 - \gamma)$. Через $[T_1(x), T_2(x)]$ обозначим реализацию доверительного интервала.
- Часто, получив реализации границ доверительного интервала для параметра θ исследователи утверждают, что параметр θ находится между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$. Однако, такой подход к интерпретации является ошибочным, поскольку $T_1(x)$ и $T_2(x)$ не являются случайными величинами и нет никакой гарантии, что при повторении эксперимента параметр θ будет оказываться между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$.

Доверительные интервалы

Проблема интерпретации

- Через $T_1(x)$ и $T_2(x)$ обозначим реализации границ доверительного интервала с уровнем доверия $(1 - \gamma)$. Через $[T_1(x), T_2(x)]$ обозначим реализацию доверительного интервала.
- Часто, получив реализации границ доверительного интервала для параметра θ исследователи утверждают, что параметр θ находится между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$. Однако, такой подход к интерпретации является ошибочным, поскольку $T_1(x)$ и $T_2(x)$ не являются случайными величинами и нет никакой гарантии, что при повторении эксперимента параметр θ будет оказываться между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$.
- Фактически, $T_1(x)$ и $T_2(x)$ это реализации случайных величин, между которыми параметр θ мог оказаться с вероятностью $1 - \gamma$.

Доверительные интервалы

Проблема интерпретации

- Через $T_1(x)$ и $T_2(x)$ обозначим реализации границ доверительного интервала с уровнем доверия $(1 - \gamma)$. Через $[T_1(x), T_2(x)]$ обозначим реализацию доверительного интервала.
- Часто, получив реализации границ доверительного интервала для параметра θ исследователи утверждают, что параметр θ находится между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$. Однако, такой подход к интерпретации является ошибочным, поскольку $T_1(x)$ и $T_2(x)$ не являются случайными величинами и нет никакой гарантии, что при повторении эксперимента параметр θ будет оказываться между $T_1(x)$ и $T_2(x)$ с вероятностью $1 - \gamma$.
- Фактически, $T_1(x)$ и $T_2(x)$ это реализации случайных величин, между которыми параметр θ мог оказаться с вероятностью $1 - \gamma$.
- С практической точки зрения все же удобно принять $[T_1(x), T_2(x)]$ как интервальную оценку (аппроксимацию) интервала, в котором истинное значение параметра лежит с вероятностью $1 - \gamma$.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Обозначим через z_γ квантиль стандартного нормального распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $z_{1-\gamma/2} = -z_{\gamma/2}$:

$$P\left(z_{\gamma/2} \leq \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{1-\gamma/2}\right) = P\left(\bar{X}_n - z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = (1 - \gamma)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Обозначим через z_γ квантиль стандартного нормального распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $z_{1-\gamma/2} = -z_{\gamma/2}$:

$$P\left(z_{\gamma/2} \leq \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{1-\gamma/2}\right) = P\left(\bar{X}_n - z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(\mu, 25)$ и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Обозначим через z_γ квантиль стандартного нормального распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $z_{1-\gamma/2} = -z_{\gamma/2}$:

$$P\left(z_{\gamma/2} \leq \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{1-\gamma/2}\right) = P\left(\bar{X}_n - z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(\mu, 25)$ и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.9$, то $\gamma = 0.1$, откуда по таблице стандартного нормального распределения находим $z_{1-0.1/2} = z_{0.95} \approx 1.645$. Кроме того $\bar{x}_4 = (0 + 2 + 0 + 6)/4 = 2$.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Обозначим через z_γ квантиль стандартного нормального распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $z_{1-\gamma/2} = -z_{\gamma/2}$:

$$P\left(z_{\gamma/2} \leq \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{1-\gamma/2}\right) = P\left(\bar{X}_n - z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(\mu, 25)$ и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.9$, то $\gamma = 0.1$, откуда по таблице стандартного нормального распределения находим $z_{1-0.1/2} = z_{0.95} \approx 1.645$. Кроме того $\bar{x}_4 = (0 + 2 + 0 + 6)/4 = 2$.

