Лекция 4

Доверительные интервалы для параметров нормального распределения

Распределение Стьюдента

Напоминалка

Мы рассматривали случайную выборку

$$X_i \sim \text{i.i.d.}, \quad E(X_i) = \mu, \quad D(X_i) = \sigma^2.$$

Оценка для математического ожидания:

• выборочное среднее $\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + ... + X_n}{x}$.

Для дисперсии:

- выборочная дисперсия $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i \bar{X})^2;$ скорректированная выборочная дисперсия $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i \bar{X})^2.$

Что мы о них знаем:

$$E(\bar{X}) = \mu$$
, $D(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$.

$$E(S^2) = \frac{n-1}{n}\sigma^2, \qquad E(\hat{\sigma}^2) = \sigma^2.$$

Чего нам не хватает?

Оценка — случайная величина. Она, как правило, не совпадает с оцениваемым параметром. В большинстве практически важных задач:

$$P(\hat{\theta}=\theta)=0.$$

Увы.

Мы не можем получить по выборке точную оценку какой-либо характеристики генеральной совокупности.

А что можем?

Доверительные интервалы

Пусть имеется случайная выборка $X_1, ..., X_n$, по которой оценивается параметр θ .

Представим себе случайные величины L и U, ограничивающие параметр θ с некоторой вероятностью γ :

Интервал (L, U) называется доверительным интервалом для параметра θ с доверительной вероятностью (уровнем доверия) γ .

Подступая с таким интервалом к оцениванию, мы будем знать, что с вероятностью θ мы найдём верные границы для нужного нам параметра.

Напоминалка: теорема Фишера

Пусть $X_1,...,X_n$ независимы, $X_i \sim N(\mu,\sigma^2)$.

Тогда:

(1)
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right);$$

(2)
$$\frac{nS^2}{\sigma^2} = \frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2;$$

(3) \bar{X} и $\hat{\sigma}^2$ независимы.

Имеется выборка из нормального распределения:



Задача: построить доверительный интервал для µ.

Уровень доверия: 1- α (α - вероятность ошибки доверительного интервала).

Опираемся на выборочное среднее:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N\left(\mu,\sigma^2\right)$.

Задача: построить доверительный интервал для µ.

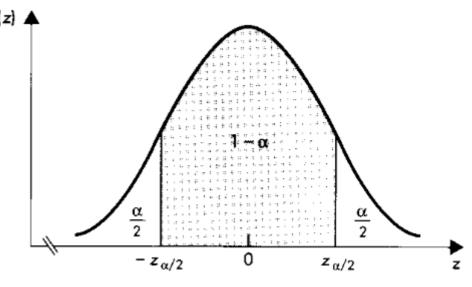
Уровень доверия: 1- α (α - вероятность ошибки доверительного интервала).

Опираемся на выборочное среднее:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

Возьмём такое число $z_{\frac{\alpha}{2}}$, что $P(Z>z_{\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда $1-\alpha = P(-z_{\frac{\alpha}{2}} < Z < z_{\frac{\alpha}{2}})$



картинка из Ньюболда

$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N\left(\mu,\sigma^2\right)$.

Задача: построить доверительный интервал для µ.

Уровень доверия: 1-α (α - вероятность ошибки доверительного интервала).

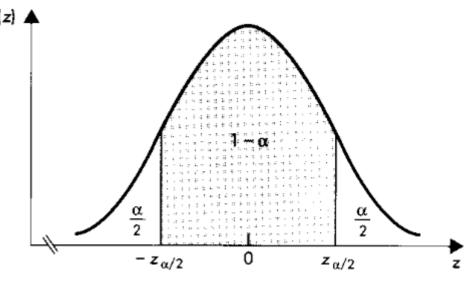
Опираемся на выборочное среднее:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

Возьмём такое число $z_{\frac{\alpha}{2}}$, что $P(Z>z_{\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда
$$1-\alpha = P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} < Z < z_{\frac{\alpha}{2}}\right) =$$

$$= P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{\frac{\alpha}{2}}\right) =$$



картинка из Ньюболда

$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N\left(\mu,\sigma^2\right)$.

Задача: построить доверительный интервал для µ.

Уровень доверия: 1- α (α - вероятность ошибки доверительного интервала).

