Теория вероятностей.

- 1. Случайные события.
- 2. Теоремы сложения и умножения вероятностей.
- 3. Формула полной вероятности. Формула Байеса.
- 4. Дискретные и непрерывные случайные величины. Законы распределения и их числовые характеристики.
- 5. Статистическое распределение выборки. Характеристики вариационного ряда.
- 6. Точечные и интервальные оценки параметров распределения.
- 7. Элементы корреляционного анализа. Проверка статистических гипотез.
- 1. **Случайное событие** некотороеподмножество множества элементарных исходов случайного эксперимента. Случайное событие может либо произойти или не произойти при осуществлении определенной совокупности условий.

Случайные события обозначаются прописными буквами: А, В, С ...

Событие, которое обязательно произойдет при определенной совокупности условий, называется достоверным и обозначается символом Ω .

Событие, которое заведомо не произойдет при определенной совокупности условий, называется **невозможным** и обозначается символом \varnothing .

Вероятность случайного события

$$P(A) = \frac{m}{n},$$

где m - число исходов, благоприятствующих появлению данного события, n — общее число всех равновозможных элементарных исходов. Вероятность — это число, являющееся мерой объективной возможности наступления события.

Вероятность достоверного события $P(\Omega) = 1$, вероятность невозможного события $P(\emptyset) = 0$. Следовательно, вероятность случайного события $0 \le P(A) \le 1$.

Для подсчета числа благоприятных исходов и числа равновозможных исходов пользуются комбинаторикой. Существуют два основных правила комбинаторики:

1. Правило сложения.

Если два альтернативных (взаимно исключающих) действия могут быть выполнены nи mспособами, то выполнение одного из них возможно n+m способами.

2. Правило умножения.

Если первое действие можно сделать nспособами, а второе — m способами, то два действия можно сделать $n \times m$ способами.

Перестановками называются комбинации, состоящие из одних и тех же n различных элементов и отличающиеся только порядком их расположения:

$$P(n) = P_n = n! = 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot n.$$

Перестановки с повторениями:

$$P_n(n_1, n_2, ..., n_k)$$
 где $n_1 + n_2 + \cdots + n_k = \frac{n!}{n_1! \cdot n_2! \cdot ... \cdot n_k!}$ где $n_1 + n_2 + \cdots + n_k = n$.

Размещениями называются комбинации, составленные из п различных элементов по т элементов, которые отличаются либо составом элементов, либо их порядком:

$$A_n(m) = A_n^m = \frac{n!}{(n-m)!}.$$

Размещения с повторениями:

$$A_n^m = n^m$$
.

Сочетаниями называются комбинации, составленные из п различных элементов по т элементов, которые отличаются составом элементов:

$$C_n^m = \frac{n!}{m! \cdot (n-m)!}.$$

Сочетания с повторениями:

$$C_n^m = C_{n+m-1}^m$$

 $\mathsf{C}_n^m = \mathsf{C}_{n+m-1}^m$ Теоремы сложения и умножения вероятностей.

Два события называются несовместными, если появление одного из них исключает появление другого в одном и том же испытании. Иначе, события называются совместными.

Вероятность суммы двух несовместных событий равна сумме вероятностей этих событий:

$$P(A+B)=P(A)+P(B)$$
.

Вероятность суммы двух совместных событий равна сумме вероятностей этих событий без вероятности их совместного появления:

$$P(A+B) = P(A) + P(B) - P(AB).$$

Группа событий называется полной, если в результате опыта наступает хотя бы одно из этих событий.

Два события называются противоположными, если это несовместные события, образующие полную группу. \overline{A} - противоположное событие.

$$P(A+\overline{A}) = P(A) + P(\overline{A}) = 1$$
, следовательно $P(\overline{A}) = 1 - P(A)$.

Произведением двух событий А и В называют событие АВ, состоящее в совместном появлении этих событий.

Два события называются независимыми, если вероятность одного из них не зависит от появления другого события.

Вероятность совместного появления двух независимых событий равна произведению вероятностей этих событии:

$$P(AB) = P(A) P(B).$$

Два события называются зависимыми, если вероятность появления одного из них зависит от появления или не появления другого события.