$$\text{Реализация границ: } T_1(x) = 2 - 1.645\sqrt{\frac{25}{4}} \approx -2.1 \quad T_2(x) = 2 + 1.645\sqrt{\frac{25}{4}} \approx 6.1$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при известной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ предполагая, что параметр σ^2 известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Обозначим через z_γ квантиль стандартного нормального распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $z_{1-\gamma/2} = -z_{\gamma/2}$:

$$P\left(z_{\gamma/2} \leq \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq z_{1-\gamma/2}\right) = P\left(\bar{X}_n - z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + z_{1-\gamma/2}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}\right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(\mu, 25)$ и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.9$, то $\gamma = 0.1$, откуда по таблице стандартного нормального распределения находим $z_{1-0.1/2} = z_{0.95} \approx 1.645$. Кроме того $\bar{x}_4 = (0 + 2 + 0 + 6)/4 = 2$.

$$\text{Реализация границ: } T_1(x) = 2 - 1.645\sqrt{\frac{25}{4}} \approx -2.1 \quad T_2(x) = 2 + 1.645\sqrt{\frac{25}{4}} \approx 6.1$$

Реализация доверительного интервала: $[-2.1, 6.1]$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$P \left(\chi_{n,\gamma/2}^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n,1-\gamma/2}^2 \right) = P \left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,1-\gamma/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,\gamma/2}^2} \right) = (1 - \gamma)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$P \left(\chi_{n,\gamma/2}^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n,1-\gamma/2}^2 \right) = P \left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,1-\gamma/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,\gamma/2}^2} \right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(1, \sigma^2)$ и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$P \left(\chi_{n,\gamma/2}^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n,1-\gamma/2}^2 \right) = P \left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,1-\gamma/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,\gamma/2}^2} \right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(1, \sigma^2)$ и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.95$, то $\gamma = 0.05$, откуда по таблице хи-квадрат распределения с $n = 3$ степенями свободы находим $\chi_{3,0.05/2}^2 \approx 0.216$ и $\chi_{3,1-0.05/2}^2 \approx 9.348$. Отсюда получаем:

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$P \left(\chi_{n,\gamma/2}^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n,1-\gamma/2}^2 \right) = P \left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,1-\gamma/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,\gamma/2}^2} \right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(1, \sigma^2)$ и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.95$, то $\gamma = 0.05$, откуда по таблице хи-квадрат распределения с $n = 3$ степенями свободы находим $\chi_{3,0.05/2}^2 \approx 0.216$ и $\chi_{3,1-0.05/2}^2 \approx 9.348$. Отсюда получаем:

Реализация границ: $T_1(x) = \frac{(0-1)^2 + (1-1)^2 + (5-1)^2}{9.348} \approx 1.82$ $T_2(x) = \frac{(0-1)^2 + (1-1)^2 + (5-1)^2}{0.216} \approx 78.7$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при известном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 предполагая, что параметр μ известен.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$P \left(\chi_{n,\gamma/2}^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \leq \chi_{n,1-\gamma/2}^2 \right) = P \left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,1-\gamma/2}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{n,\gamma/2}^2} \right) = (1 - \gamma)$$

Пример: по выборке из распределения $\mathcal{N}(1, \sigma^2)$ и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.95$, то $\gamma = 0.05$, откуда по таблице хи-квадрат распределения с $n = 3$ степенями свободы находим $\chi_{3,0.05/2}^2 \approx 0.216$ и $\chi_{3,1-0.05/2}^2 \approx 9.348$. Отсюда получаем:

Реализация границ: $T_1(x) = \frac{(0-1)^2 + (1-1)^2 + (5-1)^2}{9.348} \approx 1.82$ $T_2(x) = \frac{(0-1)^2 + (1-1)^2 + (5-1)^2}{0.216} \approx 78.7$

Реализация доверительного интервала: [1.82, 78.7]

