

Прикладной статистический анализ данных.
6. Анализ зависимостей.

Рябенко Евгений
riabenko.e@gmail.com

10 октября 2014 г.

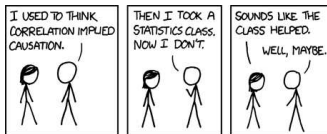
Задача исследования взаимосвязи между признаками

Дано: значения признаков X_1, X_2 измерены на объектах $1, \dots, n$.
Эквивалентная формулировка: имеются связанные выборки
 $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n})$ и $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n})$.

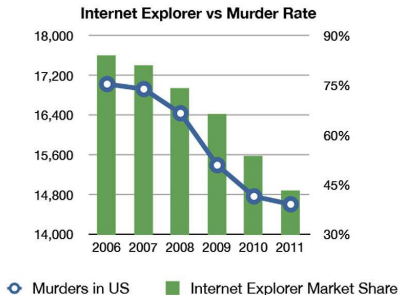
Насколько сильно признаки X_1, X_2 связаны между собой?

Статистическая взаимосвязь между случайными величинами —
корреляция.

Корреляция и причинность



Корреляция — статистическая взаимосвязь между случайными величинами; не является достаточным условием причинно-следственной:



Другие примеры: <http://www.tylervigen.com/>

Корреляция Пирсона

Коэффициент корреляции Пирсона $r_{X_1 X_2}$ случайных величин X_1 и X_2 — мера силы **линейной** корреляции между ними:

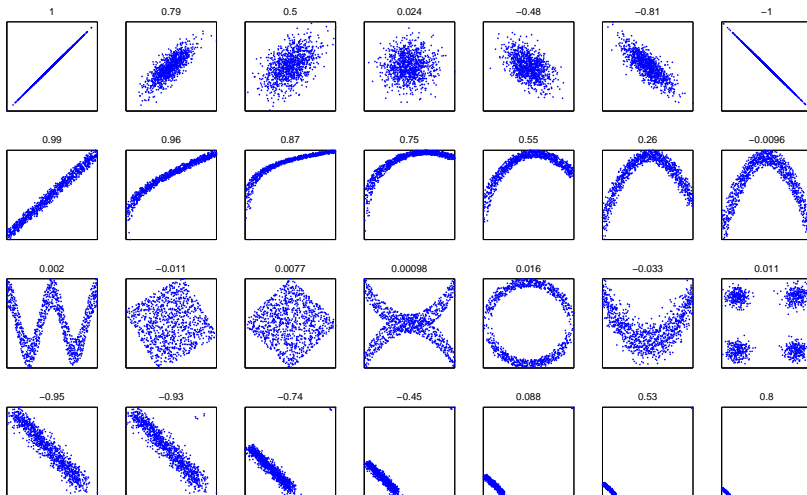
$$r_{X_1 X_2} = \frac{\mathbb{E}((X_1 - \mathbb{E}X_1)(X_2 - \mathbb{E}X_2))}{\sqrt{\mathbb{D}X_1 \mathbb{D}X_2}}.$$

$r_{X_1 X_2} \in [-1, 1]$.

Пусть имеется простая выборка пар $(X_{1i}, X_{2i}), i = 1, \dots, n$.
Выборочный коэффициент корреляции Пирсона:

$$r_{X_1 X_2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_{1i} - \bar{X}_1)^2 \sum_{i=1}^n (X_{2i} - \bar{X}_2)^2}}.$$

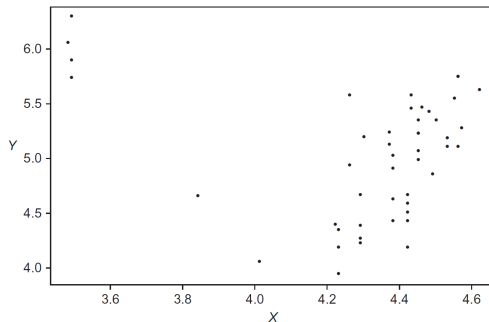
Корреляция Пирсона



Корреляция Пирсона

Недостатки выборочного коэффициента Пирсона:

- для распределений, отличных от нормального, перестаёт быть эффективной оценкой популяционного коэффициента корреляции;
- служит мерой только линейной взаимосвязи;
- неустойчив к выбросам.



