Теория вероятностей. Лекция седьмая Дисперсия и не только

Дмитрий Валерьевич Хлопин glukanat@mail.ru

Институт математики и механики им. Н.Н.Красовского

12.10.2018



Напомним про математическое ожидание

Пусть в вероятностном пространстве $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ задана дискретная случайная величина $\xi: \Omega \to \mathbb{R}$ с распределением

Для всякой дискретной случайной величины ξ значение выражения

$$\mathbb{E}\xi \stackrel{\triangle}{=} \sum_{i \in \mathbb{N}} p_i x_i$$

назовем математическим ожиданием случайной величины ξ . Будем говорить, что "математическое ожидание существует", если значение корректно определено и конечно.

Что дальше?

- распределение случайных величин
- медиана, математическое ожидание
- независимость случайных величин
- дисперсия
- производящие функции как матожидание
- ковариация и корреляция
- совместное распределение случайных величин, маргинальные распределения
- условное математическое ожидание

Дисперсия

Дисперсией называют центральный момент второго порядка

$$\mathbb{D}\xi = \mathbb{E}\Big((\xi - \mathbb{E}\xi)^2\Big).$$

Корень из нее называют среднеквадратичным отклонением:

$$\sigma = \sqrt{\mathbb{D}\xi}.$$

Грубо говоря, дисперсия охарактеризует разбросанность распределения, среднеквадратичное отклонение — типичный размах вокруг матожидания.

Терминологическое замечание 3. В зарубежных книжках обычно дисперсию обозначают $Var\,\xi$, встречалось и обозначение σ^2 .

Две формулы для дисперсии

$$\mathbb{D}\xi \stackrel{\triangle}{=} \mathbb{E}\Big((\xi - \mathbb{E}\xi)^2\Big) = \sum_{i \in \mathbb{N}} p_i \Big(x_i - \sum_{j \in \mathbb{N}} p_j x_j\Big)^2.$$

Еще один способ считать дисперсию:

$$\begin{split} \mathbb{D}\xi &= \mathbb{E}\left((\xi - \mathbb{E}\xi)^2\right) = \mathbb{E}\left(\xi^2\right) - \mathbb{E}\left(2\xi\mathbb{E}\xi\right) + \mathbb{E}\left((\mathbb{E}\xi)^2\right) \\ &= \mathbb{E}\left(\xi^2\right) - \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\left(2\xi\right) + (\mathbb{E}\xi)^2 \\ &= \mathbb{E}\left(\xi^2\right) - (\mathbb{E}\xi)^2. \end{split}$$

$$\mathbb{D}\xi \stackrel{\triangle}{=} \mathbb{E}(\xi^2) - (\mathbb{E}\xi)^2 = \sum_{i \in \mathbb{N}} p_i x_i^2 - \left(\sum_{i \in \mathbb{N}} p_i x_i\right)^2.$$

Свойства дисперсии [с-но]

- 1^0 $\mathbb{D}\xi$ неотрицательна;
- 2^0 $\mathbb{D}\xi = 0$ тогда и только тогда, когда ξ вырождена (равна константе);
- $3^0 \ \mathbb{D}(\xi_1 + \dots + \xi_n) = \mathbb{D}\xi_1 + \dots + \mathbb{D}\xi_n$ в случае попарно независимых случайных величин ξ_1, \dots, ξ_n ;
- $4^0~\mathbb{D}(c\xi)$ равна $c^2\mathbb{D}\xi$ для всякой константы $c\in\mathbb{R};$
- 5^0 $\mathbb{D}\xi$ существует и конечна тогда и только тогда, когда конечно $\mathbb{E}|\xi|^2$.

Про случайную величину ξ говорят, что она интегрируема с квадратом, если конечно $\mathbb{E}[\xi]^2$.

Весьма пользительное наблюдение. Пусть $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ одинаково распределены и интегрируемы с квадратом. Посчитайте $\mathbb{D} \frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{n}$ для случая, когда ξ_1, \dots, ξ_n попарно независимы, и для случая, когда ξ_1, \dots, ξ_n совпадают. Сделайте вывод самостоятельно.

Типичные задачки на подсчет матожидания и дисперсии

[суммирование по частям] Урна содержит 100 шаров с номерами от 1 до 100. Пусть K - наибольший номер, полученный при 10 их поштучных извлечениях с возвращением. Найдите $\mathbb{E} K$ и $\mathbb{D} K$. [сумма матожиданий равна матожиданию суммы] Как с помощью листа тетрадки в линейку (с расстоянием между линиями 1 см) и иголки длиной 1,5 см, согнутой в кочергу (буквой Γ), определить число π ? То же с иголкой, согнутой в форме буквы Π . А для круглой иголки произвольной длины?