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при известных дисперсиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где σ_X^2 и σ_Y^2 известны. Построим доверительный интервал для разницы математических ожиданий $\mu_X - \mu_Y$.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при известных дисперсиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где σ_X^2 и σ_Y^2 известны. Построим доверительный интервал для разницы математических ожиданий $\mu_X - \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при известных дисперсиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где σ_X^2 и σ_Y^2 известны. Построим доверительный интервал для разницы математических ожиданий $\mu_X - \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_m) + z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}} \right]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при известных дисперсиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где σ_X^2 и σ_Y^2 известны. Построим доверительный интервал для разницы математических ожиданий $\mu_X - \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_m) + z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, 1)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, 9)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдём реализацию 99%-го доверительного интервала.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при известных дисперсиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где σ_X^2 и σ_Y^2 известны. Построим доверительный интервал для разницы математических ожиданий $\mu_X - \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_m) + z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, 1)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, 9)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдём реализацию 99%-го доверительного интервала. Поскольку $n = 2$, $m = 3$, $\bar{x}_2 = 2$, $\bar{y}_3 = 1$, $\sigma_X^2 = 1$, $\sigma_Y^2 = 9$ и $z_{0.995} \approx 2.58$, то искомая реализация равняется:

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при известных дисперсиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где σ_X^2 и σ_Y^2 известны. Построим доверительный интервал для разницы математических ожиданий $\mu_X - \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_m) - z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_m) + z_{1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, 1)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, 9)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдём реализацию 99%-го доверительного интервала. Поскольку $n = 2$, $m = 3$, $\bar{x}_2 = 2$, $\bar{y}_3 = 1$, $\sigma_X^2 = 1$, $\sigma_Y^2 = 9$ и $z_{0.995} \approx 2.58$, то искомая реализация равняется:

$$\left[(2 - 1) - 2.58 \sqrt{\frac{1}{2} + \frac{9}{3}}, (2 - 1) + 2.58 \sqrt{\frac{1}{2} + \frac{9}{3}} \right] \approx [-3.83, 5.83]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при известных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где μ_X и μ_Y известны. Построим доверительный интервал для отношения дисперсий σ_Y^2/σ_X^2 .

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при известных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где μ_X и μ_Y известны. Построим доверительный интервал для отношения дисперсий σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n, m)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при известных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где μ_X и μ_Y известны. Построим доверительный интервал для отношения дисперсий σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n, m)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при известных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где μ_X и μ_Y известны. Построим доверительный интервал для отношения дисперсий σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n, m)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(0, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(1, \sigma_Y^2)$.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при известных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где μ_X и μ_Y известны. Построим доверительный интервал для отношения дисперсий σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n, m)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(0, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(1, \sigma_Y^2)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдем реализацию 90%-го доверительного интервала для σ_X^2/σ_Y^2 :

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при известных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно, где μ_X и μ_Y известны. Построим доверительный интервал для отношения дисперсий σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n, m)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \mu_Y)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_X)^2} \frac{n}{m} F_{n,m}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(0, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(1, \sigma_Y^2)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдем реализацию 90%-го доверительного интервала для σ_X^2/σ_Y^2 :

$$\left[\frac{(1-1)^2 + (0-1)^2 + (2-1)^2}{(1-0)^2 + (3-0)^2} \frac{2}{3} 0.052, \frac{(1-1)^2 + (0-1)^2 + (2-1)^2}{(1-0)^2 + (3-0)^2} \frac{2}{3} 9.55 \right] \approx [0.007, 1.273]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дополнительный пример

Доходы программистов и аналитиков (в тысячах рублей) хорошо описываются нормальным распределением. Вы случайным образом опросили 3 программиста и 2 аналитика. Доходы программистов оказались равны 100, 80 и 120, а аналитиков – 90 и 130. Считая доходы опрошенных индивидов независимыми постройте 90% доверительный интервал для:

- Ожидаемого дохода случайно взятого программиста, если дисперсия его дохода равняется 225.
- Дисперсии дохода случайно взятого программиста, если его ожидаемый доход равен 120.
- Ожидаемой разницы в доходах случайно взятых программиста и аналитика, если их дисперсии равны и составляют 225.
- Отношения дисперсий доходов случайно взятого программиста к дисперсии дохода случайного взятого аналитика, если их ожидаемые доходы равны и составляют 100.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дополнительный пример

Доходы программистов и аналитиков (в тысячах рублей) хорошо описываются нормальным распределением. Вы случайным образом опросили 3 программиста и 2 аналитика. Доходы программистов оказались равны 100, 80 и 120, а аналитиков – 90 и 130. Считая доходы опрошенных индивидов независимыми постройте 90% доверительный интервал для:

- Ожидаемого дохода случайно взятого программиста, если дисперсия его дохода равняется 225.
- Дисперсии дохода случайно взятого программиста, если его ожидаемый доход равен 120.
- Ожидаемой разницы в доходах случайно взятых программиста и аналитика, если их дисперсии равны и составляют 225.
- Отношения дисперсий доходов случайно взятого программиста к дисперсии дохода случайного взятого аналитика, если их ожидаемые доходы равны и составляют 100.

Решение:

- $[(100 + 80 + 120)/3 - 1.645 \times \sqrt{225/3}, (100 + 80 + 120)/3 + 1.645 \times \sqrt{225/3}] \approx [85.75, 114.25]$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дополнительный пример

Доходы программистов и аналитиков (в тысячах рублей) хорошо описываются нормальным распределением. Вы случайным образом опросили 3 программиста и 2 аналитика. Доходы программистов оказались равны 100, 80 и 120, а аналитиков – 90 и 130. Считая доходы опрошенных индивидов независимыми постройте 90% доверительный интервал для:

- Ожидаемого дохода случайно взятого программиста, если дисперсия его дохода равняется 225.
- Дисперсии дохода случайно взятого программиста, если его ожидаемый доход равен 120.
- Ожидаемой разницы в доходах случайно взятых программиста и аналитика, если их дисперсии равны и составляют 225.
- Отношения дисперсий доходов случайно взятого программиста к дисперсии дохода случайного взятого аналитика, если их ожидаемые доходы равны и составляют 100.

Решение:

- $[(100 + 80 + 120)/3 - 1.645 \times \sqrt{225/3}, (100 + 80 + 120)/3 + 1.645 \times \sqrt{225/3}] \approx [85.75, 114.25]$
- $\left[\frac{(100-120)^2 + (80-120)^2 + (120-120)^2}{7.81}, \frac{(100-120)^2 + (80-120)^2 + (120-120)^2}{0.35} \right] \approx [256.08, 5714.29]$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дополнительный пример

Доходы программистов и аналитиков (в тысячах рублей) хорошо описываются нормальным распределением. Вы случайным образом опросили 3 программиста и 2 аналитика. Доходы программистов оказались равны 100, 80 и 120, а аналитиков – 90 и 130. Считая доходы опрошенных индивидов независимыми постройте 90% доверительный интервал для:

- Ожидаемого дохода случайно взятого программиста, если дисперсия его дохода равняется 225.
- Дисперсии дохода случайно взятого программиста, если его ожидаемый доход равен 120.
- Ожидаемой разницы в доходах случайно взятых программиста и аналитика, если их дисперсии равны и составляют 225.
- Отношения дисперсий доходов случайно взятого программиста к дисперсии дохода случайного взятого аналитика, если их ожидаемые доходы равны и составляют 100.