Корреляция между логарифмами эффективной температуры на поверхности звезды (X) и интенсивности её света (Y) получается отрицательной ($r_{XY} = -0.21$) из-за наличия в выборке красных гигантов.

Критерий Стьюдента

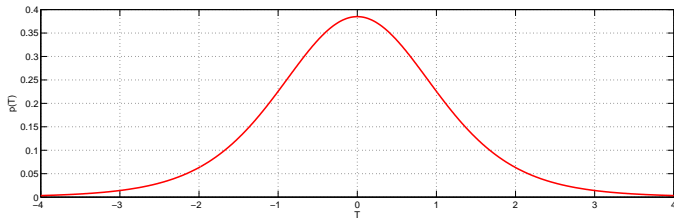
выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n})$,
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n})$, выборки связанные,
 $(X_1, X_2) \sim N(\mu, \Sigma)$;

нулевая гипотеза: $H_0: r_{X_1 X_2} = 0$;

альтернатива: $H_1: r_{X_1 X_2} < \neq > 0$;

статистика: $T(X_1^n, X_2^n) = \frac{r_{X_1 X_2} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{X_1 X_2}^2}}$;

$T(X_1^n, X_2^n) \sim St(n-2)$ при H_0 .



Критерий Стьюдента

Доверительный интервал для коэффициента корреляции Пирсона:

$$\left[r_{X_1 X_2} + \frac{t_{n-2, \alpha/2} (1 - r_{X_1 X_2}^2)}{\sqrt{n}}, r_{X_1 X_2} - \frac{t_{n-2, \alpha/2} (1 - r_{X_1 X_2}^2)}{\sqrt{n}} \right].$$

С использованием преобразования Фишера:

$$\left[\tanh \left(\operatorname{arctanh} r_{X_1 X_2} + \frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{n-3}} \right), \tanh \left(\operatorname{arctanh} r_{X_1 X_2} - \frac{z_{\alpha/2}}{\sqrt{n-3}} \right) \right].$$

Критерий Стьюдента

Пример: для двух марок зубной пасты, одна из которых рекламируется по телевизору, а другая нет, участники опроса (30 человек) выставляют оценки в баллах от 1 до 20 в соответствии со своими предпочтениями. Коэффициент корреляции Пирсона между оценками двух марок составляет 0.32, значимо ли эта величина отличается от нуля?

$$H_0: r_{X_1 X_2} = 0.$$

$$H_1: r_{X_1 X_2} \neq 0 \Rightarrow p = 0.0847.$$

Доверительный интервал: $[-0.0157, 0.6557]$.

С использованием преобразования Фишера: $[-0.0455, 0.6100]$.

Перестановочный критерий

выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n}),$

$X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n}),$ выборки связанные;

нулевая гипотеза: $H_0: r_{X_1 X_2} = 0;$

альтернатива: $H_1: r_{X_1 X_2} < \neq > 0;$

статистика: $T(X_1^n, X_2^n) = r_{X_1 X_2}.$

Нулевое распределение $T(X_1^n, X_2^n)$ порождается группой перестановок

$$G = \{g: gX_2^n = (X_{2\pi_1}, \dots, X_{2\pi_n})\},$$

где π_1, \dots, π_n — перестановка индексов $1, \dots, n;$

$$|G| = n!$$

Достижимый уровень значимости:

$$p(t) = \begin{cases} \frac{\sum_{g \in G} [T(X_1^n, gX_2^n) \leq t]}{n!}, & H_1: r_{X_1 X_2} < 0, \\ \frac{\sum_{g \in G} [|T(X_1^n, gX_2^n)| \geq |t|]}{n!}, & H_1: r_{X_1 X_2} \neq 0. \end{cases}$$

Перестановочный критерий

Перестановочный $100(1 - \alpha)\%$ доверительный интервал для коэффициента корреляции образован выборочными квантилями порядка $\alpha/2$ и $1 - \alpha/2$ перестановочного распределения $T(X_1^n, gX_2^n)$.