Опираемся на выборочное среднее:

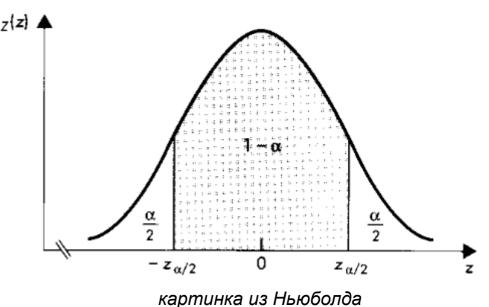
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

Возьмём такое число $z_{\frac{\alpha}{2}}$, что $P(Z>z_{\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда
$$1-\alpha=P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!<\!Z\!\!<\!z_{\frac{\alpha}{2}}\right)=$$

$$=P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!<\!\frac{\bar{X}\!-\!\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\!<\!z_{\frac{\alpha}{2}}\right)=$$

$$=P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!\cdot\!\!\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\!<\!\bar{X}\!-\!\mu<\!z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!\cdot\!\!\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)=$$



$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu,\sigma^2)$.

Задача: построить доверительный интервал для µ.

Уровень доверия: 1- α (α - вероятность ошибки доверительного интервала).

Опираемся на выборочное среднее:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

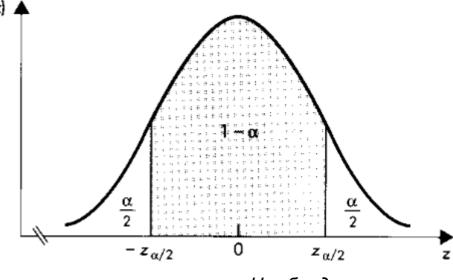
Возьмём такое число $z_{\frac{\alpha}{2}}$, что $P(Z>z_{\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда
$$1-\alpha = P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} < Z < z_{\frac{\alpha}{2}}\right) =$$

$$= P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} < z_{\frac{\alpha}{2}}\right) =$$

$$= P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{X} - \mu < z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) =$$

$$= P\left(-\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < -\mu < -\bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) =$$



картинка из Ньюболда

$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu,\sigma^2)$.

Задача: построить доверительный интервал для µ.

Уровень доверия: 1- α (α - вероятность ошибки доверительного интервала).

Опираемся на выборочное среднее:

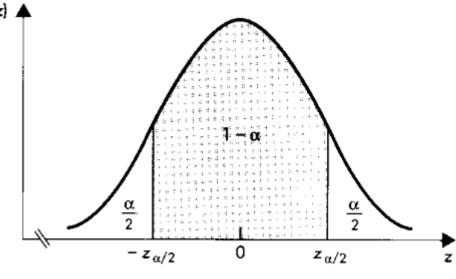
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \Rightarrow Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1).$$

Возьмём такое число $z_{\frac{\alpha}{2}}$, что $P(Z>z_{\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда
$$1-\alpha=P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!<\!Z\!\!<\!z_{\frac{\alpha}{2}}\right)=$$

$$=P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!<\!\frac{\bar{X}\!-\!\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\!<\!z_{\frac{\alpha}{2}}\right)=$$

$$=P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!<\!\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\!<\!\bar{X}\!-\!\mu<\!z_{\frac{\alpha}{2}}\!\!-\!\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)=$$



картинка из Ньюболда

$$=P\left(-\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}<-\mu<-\bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)=P\left(\bar{X}-z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}<\mu<\bar{X}+z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right).$$

Вывод

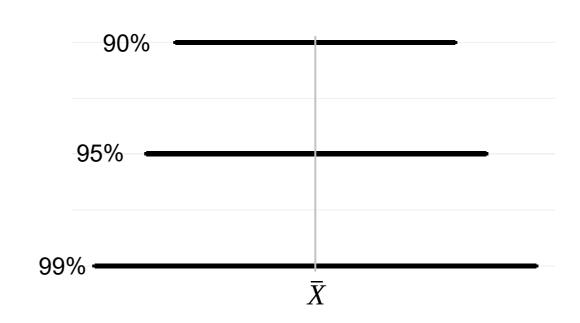
$$\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Доверительный интервал для среднего с уровнем доверия (1-lpha) в случае

- нормальной генеральной совокупности,
- известной дисперсии.