Решение:

- $[(100 + 80 + 120)/3 - 1.645 \times \sqrt{225/3}, (100 + 80 + 120)/3 + 1.645 \times \sqrt{225/3}] \approx [85.75, 114.25]$
- $\left[\frac{(100-120)^2 + (80-120)^2 + (120-120)^2}{7.81}, \frac{(100-120)^2 + (80-120)^2 + (120-120)^2}{0.35} \right] \approx [256.08, 5714.29]$
- $[\frac{((100 + 80 + 120)/3 - (90 + 130)/2) - 1.645\sqrt{\frac{225}{3} + \frac{225}{2}}, \dots + \dots] \approx [-32.5, 12.5]$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дополнительный пример

Доходы программистов и аналитиков (в тысячах рублей) хорошо описываются нормальным распределением. Вы случайным образом опросили 3 программиста и 2 аналитика. Доходы программистов оказались равны 100, 80 и 120, а аналитиков – 90 и 130. Считая доходы опрошенных индивидов независимыми постройте 90% доверительный интервал для:

- Ожидаемого дохода случайно взятого программиста, если дисперсия его дохода равняется 225.
- Дисперсии дохода случайно взятого программиста, если его ожидаемый доход равен 120.
- Ожидаемой разницы в доходах случайно взятых программиста и аналитика, если их дисперсии равны и составляют 225.
- Отношения дисперсий доходов случайно взятого программиста к дисперсии дохода случайного взятого аналитика, если их ожидаемые доходы равны и составляют 100.

Решение:

- $[(100 + 80 + 120)/3 - 1.645 \times \sqrt{225/3}, (100 + 80 + 120)/3 + 1.645 \times \sqrt{225/3}] \approx [85.75, 114.25]$
- $\left[\frac{(100-120)^2 + (80-120)^2 + (120-120)^2}{7.81}, \frac{(100-120)^2 + (80-120)^2 + (120-120)^2}{0.35} \right] \approx [256.08, 5714.29]$
- $[((100 + 80 + 120)/3 - (90 + 130)/2) - 1.645 \sqrt{\frac{225}{3} + \frac{225}{2}}, \dots + \dots] \approx [-32.5, 12.5]$
- $\left[\frac{(100-100)^2 + (80-100)^2 + (120-100)^2}{(90-100)^2 + (130-100)^2} \frac{2}{3} 0.052, \frac{(100-100)^2 + (80-100)^2 + (120-100)^2}{(90-100)^2 + (130-100)^2} \frac{2}{3} 9.55 \right] \approx [0.028, 5.093]$

Теорема Фишера

Формулировка и применение

- Вспомним формулу исправленной выборочной дисперсии:

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

Теорема Фишера

Формулировка и применение

- Вспомним формулу исправленной выборочной дисперсии:

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

- Согласно теореме Фишера, если $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, то:

$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

Кроме того, $\hat{\sigma}_n^2$ и \bar{X}_n независимы.

Теорема Фишера

Формулировка и применение

- Вспомним формулу исправленной выборочной дисперсии:

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

- Согласно теореме Фишера, если $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, то:

$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

Кроме того, $\hat{\sigma}_n^2$ и \bar{X}_n независимы.

- При помощи теоремы Фишера покажем следующий результат:

$$\frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} * \frac{\left(\frac{\sqrt{n-1}}{\sigma}\right)}{\left(\frac{\sqrt{n-1}}{\sigma}\right)} = \frac{\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \sqrt{n-1}}{\frac{\hat{\sigma}_n \sqrt{n-1}}{\sigma \sqrt{n}}} = \frac{\frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}}{\frac{1}{\sqrt{n-1}} \frac{\hat{\sigma}_n \sqrt{n-1}}{\sigma}} = \frac{\frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \frac{\hat{\sigma}_n^2 (n-1)}{\sigma^2}}} \sim t(n-1)$$

Мы получили распределение Стьюдента, поскольку, в силу теоремы Фишера, в последнем выражении числитель и знаменатель независимы, причем числитель имеет стандартное нормальное распределение, а выражение под корнем в знаменателе, делимое на $n-1$, – Хи-квадрат распределение с $(n-1)$ -й степенью свободы.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при неизвестной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ .

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при неизвестной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при неизвестной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

- Обозначим через $t_{n,\gamma}$ квантиль уровня γ распределения Стьюдента с n степенями свободы и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $t_{n,1-\gamma/2} = -t_{n,\gamma/2}$:

$$\left[\bar{X}_n - t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}}, \bar{X}_n + t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}} \right]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при неизвестной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

- Обозначим через $t_{n,\gamma}$ квантиль уровня γ распределения Стьюдента с n степенями свободы и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $t_{n,1-\gamma/2} = -t_{n,\gamma/2}$:

$$\left[\bar{X}_n - t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}}, \bar{X}_n + t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}} \right]$$

Пример: по выборке из нормального распределения и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при неизвестной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

- Обозначим через $t_{n,\gamma}$ квантиль уровня γ распределения Стьюдента с n степенями свободы и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $t_{n,1-\gamma/2} = -t_{n,\gamma/2}$:

$$\left[\bar{X}_n - t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}}, \bar{X}_n + t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}} \right]$$

Пример: по выборке из нормального распределения и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9. По таблице распределения Стьюдента находим $t_{4-1,0.95} \approx 2.35$. Кроме того $\bar{x}_4 = (0 + 2 + 0 + 6)/4 = 2$ и $\hat{\sigma}_4^2(x) = ((0 - 2)^2 + (2 - 2)^2 + (0 - 2)^2 + (6 - 2)^2) / (4 - 1) = 8$.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Математическое ожидание при неизвестной дисперсии

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для μ .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \mu) = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\hat{\sigma}_n}{\sqrt{n}}} \sim t(n-1)$$

- Обозначим через $t_{n,\gamma}$ квантиль уровня γ распределения Стьюдента с n степенями свободы и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$. При этом воспользуемся тем, что $t_{n,1-\gamma/2} = -t_{n,\gamma/2}$:

$$\left[\bar{X}_n - t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}}, \bar{X}_n + t_{n-1,1-\gamma/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_n^2}{n}} \right]$$

Пример: по выборке из нормального распределения и с реализацией $x = (0, 2, 0, 6)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.9. По таблице распределения Стьюдента находим $t_{4-1,0.95} \approx 2.35$. Кроме того $\bar{x}_4 = (0 + 2 + 0 + 6)/4 = 2$ и $\hat{\sigma}_4^2(x) = ((0 - 2)^2 + (2 - 2)^2 + (0 - 2)^2 + (6 - 2)^2) / (4 - 1) = 8$.

$$\left[2 - 2.35 \sqrt{\frac{8}{4}}, 2 + 2.35 \sqrt{\frac{8}{4}} \right] \approx [-1.32, 5.32]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при неизвестном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 .

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при неизвестном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при неизвестном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right] = \left[\frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при неизвестном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right] = \left[\frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right]$$

Пример: по выборке из нормального распределения и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при неизвестном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right] = \left[\frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right]$$

Пример: по выборке из нормального распределения и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.95$, то $\gamma = 0.05$, откуда по таблице хи-квадрат распределения с $n = 3 - 1 = 2$ степенями свободы находим $\chi_{2, 0.05/2}^2 \approx 0.05$ и $\chi_{2, 1-0.05/2}^2 \approx 7.38$. Кроме того, $\bar{x}_3 = (0 + 1 + 5)/3 = 2$. Отсюда получаем искомую реализацию:

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Дисперсия при неизвестном математическом ожидании

- По выборке из нормального распределения $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ найдем симметричный доверительный интервал для σ^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$G(X, \sigma^2) = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

- Обозначим через $\chi_{n,\gamma}^2$ квантиль Хи-квадрат распределения уровня γ и запишем выражение для доверительного интервала уровня $(1 - \gamma)$:

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right] = \left[\frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, 1-\gamma/2}^2}, \frac{(n-1)\hat{\sigma}_n^2}{\chi_{n-1, \gamma/2}^2} \right]$$