[производящая функция] В бар с целью застрелить Бессмертного Джо за час в среднем заходит 1 снайпер и 2 ламера. Предполагая, что каждый заходящий не уйдет, пока не пристрелит Джо, при этом ламер попадает с вероятностью 1/4, снайпер — с вероятностью 3/4, найдите среднее за час число выстрелов.

Мощный метод посчитать: производящие функции

Пусть случайная величина ξ принимает лишь целочисленные неотрицательные значения. Производящей функцией (pgf: probability generating function) случайной величины ξ называют ряд

$$\phi_{\xi}(t) \stackrel{\triangle}{=} \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(\xi = k) t^k = \mathbb{E}t^{\xi} \quad \forall t.$$

Подумать: откуда, из какого множества, здесь t?

0⁰
$$\phi_{\xi}(1) = 1;$$

1⁰ $\mathbb{P}(\xi = k) = \frac{1}{k!}\phi_{\xi}^{(k)}(0).$

Подумать: а производная точно существует?

Подумать: не только по дискретному распределению можно получить производящую функцию, но и по функции можно восстановить распределение.

Производящие функции: свойства [с-но]

Пусть случайные величины $\xi, \xi_1, \dots, \xi_k, \dots$ принимают лишь целые неотрицательные значения.

$$0^0 \ \phi_{\mathcal{E}}(1) = 1;$$

$$1^0 \ \mathbb{P}(\xi = k) = \frac{1}{k!} \phi_{\xi}^{(k)}(0);$$

- $2^0 \ \phi'_{\xi}(1) = \mathbb{E}\xi, \ \phi^{(k)}_{\xi}(1) = \mathbb{E}\xi(\xi-1)\dots(\xi-k+1),$ если соответствующие матожидания существуют;
- 3^0 $\phi_{a\xi+b}(t)$ = $t^b\phi_\xi(t^a)$ для целых неотрицательных a,b;
- 4^0 $\phi_{\xi_1+\xi_2+\cdots+\xi_k}=\phi_{\xi_1}\phi_{\xi_2}\ldots\phi_{\xi_k}$ для независимых (как?) случайных величин ξ_1,ξ_2,\ldots,ξ_k ;
- 5^0 [0,5 баллов] для независимых (как?) случайных величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_k$ и независящей от них случайной величины η , принимающей натуральные значения, выполнено $\phi_{\xi_1+\xi_2+\dots+\xi_\eta}=\phi_\eta(\phi_{\xi_1}).$

Посчитать матожидание через производящие функции: геометрическое распределение

Пример 1. Для $\xi \in Geom^1(p)$ получаем

$$\begin{split} \phi_{\xi}(t) &= \sum_{k=1}^{\infty} q^{k-1} p t^k = p t \sum_{k=0}^{\infty} (q t)^k = \frac{p t}{1-q t}, \\ \phi'_{\xi}(t) &= \frac{d}{d t} \left(\frac{p t}{1-q t} \right) = \frac{p (1-q t) + p q t}{(1-q t)^2} = \frac{p}{(1-q t)^2}, \\ \phi''_{\xi}(t) &= \frac{d}{d t} \left(\frac{p}{(1-q t)^2} \right) = \frac{2p q}{(1-q t)^3}, \\ \mathbb{E} \xi &= \phi'_{\xi}(1) &= \frac{1}{p}, \quad \mathbb{E}(\xi^2) = \mathbb{E} \xi (\xi-1) + \mathbb{E} \xi = \phi''_{\xi}(1) + \frac{1}{p} = \frac{2q}{p^2} + \frac{1}{p}, \\ \mathbb{D} \xi &= \frac{2q}{p^2} + \frac{p}{p^2} - \frac{1}{p^2} = \frac{q}{p^2}. \end{split}$$

Посчитать матожидание через производящие функции: биномиальное распределение

Пример 2. Для распределенной по Бернулли случайной величины $\xi \in B(1,p)$ выполнено

$$\phi_{\xi}(t) = q + pt, \ \mathbb{E}\xi = \phi_{\xi}'(1) = p, \ \mathbb{D}\xi = \phi_{\xi}''(1) + \phi_{\xi}'(1) - (\phi_{\xi}'(1))^2 = pq.$$

Пример 3. Для случайной величины $\eta \in B(n,p)$, как суммы n независимых распределенных по Бернулли случайных величин, имеем

$$\phi_{\eta}(t) = (q+pt)^n, \ \mathbb{E}\eta = np, \ \mathbb{D}\eta = npq.$$

Ковариация

Здесь и далее рассматриваем лишь дискретные случайные величины, интегрируемые с квадратом $(\mathbb{E}|\xi|^2 < +\infty)$.