Торг: точность против надёжности

Интервалы для среднего с разным уровнем доверия:



Геодезист измеряет расстояние до удалённого объекта. Вот результаты четырёх независимых измерений в метрах:

262.2

263.2

262.0

264.5

Ошибки измерения нормально распределены с нулевым математическим ожиданием и стандартным отклонением 1.2 м. Рассчитайте 90% доверительный интервал для измеряемого расстояния.

Геодезист измеряет расстояние до удалённого объекта. Вот результаты четырёх независимых измерений в метрах:

262.2

263.2

262.0

264.5

Ошибки измерения нормально распределены с нулевым математическим ожиданием и стандартным отклонением 1.2 м. Рассчитайте 90% доверительный интервал для измеряемого расстояния.

Решение. Применяем доверительный интервал $\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{O}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{O}{\sqrt{n}}$.

Рассчитываем среднее:
$$\bar{X} = \frac{262.2 + 263.2 + 262.0 + 264.6}{4} = 263.$$

осторожно, двойственное обозначение!

По таблице стандартного нормального распределения $z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{\frac{0.1}{2}} = 1.645$.

Нижняя граница доверительного интервала: $263 - \frac{1.645 \times 1.2}{\sqrt{4}} = 262.013$.

Верхняя граница доверительного интервала: $263 + \frac{1.645 \times 1.2}{\sqrt{4}} = 263.987$.

Вывод: расстояние находится в пределах примерно от 262 до 264 метров.

Откуда нам в жизни знать дисперсию?!

$$X_1, ..., X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Хотим получить доверительный интервал для σ^2 с уровнем доверия $(1-\alpha)$.

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

По т. Фишера
$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$
.

$$X_1, ..., X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Хотим получить доверительный интервал для σ^2 с уровнем доверия $(1-\alpha)$.

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

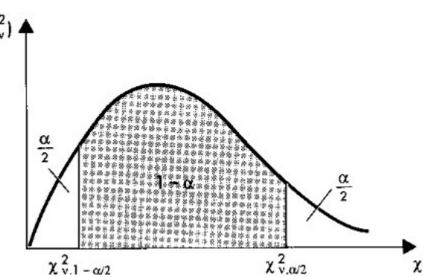
По т. Фишера
$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$
.

Возьмём такое число
$$\chi^2_{n-1,\frac{\alpha}{2}}$$
, что $P(Y>\chi^2_{n-1,\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$, где $Y\sim\chi^2_{n-1}$.

$$\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2$$
 - квантиль распределения хи-квадрат с $(n$ - $1)$ степенью свободы порядка $1-\frac{\alpha}{2}$.

И ещё нам пригодится значение $\chi^2_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}$ (аналогично определяется).

$$1 - \alpha = P\left(\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^{2} < Y < \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^{2}\right)$$



Картиночка из Ньюболда:

$$X_1, ..., X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Хотим получить доверительный интервал для σ^2 с уровнем доверия $(1-\alpha)$.

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

По т. Фишера
$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$
.

Возьмём такое число
$$\chi^2_{n-1,\frac{\alpha}{2}}$$
, что $P(Y>\chi^2_{n-1,\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$, где $Y\sim\chi^2_{n-1}$.

$$\chi^2_{n-1,rac{lpha}{2}}$$
 - квантиль распределения хи-квадрат с $(n ext{-}1)$ степенью свободы порядка $1-rac{lpha}{2}$.

И ещё нам пригодится значение $\chi^2_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}$ (аналогично определяется).

$$1 - \alpha = P\left(\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^{2} < Y < \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^{2}\right) =$$

$$= P\left(\chi_{n-1, 1-\frac{\alpha}{2}}^{2} < \frac{(n-1)\hat{\sigma}^{2}}{\sigma^{2}} < \chi_{n-1, \frac{\alpha}{2}}^{2}\right) =$$

Картиночка из Ньюболда:

$$X_1, ..., X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Хотим получить доверительный интервал для σ^2 с уровнем доверия $(1-\alpha)$.

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

По т. Фишера
$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$
.

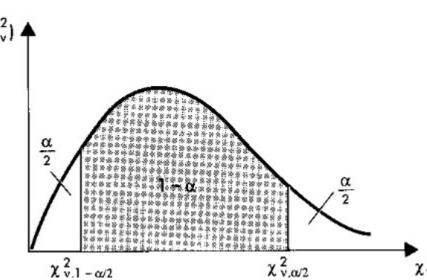
Возьмём такое число
$$\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2$$
, что $P(Y>\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2)=\frac{\alpha}{2}$, где $Y\sim\chi_{n-1}^2$.

$$\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2$$
 - квантиль распределения хи-квадрат с $(n$ - $1)$ степенью свободы порядка $1-\frac{\alpha}{2}$.