Пример: по выборке из нормального распределения и с реализацией $x = (0, 1, 5)$ найдем реализацию доверительного интервала с уровнем доверия 0.95. Поскольку $(1 - \gamma) = 0.95$, то $\gamma = 0.05$, откуда по таблице хи-квадрат распределения с $n = 3 - 1 = 2$ степенями свободы находим $\chi_{2, 0.05/2}^2 \approx 0.05$ и $\chi_{2, 1-0.05/2}^2 \approx 7.38$. Кроме того, $\bar{x}_3 = (0 + 1 + 5)/3 = 2$. Отсюда получаем искомую реализацию:

$$\left[\frac{(0-2)^2 + (1-2)^2 + (5-2)^2}{7.38}, \frac{(0-2)^2 + (1-2)^2 + (5-2)^2}{0.05} \right] \approx [1.9, 280]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при равных по объему выборках

- Имеются две равные по объему выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$, такие, что $X - Y$ является выборкой из нормального распределения. Построим доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$, где $E(X_1) = \mu_X$ и $E(Y_1) = \mu_Y$.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при равных по объему выборках

- Имеются две равные по объему выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$, такие, что $X - Y$ является выборкой из нормального распределения. Построим доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$, где $E(X_1) = \mu_X$ и $E(Y_1) = \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}} \sim t(n-1), \text{ где } \hat{\sigma}_{X-Y}^2 \text{ считается по выборке } (X - Y)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при равных по объему выборках

- Имеются две равные по объему выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$, такие, что $X - Y$ является выборкой из нормального распределения. Построим доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$, где $E(X_1) = \mu_X$ и $E(Y_1) = \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}} \sim t(n-1), \text{ где } \hat{\sigma}_{X-Y}^2 \text{ считается по выборке } (X - Y)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_n) + t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}} \right]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при равных по объему выборках

- Имеются две равные по объему выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$, такие, что $X - Y$ является выборкой из нормального распределения. Построим доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$, где $E(X_1) = \mu_X$ и $E(Y_1) = \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}} \sim t(n-1), \text{ где } \hat{\sigma}_{X-Y}^2 \text{ считается по выборке } (X - Y)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_n) + t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}} \right]$$

Пример: имеются выборки X и Y , такие, что $(X - Y)$ имеет нормальное распределение, причем $x = (0, 6)$ и $y = (0, 2)$. Найдём реализацию 99%-го доверительного интервала для разницы математических ожиданий.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при равных по объему выборках

- Имеются две равные по объему выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$, такие, что $X - Y$ является выборкой из нормального распределения. Построим доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$, где $E(X_1) = \mu_X$ и $E(Y_1) = \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}} \sim t(n-1), \text{ где } \hat{\sigma}_{X-Y}^2 \text{ считается по выборке } (X - Y)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_n) + t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}} \right]$$

Пример: имеются выборки X и Y , такие, что $(X - Y)$ имеет нормальное распределение, причем $x = (0, 6)$ и $y = (0, 2)$. Найдем реализацию 99%-го доверительного интервала для разницы математических ожиданий.

Поскольку $\bar{x}_2 = 3$, $\bar{y}_2 = 1$, $x - y = (0, 4)$, $(x - y)_2 = 2$, $\hat{\sigma}_2^2 = ((0 - 2)^2 + (4 - 2)^2) / (2 - 1) = 8$, $t_{2-1, 0.995} \approx 63.66$, то:

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Разница математических ожиданий при равных по объему выборках

- Имеются две равные по объему выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$, такие, что $X - Y$ является выборкой из нормального распределения. Построим доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$, где $E(X_1) = \mu_X$ и $E(Y_1) = \mu_Y$.
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - (\mu_X - \mu_Y)}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}} \sim t(n-1), \text{ где } \hat{\sigma}_{X-Y}^2 \text{ считается по выборке } (X - Y)$$

- Нетрудно показать, что $100(1 - \gamma)$ процентный доверительный интервал для $\mu_X - \mu_Y$ будет иметь вид:

$$\left[(\bar{X}_n - \bar{Y}_n) - t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}}, (\bar{X}_n - \bar{Y}_n) + t_{n-1, 1-\frac{\gamma}{2}} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{X-Y}^2}{n}} \right]$$

Пример: имеются выборки X и Y , такие, что $(X - Y)$ имеет нормальное распределение, причем $x = (0, 6)$ и $y = (0, 2)$. Найдем реализацию 99%-го доверительного интервала для разницы математических ожиданий.