Ковариацией двух случайных величин назовем значение выражения

$$cov(\xi_1,\xi_2) = \mathbb{E}(\xi_1 - \mathbb{E}\xi_1)(\xi_2 - \mathbb{E}\xi_2).$$

Как и дисперсию, ковариацию можно выразить по-другому:

$$cov(\xi_1, \xi_2) = \mathbb{E}(\xi_1 - \mathbb{E}\xi_1)(\xi_2 - \mathbb{E}\xi_2) = \mathbb{E}(\xi_1 \xi_2) - \mathbb{E}\xi_1 \mathbb{E}\xi_2.$$

Подумать: ковариация инвариантна относительно сдвига на число любого из своих аргументов.

Свойства ковариации [с-но]

Для любых дискретных случайных величин ξ_1, ξ_2, η , для любых $c_1, c_2 \in \mathbb{R}$:

$$1^{0} \quad \mathbb{D}(\xi_{1}+\xi_{2}) = \mathbb{D}\xi_{1} + \mathbb{D}\xi_{2} + 2cov(\xi_{1},\xi_{2});$$

$$2^{0} \quad cov(\xi_{1},\xi_{2}) = cov(\xi_{2},\xi_{1});$$

$$3^{0} \quad cov(\xi_{1}+\xi_{2},\eta) = cov(\xi_{1},\eta) + cov(\xi_{2},\eta);$$

$$4^{0} \quad cov(\xi_{1},\xi_{2}) = 0 \text{ в случае независимых } \xi_{1},\xi_{2};$$

$$5^{0} \quad cov(\xi_{1}+c_{1},\xi_{2}+c_{2}) = cov(\xi_{1},\xi_{2});$$

$$6^{0} \quad cov(\xi_{1},\xi_{1}) = \mathbb{D}\xi_{1};$$

$$7^{0} \quad cov(c_{1}\xi_{1},c_{2}\xi_{2}) = c_{1}c_{2}cov(\xi_{1},\xi_{2}).$$

Коррелированные случайные величины

Корреляцией двух случайных величин ξ_1, ξ_2 называют выражение

$$\rho(\xi_1, \xi_2) = \frac{cov(\xi_1, \xi_2)}{\sqrt{\mathbb{D}\xi_1 \cdot \mathbb{D}\xi_2}}.$$

Если $cov(\xi_1,\xi_2)=0$, то случайные величины называют некоррелированными, в частности отличные от констант независимые случайные величины всегда некоррелированны (функционально зависимы).

Подумать: корреляция инвариантна относительно сдвига и растяжения (на число) каждого аргумента.

Некоррелированность, независимость и линейная зависимость

 $ho(\xi_1,\xi_2)$ = 0 выполнено в точности для некоррелированных случайных величин (отличных от константы), в частности это так для независимых случайных величин.

[С-но] Приведите пример некоррелированных, но тем не менее зависимых случайных величин.

Теорема. Если коэффициент корреляции существует, то

- 1) $\rho(\xi_1, \xi_2) \in [-1, 1];$
- 2) в случае $|\rho(\xi_1,\xi_2)|=1$ для некоторых не равных нулю одновременно чисел b,c выполнено $\xi_2=c+b\xi_1$ почти для всех $\omega,$ и b имеет знак $\rho(\xi_1,\xi_2).$

Сильная коррелированность

Теорема. Если коэффициент корреляции существует, то

- 1) $\rho(\xi_1, \xi_2) \in [-1, 1];$
- 2) в случае $|\rho(\xi_1,\xi_2)|=1$ для некоторых не равных нулю одновременно чисел b,c выполнено $\xi_2=c+b\xi_1$ почти для всех ω , и b имеет знак $\rho(\xi_1,\xi_2).$

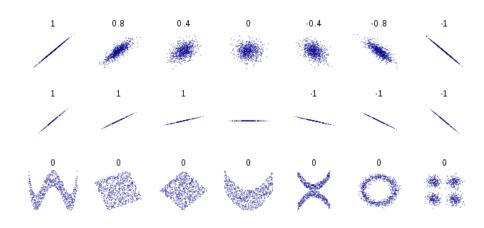
Доказательство. Можно считать, что $\mathbb{E}\xi_1=\mathbb{E}\xi_2=0, \mathbb{D}\xi_1=\mathbb{D}\xi_2=1.$

Теперь $2|cov(\xi_1,\xi_2)| = |\mathbb{E}(2\xi_1\xi_2)| \le \mathbb{E}\xi_1^2 + \mathbb{E}\xi_2^2 = 2$, и пункт 1 доказан. В случае равенства имеем $\mathbb{E}(\xi_1 \pm \xi_2)^2 = 0$, то есть $\xi_1 \pm \xi_2 = 0$, и пункт 2 также доказан.