И ещё нам пригодится значение $\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^{2}$ (аналогично определяется).

$$\begin{aligned} 1 - \alpha &= P\left(\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^2 < Y < \chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2\right) = \\ &= P\left(\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^2 < \frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} < \chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2\right) = \\ &= P\left(\frac{1}{\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2} < \frac{\sigma^2}{(n-1)\hat{\sigma}^2} < \frac{1}{\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^2}\right) = \\ &\quad \text{Картиночка из Нью} \end{aligned}$$

Картиночка из Ньюболда:



$$X_1, ..., X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$.

Хотим получить доверительный интервал для σ^2 с уровнем доверия $(1-\alpha)$.

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

По т. Фишера
$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$
.

Возьмём такое число
$$\chi^2_{n-1,\frac{\alpha}{2}}$$
, что $P(Y>\chi^2_{n-1,\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$, где $Y\sim\chi^2_{n-1}$.

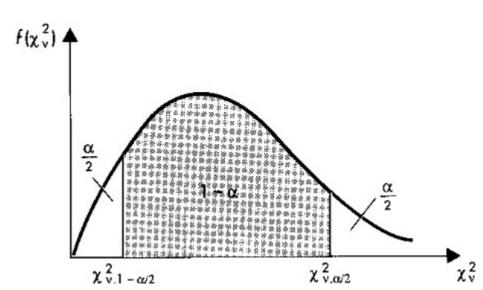
И ещё нам пригодится значение $\chi^2_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}$ (аналогично определяется).

$$1-\alpha = P\left(\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^{2} < Y < \chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^{2}\right) =$$

$$= P\left(\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^{2} < \frac{(n-1)\hat{\sigma}^{2}}{\sigma^{2}} < \chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^{2}\right) =$$

$$= P\left(\frac{1}{\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^{2}} < \frac{\sigma^{2}}{(n-1)\hat{\sigma}^{2}} < \frac{1}{\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^{2}}\right) =$$

$$= P\left(\frac{(n-1)\hat{\sigma}^{2}}{\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^{2}} < \sigma^{2} < \frac{(n-1)\hat{\sigma}^{2}}{\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^{2}}\right).$$



Вывод

$$\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}^2}$$

Доверительный интервал для дисперсии с уровнем доверия (1-lpha) в случае нормальной генеральной совокупности.

Крот Борислав, обследовав 8 случайно отобранных образцов свёклы на очень-очень большом огороде Владислава Валерьевича, измерил вес корнеплодов в граммах:

143.

Предположив, что вес распределён нормально, рассчитайте 95% доверительный интервал для дисперсии веса свёклы в огороде.

Крот Борислав, обследовав 8 случайно отобранных образцов свёклы на очень-очень большом огороде Владислава Валерьевича, измерил вес корнеплодов в граммах:

157

201

194

197

204

152

199

143.

Предположив, что вес распределён нормально, рассчитайте 95% доверительный интервал для дисперсии веса свёклы в огороде.

Решение. Оценим среднее и дисперсию по выборке:

$$\bar{X} = \frac{157 + 201 + 194 + 197 + 204 + 152 + 199 + 143}{8} = 180.875.$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \left(X_i - \bar{X} \right)^2 = \frac{1}{7} \sum_{i=1}^{8} \left(X_i - 180.875 \right)^2 = 648.411.$$

Квантили: $\chi_{7,\frac{0.05}{2}}^2 = 16.013$; $\chi_{7,1-\frac{0.05}{2}}^2 = 1.670$.

Нижняя граница 95% интервала: $\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\chi_{n-1,\frac{\alpha}{2}}} = \frac{(8-1)\times 648.411}{16.013} = 283.450.$

Верхняя граница 95% интервала: $\frac{(n-1)\hat{\sigma}^2}{\chi_{n-1,1-\frac{\alpha}{2}}} = \frac{(8-1)\times 648.411}{1.670} = 2717.890.$

Крот Борислав, обследовав 8 случайно отобранных образцов свёклы на очень-очень большом огороде Владислава Валерьевича, измерил вес корнеплодов в граммах:

157

201

194

197 204

152

199

143.