Р(А|В) – это условная вероятность события А при условии, что событие В уже произошло.

Вероятность совместного появления двух <u>зависимых</u> событий равна произведению вероятности одного из этих событий на условную вероятность другого:

$$P(AB) = P(A)P(A|B) = P(B)P(B|A).$$

3. Формула полной вероятности. Формула Байеса.

Пусть события $H_1, H_2, ..., H_n$ образуют полную группу событий. Тогда для любого события A, которое может произойти при условии наступления одного из событий H_i , имеет место формула полной вероятности

$$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(H_i) \cdot P(A|H_i).$$

Пусть события $H_1, H_2, ..., H_n$ образуют полную группу событий. Тогда условная вероятность события $H_k(k=\overline{1,n})$ при условии, что событие A произошло, задается формулой Байеса

$$P(H_k|A) = \frac{P(H_k) \cdot P(A|H_k)}{\sum_{i=1}^n P(H_i) \cdot P(A|H_i)}.$$

Формула Байеса показывает, как изменяется вероятность гипотезы $P(H_i)$ при реализации события A.

Если производится п независимых испытаний, в каждом из которых вероятность появления события A равна p, а вероятность его не появления равна q=1-p, то вероятность того, что событие A произойдет m раз определяется формулой Бернулли:

$$P_n(m) = C_n^m p^m q^{n-m}, m = 0, 1, 2, ..., n.$$

Число m_0 , при котором вероятность $P_n(m_0)$ достигает своего максимального значения, называют наивероятнейшим числом успехов:

$$np - q \le m_0 \le np + p$$
.

4. Дискретные и непрерывные случайные величины. Законы распределения и их числовые характеристики.

Случайной величиной называют величину, которая в результате опыта принимает различные значения, заранее неизвестные.

Дискретная случайная величина принимает отдельные изолированные значения с определенными вероятностями. Законом распределения случайной величины называют соответствие между возможными значениями и их вероятностями.

Две случайные величины называются независимыми, если закон распределения одной из них не зависит от того, какие возможные значения приняла другая случайная величина.

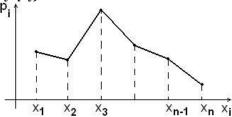
Закон распределения дискретной случайной величины можно представить в виде ряда распределения, многоугольника распределения и функции распределения.

Ряд распределения:

X	\mathbf{x}_1	X ₂	X3	 Xn
P	p_1	p_2	p_3	 p _n

Многоугольник распределения — это ломаная, вершинами которой являются тонки с координатами (x, y_0) :

точки с координатами $(x_i; p_i)$:



Числовыми характеристиками называют параметры, отражающие наиболее существенные черты закона распределения случайной величины.

Математическим ожиданием дискретной случайной величины называется сумма произведений возможных значений случайной величины и их вероятностей:

$$M(X) = \sum_{i=1}^{n} x_i \, p_i.$$

Свойства математического ожидания независимых случайных величин:

- 1. M(C) = C (C постоянная),
- 2. $M(CX) = C \cdot M(X)$,
- 3. $M(X \cdot Y) = M(X) \cdot M(Y)$,
- 4. $M(X \pm Y) = M(X) \pm M(Y)$.

Модой дискретной случайной величины называется ее наивероятнейшее значение.

Дисперсией случайной величины называют математическое ожидание квадрата отклонения случайной величины от ее математического ожидания:

$$D(X) = M(X - M(X))^2.$$

Дисперсию можно вычислить по формуле $D(X) = M(X^2) - (M(X))^2$. Свойства дисперсии:

- 1. D(C) = 0,
- $2. \ D(CX) = C^2 \cdot D(X),$
- 3. D(X + Y) = D(X) + D(Y),
- 4. D(X Y) = D(X) + D(Y).

Среднее квадратическое отклонение — это $\sigma(X) = \sqrt{D(X)}$. Этот параметр имеет размерность случайной величины и может быть наглядно представлено графически.

Основные распределения дискретной случайной величины.

Биномиальное: Случайная величина X представляет собой число появлений события A в n независимых опытах и принимает целые неотрицательные значения. Вероятность того, что в n испытаниях событие n появится ровно n раз, вычисляется по формуле Бернулли.