 $\overline{\frac{\mathsf{Подумать:}}{\xi_1=c+b\xi_2}}$ верно ли, что в формулировке теоремы можно написать

 $\overline{\text{Подумать}}$: верно ли, что в формулировке теоремы можно гарантировать, что $b \neq 0$?

Корреляция наглядно



Линейная регрессия

Даны две случайные величины $\xi, \eta:\Omega \to \mathbb{R}.$ Найти такие константы $\bar{a}, \bar{b},$ что

$$\inf_{a,b\in\mathbb{R}} \mathbb{E}(\xi - a\eta - b)^2 = \mathbb{E}(\xi - \bar{a}\eta - \bar{b})^2.$$

Прямой подстановкой имеем:

$$f(a,b) \stackrel{\triangle}{=} \mathbb{E}(\xi - a\eta - b)^{2}$$
$$= \mathbb{E}\xi^{2} + a^{2}\mathbb{E}\eta^{2} + b^{2} - 2a\mathbb{E}(\xi\eta) - 2b\mathbb{E}\xi + 2ab\mathbb{E}\eta.$$

Поскольку функция гладкая, то для (\bar{a}, \bar{b}) получаем систему уравнений

$$0 = \frac{\partial f(\bar{a}, \bar{b})}{\partial a} = 2\bar{a}\mathbb{E}\eta^2 - 2\mathbb{E}(\xi\eta) + 2\bar{b}\mathbb{E}\eta,$$

$$0 = \frac{\partial f(\bar{a}, \bar{b})}{\partial b} = 2\bar{b} - 2\mathbb{E}\xi + 2\bar{a}\mathbb{E}\eta.$$



Линейная регрессия

Отсюда, подставляя $ar{b} = \mathbb{E} \xi - ar{a} \mathbb{E} \eta$, получаем

$$0 = \bar{a}\mathbb{E}\eta^2 - \mathbb{E}(\xi\eta) + (\mathbb{E}\xi - \bar{a}\mathbb{E}\eta)\mathbb{E}\eta$$
$$= \bar{a}(\mathbb{E}\eta^2 - (\mathbb{E}\eta)^2) - \mathbb{E}(\xi\eta) + \mathbb{E}\xi\mathbb{E}\eta$$
$$= \bar{a}\mathbb{D}\eta - cov(\xi, \eta),$$

то есть
$$\bar{a} = \frac{cov(\xi,\eta)}{\mathbb{D}\eta} = \frac{cov(\xi,\eta)}{cov(\eta,\eta)}, \ \bar{b} = \mathbb{E}\xi - \frac{cov(\xi,\eta)}{\mathbb{D}\eta}\mathbb{E}\eta.$$

Таким образом, наилучшая линейная оценка $\hat{\xi}$ величины ξ с помощью η равна

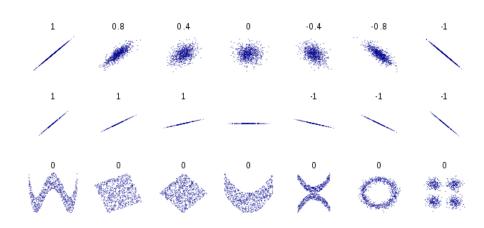
$$\hat{\xi} \stackrel{\triangle}{=} \mathbb{E}\xi + \frac{cov(\xi, \eta)}{cov(\eta, \eta)}(\eta - \mathbb{E}\eta).$$

[С-но] Проверьте, что

$$\mathbb{E}\hat{\xi} = \mathbb{E}\xi, \ \mathbb{D}\hat{\xi} = \rho^2(\xi,\eta)\mathbb{D}\xi, \ \mathbb{D}(\hat{\xi} - \xi) = (1 - \rho^2(\xi,\eta))\mathbb{D}\xi.$$

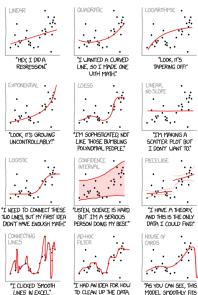


Корреляция наглядно снова: $\mathbb{D}(\hat{\xi} - \xi) = (1 - \rho^2(\xi, \eta))\mathbb{D}\xi$



Но можно использовать не только линейную регрессию!

CURVE-FITTING METHODS AND THE MESSAGES THEY SEND





LIHAT DO YOU THINK?"

THE- WAIT NO NO DON'T EXTEND IT AAAAAA!!"

Что будет дальше?

- распределение случайных величин
- медиана, математическое ожидание
- независимость случайных величин
- производящие функции
- дисперсия, ковариация и корреляция
- совместное распределение случайных величин, маргинальные распределения
- условное математическое ожидание