Предположив, что вес распределён нормально, рассчитайте 95% доверительный интервал для дисперсии веса свёклы в огороде.

Ответ. Доверительный интервал для дисперсии:

$$283.450 < \sigma^2 < 2717.890$$
.

Можно взять корень и получить интервал для стандартного отклонения:

$$16.836 < \sigma < 52.133$$
.

А зачем была сделана оговорка про большой-большой огород?

Распределение Стьюдента

(*t*-распределение)

Пусть с.в. $Z \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi_k^2$, Z и Y независимы;

$$U = \frac{Z}{\sqrt{\frac{1}{k}Y}}.$$

Распределение величины U называется распределением Стьюдента с k степенями свободы.

Обозначается $U \sim t_{_k}$.

$$E(U) = 0$$
 при $k > 1$,

$$D(U) = \frac{k}{k-2}$$
 при $k > 2$.

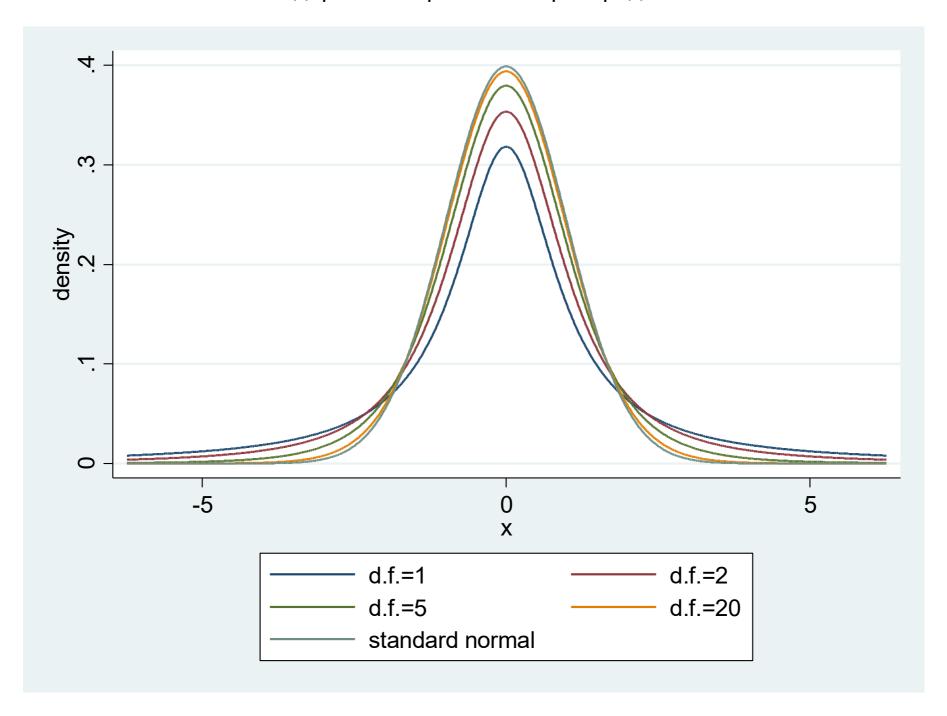
Плотность симметрична относительно нуля.

При больших k похоже на N(0,1).

1).

Стьюдент (настоящее имя — Уильям Сили Госсет), главный пивовар Гиннесс.

Функции плотности распределения Стьюдента и стандартного нормального распределения



Следствие из теоремы Фишера

При выполнении предпосылок т. Фишера

$$\frac{\bar{X}-\mu}{\hat{\sigma}/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}.$$

Доказательство:

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

Числитель распределён N(0,1), знаменатель — $\sqrt{\frac{1}{n-1}}\chi_{n-1}^2$. Числитель и знаменатель независимы.

Получается то же соотношение, что и в определении распределения Стьюдента:

$$U = \frac{Z}{\sqrt{\frac{1}{k}Y}}.$$

Имеется выборка из нормального распределения:

$$X_1,\dots,X_n$$
 независимы, $X_i\!\sim\!N\left(\mu\,,\sigma^2
ight).$

Задача: построить доверительный интервал для μ с уровнем доверия 1- α .

Опираемся на выборочное среднее и оценку для дисперсии:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right); \qquad U = \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{\sigma}/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}.$$

$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu,\sigma^2)$.