Параметры биномиального распределения $M(X) = np, D(X) = npq, \sigma(X) = \sqrt{npq}$.

Пуассоновское: Случайная величина X принимает целые неотрицательные значения 0, 1, 2, 3 ..., n, где n достаточно большое число. Вероятность появления события в одном опыте p является достаточно малым числом.

Однако, $\lambda = np$ ограничено. Тогда вероятность того, что в n испытаниях событие А появится ровно m раз, вычисляется по формуле Пуассона

$$P_n(m) = \frac{\lambda^m}{m!} e^{-\lambda}.$$

Параметры распределения Пуассона $M(X) = \lambda$, $D(X) = \lambda$, $\sigma(X) = \sqrt{\lambda}$.

Геометрическое: Пусть производятся независимые испытания, в каждом из которых событие наступает с вероятностью р. Испытания заканчиваются, как только появится событие A. Вероятность появления события A не менее чем в т опытах, вычисляется по формуле

$$P(m) = q^{m-1}p.$$

Параметры геометрического распределения $M(X) = \frac{1}{n}$, $D(X) = \frac{q}{n^2}$, $\sigma(X) = \frac{\sqrt{q}}{n^2}$.

Гипергеометрическое: Пусть имеется конечная совокупность, состоящая из N элементов, среди которых M обладают определенным свойством. Случайным образом из общей совокупности выбирается группа из п элементов. Вероятность того, что в данной выборке окажется ровно т элементов, обладающих указанным свойством, вычисляется по формуле

$$P(m) = \frac{C_M^m \cdot C_{N-M}^{n-m}}{C_N^n}.$$

Параметры гипергеометрического распределения $M(X) = \frac{M \cdot n}{N}$, $D(X) = \frac{M \cdot n}{N}$

Непрерывная случайная величина принимает все значения из некоторого конечного или бесконечного промежутка.

Закон распределения непрерывной случайной величины можно представить в виде функции распределения и плотности распределения.

Функция распределения — это универсальная форма закона распределения, так как она характеризует не только непрерывную случайную величину, но и дискретную тоже.

Функцией распределения случайной величины X называется функция F(x), которая для любого $x \in R$ равна вероятности события (X < x): F(x) = P(X < x). Свойства функции распределения:

- 1. F(x) неубывающая функция на R,
- 2. 0 < F(x) < 1,
- 3. $F(-\infty) = 0$,
- 4. $F(+\infty) = 1$.

Плотностью распределения вероятностей непрерывной случайной величины X называется производная от функции распределения: f(x) = F'(x). Свойства плотности распределения:

- 1. $f(x) \ge 0$, 2. $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$,
- 3. $P(a < X < b) = F(b) F(a) = \int_a^b f(x) dx$,
- $4. F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt.$

Математическое ожидание непрерывной случайной величины на интервале [a; b]равно: $M(x) = \int_a^b x f(x) dx$, дисперсия равна $D(X) = \int_a^b (x - M(X))^2 f(x) dx$. Дисперсию также можно вычислить по формуле: $D(x) = \int_a^b (x - M(X))^2 f(x) dx$ $\int_a^b (x)^2 f(x) dx - M(X)^2$

Модой непрерывной случайной величины называется точка локального максимума функции плотности f(x).

Корень уравнения F(x) = 1/2 называется медианой случайной величины.

Основные законы распределения непрерывной случайной величины:

Равномерное распределение задается плотностью распределения

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, \text{при } x \in [a,b], \\ 0, \text{при } x \notin [a,b]. \end{cases}$$

Параметры равномерного распределения $M(X) = \frac{a+b}{2}$, $D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$, $\sigma(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

Показательное распределение задается функцией плотности $f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, \text{при } x \geq 0, \\ 0, \text{при } x < 0. \end{cases}$

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, \text{при } x \ge 0\\ 0, \text{при } x < 0. \end{cases}$$

Параметры показательного распределения $M(X) = \frac{1}{\lambda}, D(X) = \frac{1}{\lambda^2}, \sigma(X) = \frac{1}{\lambda}$

Нормальное распределение задается функцией плотности

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-a)^2}{2\sigma^2}}$$

Параметры нормального распределения $M(X) = a, D(X) = \sigma^2$.