Поскольку $\bar{x}_2 = 3$, $\bar{y}_2 = 1$, $x - y = (0, 4)$, $(x - y)_2 = 2$, $\hat{\sigma}_2^2 = ((0 - 2)^2 + (4 - 2)^2) / (2 - 1) = 8$, $t_{2-1, 0.995} \approx 63.66$, то:

$$\left[2 - 63.66 \sqrt{\frac{8}{2}}, 2 + 63.66 \sqrt{\frac{8}{2}} \right] \approx [-125.32, 129.32]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при неизвестных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно. Построим доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 .

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при неизвестных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно. Построим доверительный интервал для σ_Y^2 / σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n-1, m-1)$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при неизвестных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно. Построим доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n-1, m-1)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1-\gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right] = \left[\frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при неизвестных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно. Построим доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n-1, m-1)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1-\gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right] = \left[\frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдем реализацию 90%-го доверительного интервала для σ_Y^2/σ_X^2 .

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при неизвестных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно. Построим доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n-1, m-1)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1-\gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right] = \left[\frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдем реализацию 90%-го доверительного интервала для σ_Y^2/σ_X^2 . Учитывая, что $\bar{x}_2 = (1+3)/2 = 2$ и $\bar{y}_3 = (1+0+2)/3 = 1$, получаем:

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Отношение дисперсий при неизвестных математических ожиданиях

- Имеются две независимые выборки $X = (X_1, \dots, X_n)$ и $Y = (Y_1, \dots, Y_m)$ из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ соответственно. Построим доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 .
- Центральная статистика будет иметь вид:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2}{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2} \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_X^2} \frac{m}{n} \sim F(n-1, m-1)$$

- Обозначим через $F_{n,m}^{(\gamma)}$ квантиль уровня γ распределения Фишера с n и m степенями свободы, откуда получаем $100(1-\gamma)$ процентный доверительный интервал для σ_Y^2/σ_X^2 :

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y}_m)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} \frac{n-1}{m-1} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right] = \left[\frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(\gamma/2)}, \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{\hat{\sigma}_X^2} F_{n-1, m-1}^{(1-\gamma/2)} \right]$$

Пример: имеются независимые выборки из нормальных распределений $\mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2)$ и $\mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2)$. Реализации выборок имеют вид $x = (1, 3)$ и $y = (1, 0, 2)$. Найдем реализацию 90%-го доверительного интервала для σ_Y^2/σ_X^2 . Учитывая, что $\bar{x}_2 = (1+3)/2 = 2$ и $\bar{y}_3 = (1+0+2)/3 = 1$, получаем:

$$\left[\frac{(1-2)^2 + (0-2)^2 + (2-2)^2}{(1-2)^2 + (3-2)^2} \frac{2-1}{3-1} 0.005, \frac{(1-2)^2 + (0-2)^2 + (2-2)^2}{(1-2)^2 + (3-2)^2} \frac{2-1}{3-1} 18.5 \right] \approx [0.0025, 9.25]$$

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Замечание по поводу алгоритма выбора формулы

- Если в задаче идет речь о построении доверительного интервала с использованием выборки из нормального распределения, то для выбора нужной формулы достаточно ответить на несколько простых вопросов.

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Замечание по поводу алгоритма выбора формулы

- Если в задаче идет речь о построении доверительного интервала с использованием выборки из нормального распределения, то для выбора нужной формулы достаточно ответить на несколько простых вопросов.
- Известен ли один из двух параметров нормального распределения: μ или σ^2 ?

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Замечание по поводу алгоритма выбора формулы

- Если в задаче идет речь о построении доверительного интервала с использованием выборки из нормального распределения, то для выбора нужной формулы достаточно ответить на несколько простых вопросов.
- Известен ли один из двух параметров нормального распределения: μ или σ^2 ?
- Доверительный интервал касается математического ожидания, дисперсии, разницы математических ожиданий или отношения дисперсий?