Задача: построить доверительный интервал для μ с уровнем доверия 1- α .

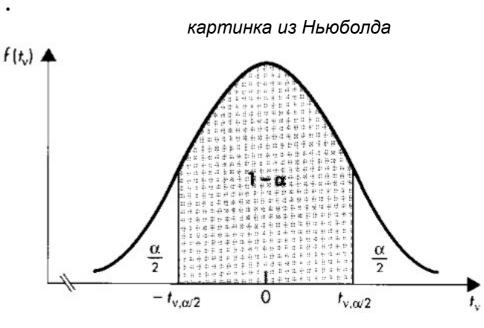
Опираемся на выборочное среднее и оценку для дисперсии:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right); \qquad U = \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{\sigma}/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}.$$

Возьмём такое число
$$t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}$$
, что $P(U>t_{n-1,\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда
$$1-\alpha=P(-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}< U< t_{n-1,\frac{\alpha}{2}})=$$

$$= P\left(-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{\sigma}/\sqrt{n}} < t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\right) =$$



$$X_1,\ldots,X_n$$
 независимы, $X_i \sim N(\mu,\sigma^2)$.

Задача: построить доверительный интервал для μ с уровнем доверия 1-α.

Опираемся на выборочное среднее и оценку для дисперсии:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right); \qquad U = \frac{\bar{X} - \mu}{\hat{\sigma}/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}.$$

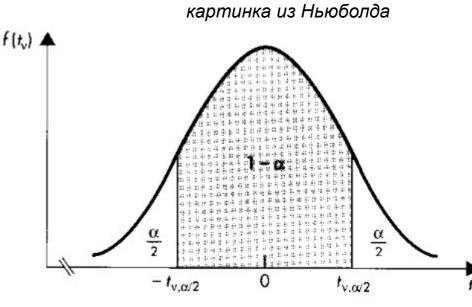
Возьмём такое число $t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}$, что $P(U>t_{n-1,\frac{\alpha}{2}})=\frac{\alpha}{2}$.

Тогда
$$1-\alpha = P(-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}} < U < t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}) =$$

$$= P\left(-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}} < \frac{\overline{X} - \mu}{\hat{\sigma}/\sqrt{n}} < t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\right) =$$

$$= P\left(-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} < \bar{X} - \mu < t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\right) =$$

$$=P\bigg(-\bar{X}-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}<-\mu<-\bar{X}+t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\bigg)=P\bigg(\bar{X}-t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}<\mu<\bar{X}+t_{n-1,\frac{\alpha}{2}}\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}\bigg).$$



Вывод

$$\bar{X} - t_{n-1,\frac{\alpha}{2}} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + t_{n-1,\frac{\alpha}{2}} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$$

Доверительный интервал для среднего с уровнем доверия (1-lpha) в случае

- нормальной генеральной совокупности,
- неизвестной дисперсии.

Как он соотносится с интервалом при известной дисперсии?

$$\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Вернёмся к кроту Бориславу и его замерам:

157 201

194 197 204

152

199

143.

Теперь рассчитаем 95% доверительный интервал для среднего веса свёклы в огороде, предполагая, что вес нормально распределён.

Решение. В прошлый раз мы уже рассчитали среднее и дисперсию по выборке:

$$\bar{X} = 180.875$$
, $\hat{\sigma}^2 = 648.411$.

Выборочное стандартное отклонение: $\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = \sqrt{648.411} = 25.464$.

Квантиль порядка 97.5%: $t_{7,\frac{0.05}{2}} = 2.365$.

Нижняя граница 95% интервала: $180.875 - \frac{2.365 \times 25.464}{\sqrt{8}} = 159.583$.

Верхняя граница 95% интервала: $180.875 + \frac{2.365 \times 25.464}{\sqrt{8}} = 202.167$.

Ответ. Средний вес свёклы в граммах лежит в пределах от 159.583 до 202.167.

Вывод и пища для размышлений

Итак, мы рассчитали 95% доверительный интервал для $\,\mu\,$ - среднего веса свёклы во всём огороде:

$$159.583 < \mu < 202.167$$
.

Это не означает, что с вероятностью 95% средний вес плода лежит в указанных пределах.

А что это означает?

Следующая лекция

Асимптотический доверительный интервал для доли

Определение объёма выборки