5. Статистическое распределение выборки. Характеристики вариационного ряда.

Для изучения случайной величины Х производят ряд независимых опытов. В каждом из этих опытов случайная величина Х принимает то или иное значение. Пусть она приняла n_1 раз значение x_1 , n_2 раз - значение x_2 , ... n_k раз – значение x_k.

Значения $x_1, x_2, ... x_k$ называются вариантами случайной величины X. Числа n_i , показывающие, сколько раз встречается варианта хі в выборке, называются частотами, а $\omega_i = \frac{n_i}{n}$ называются относительными частотами. Число $\sum n_i = n$ это объем выборки.

Последовательность вариант, упорядоченных по возрастанию, называется вариационным рядом.

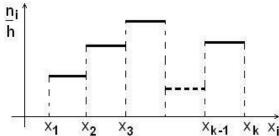
Перечень вариант и соответствующих им частот (и/или относительных частот) называется статистическим рядом или статистическим распределением выборки.

Статистический ряд может быть представлен в виде таблицы

	n _i	n_1	n_2	n ₃		n _k
--	----------------	-------	-------	----------------	--	----------------

Или графически в виде полигона частот - ломаной, соединяющей точки $(x_i; n_i)$. В случае непрерывного признака распределения целесообразно строить гистограмму частот.

Гистограммой частот называют ступенчатую фигуру, состоящую из прямоугольников, основаниями которых служат частичные интервалы длиной h, а высоты равны $\frac{n_i}{h}$ (плотность частоты). Площадь гистограммы равна объему выборки n.



Числовые характеристики выборки:

1. выборочная средняя

$$\bar{x}_{\scriptscriptstyle B} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{\kappa} x_i \cdot n_i$$

2. выборочная дисперсия

$$D_{B} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{K} (x_{i} - \bar{x}_{B})^{2} \cdot n_{i}$$

3. выборочное среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_{\scriptscriptstyle
m B}=\sqrt{D_{\scriptscriptstyle
m B}}$$

4. исправленная выборочная дисперсия

$$S^2 = \frac{n}{n-1}D_{\rm B}$$

5. размах вариации

$$R = x_{\text{max}} - x_{\text{min}}$$

6. мода вариационного ряда

 \widetilde{Mo} - варианта, имеющая наибольшую частоту

7. медиана вариационного ряда

 \widetilde{Me} - значение варианты, приходящейся на середину вариационного ряда

6. Точечные и интервальные оценки параметров распределения. Пусть изучается случайная величина X с математическим ожиданием M(X) и дисперсией D(X), оба эти параметра неизвестны.

Статистика, используемая в качестве приближенного значения неизвестного параметра, называется ее **точечной оценкой**. Качество оценки определяют, проверяя, обладает ли она свойствами несмещенности, состоятельности и эффективности.

Несмещенность оценки означает отсутствие систематических погрешностей в наблюдаемых данных, для этого ее математическое ожидание должно быть равно оцениваемому параметру.

Состоятельность оценки заключается в том, что с ростом числа наблюдений дисперсия стремится к нулю.

Для исследуемого параметра оценка эффективна, если имеет минимальную дисперсию среди всех возможных оценок, построенных по данной выборке.

Выборочное среднее $\bar{x}_{\text{в}}$ является несмещенной и состоятельной оценкой математического ожидания M(X). Исправленная выборочная дисперсия S^2 является несмещенной и состоятельной оценкой дисперсии D(X).

Интервальные оценки являются более полными и надежными по сравнению с точечными, они применяются как для больших, так и для малых выборок. Интервальной оценкой служит симметричный относительно точечной оценки интервал. Если дана интервальная оценка (a;b), то точечная оценка определяется по интервальной как $\frac{b+a}{2}$. Точность интервальной оценки (a;b) определяется как $\delta = \frac{b-a}{2}$.

8. Элементы корреляционного анализа. Проверка статистических гипотез. **Корреляционной зависимостью** называют такую зависимость, при которой изменение одной из случайных величин влечет изменение средних значений другой случайной величины.

Основные задачи корреляционного анализа:

- 1. определение формы корреляционной связи,
- 2. оценка тесноты связи,
- 3. проверка значимости корреляционной связи.

При изучении зависимости между двумя величинами чаще других используется линейная регрессия. Уравнение парной линейной регрессии имеет вид $y = \alpha + \beta x + \delta$, где β - коэффициент регрессии. Уравнение регрессии всегда дополняется показателем тесноты связи изучаемых величин. Для линейной регрессии в качестве такого показателя выступает коэффициент корреляции r_{xy} . Коэффициент корреляции принадлежит промежутку [-1; 1] и его знак совпадает со знаком коэффициента регрессии.

Коэффициент корреляции можно найти по следующим формулам:

$$egin{aligned} r_{\mathrm{xy}} &= rac{\mu_{\mathrm{xy}}}{\sigma_{\mathrm{x}}\sigma_{\mathrm{y}}}, \mathrm{где} \ \mu_{\mathrm{xy}} &= \overline{XY} - \overline{X} \cdot \overline{Y}. \ \hline \overline{X} &= M(X) &= rac{\sum_{i} x_{i}}{n}, \overline{Y} &= M(Y) &= rac{\sum_{i} y_{i}}{n}, \overline{XY} &= rac{\sum_{i} x_{i} \cdot y_{i}}{n}, \ \sigma_{\mathrm{x}} &= \sqrt{D_{\mathrm{B}}(X)}, \sigma_{\mathrm{y}} &= \sqrt{D_{\mathrm{B}}(Y)}, D_{\mathrm{B}}(X) &= rac{1}{\mathrm{n}} \sum_{i=1}^{k} (x_{i} - \bar{x}_{\mathrm{B}})^{2} \cdot n_{i}, D_{\mathrm{B}}(Y) \ &= rac{1}{\mathrm{n}} \sum_{i=1}^{k} (y_{i} - \bar{y}_{\mathrm{B}})^{2} \cdot n_{i}. \end{aligned}$$

Статистической гипотезой H_0 называют гипотезу о виде неизвестного распределения или о параметрах известного распределения. Конкурирующей

(альтернативной) называют гипотезу H_1 , которая противоречит основной гипотезе.

Правило проверки статистических параметрических гипотез.

- 1. Формулируют H_0 и H_1 .
- 2. Назначают уровень значимости α.
- 3. Выбирают статистику критерия К для проверки Н₀.
- 4. Определяют $K_{\text{набл}}$ по выборке при условии, что H_0 верна.
- 5. В зависимости от H_1 определяют критическую область (левую, правую или двухстороннюю).
- 6. По таблице определяют значение $K_{\kappa p}$.
- 7. Если $K_{\text{набл}} > K_{\text{кр}}$, то гипотезу H_0 отвергают, если же $K_{\text{набл}} < K_{\text{кр}}$, то гипотеза H_0 не противоречит наблюдаемым данным.

Проверка <u>гипотезы</u> о <u>виде распределения</u> случайной величины осуществляется с помощью специально подобранной случайной величины — критерия согласия. *Критерием согласия* называют статистический критерий проверки гипотезы о предполагаемом законе распределения. Критерий согласия Пирсона χ^2 устанавливает, при уровне значимости α , согласуется ли гипотеза с опытными данными.

$$\chi^2_{ ext{набл}} = \sum_{i=1}^k rac{\left(n_i - n_i^T
ight)^2}{n_i^T}$$
,

где n_i – эмпирические частоты, $\sum_{i=1}^k n_i = n$; n_i^T – теоретические частоты,

$$\sum_{i=1}^k n_i^T = n.$$

Случайная величина V распределена по закону χ^2 со степенями свободы k=s-r-1, где S — число интервалов выборки, r — число параметров предполагаемого распределения. Из уравнения $P(\chi^2_{\text{набл}} - \chi^2_{\text{кр}}) = \alpha$ по соответствующим таблицам определяем $\chi^2_{\text{кр}}$. Если $\chi^2_{\text{набл}} > \chi^2_{\text{кр}}$, то гипотезу H_0 о том, что измеряемая величина распределена нормально, следует отбросить как несостоятельную. Если же $\chi^2_{\text{набл}} < \chi^2_{\text{кр}}$, то гипотеза о нормальном распределении этой выборки не противоречит наблюдаемым данным.