Пример: в предыдущем примере

$$H_0: r_{X_1X_2} = 0.$$

$$H_1: r_{X_1X_2} \neq 0 \Rightarrow p = 0.0564.$$

Корреляция Спирмена

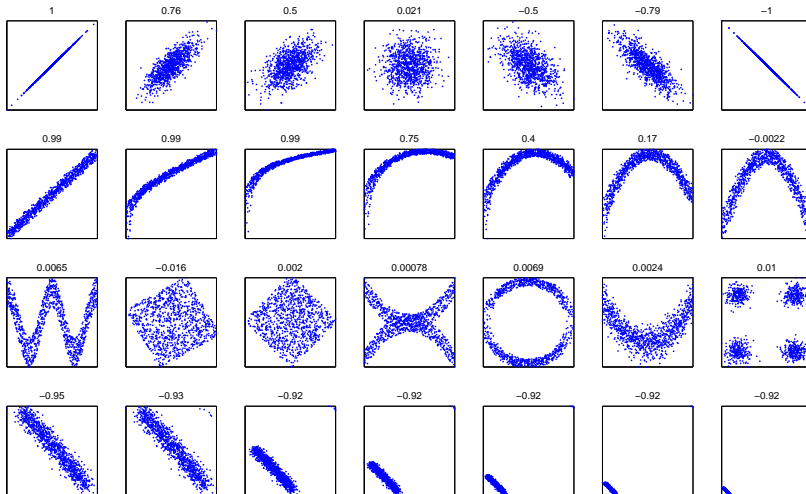
Коэффициент корреляции Спирмена $\rho_{X_1 X_2}$ случайных величин X_1 и X_2 — мера силы **монотонной** корреляции между ними; равен коэффициенту корреляции Пирсона между рангами наблюдений.

Выборочный коэффициент корреляции Спирмена:

$$\begin{aligned} \rho_{X_1 X_2} &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\text{rank}(X_{1i}) - \frac{n+1}{2} \right) \left(\text{rank}(X_{2i}) - \frac{n+1}{2} \right)}{\frac{1}{12} (n^3 - n)} = \\ &= 1 - \frac{6}{n^3 - n} \sum_{i=1}^n \left(\text{rank}(X_{1i}) - \text{rank}(X_{2i}) \right)^2, \end{aligned}$$

$\text{rank}(X_{1i})$, $\text{rank}(X_{2i})$ — ранги i -х наблюдений в соответствующих выборках.

Корреляция Спирмена



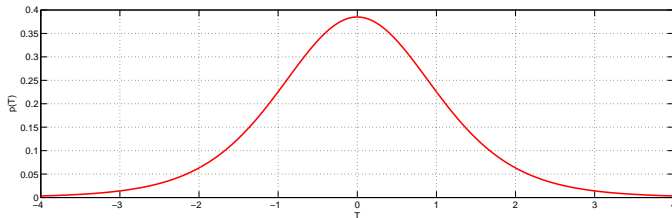
Критерий Стьюдента

выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n})$,
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n})$, выборки связанные;

нулевая гипотеза: $H_0: \rho_{X_1 X_2} = 0$;

альтернатива: $H_1: \rho_{X_1 X_2} < \neq > 0$;

статистика: $T(X_1^n, X_2^n) = \frac{\rho_{X_1 X_2} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-\rho_{X_1 X_2}^2}}$;
 $T(X_1^n, X_2^n) \sim St(n-2)$ при H_0 .



Критерий Стьюдента

Пример: выборка из 11 потребителей вегетарианских сосисок оценивает качество двух брендов. Если целевая аудитория двух брендов совпадает, то их рекламу можно давать совместно. Корреляция Спирмена оценок потребителей равна -0.854

$$H_0: \rho_{X_1 X_2} = 0.$$

$$H_1: \rho_{X_1 X_2} \neq 0 \Rightarrow p = 0.0024.$$

Корреляция Кендалла

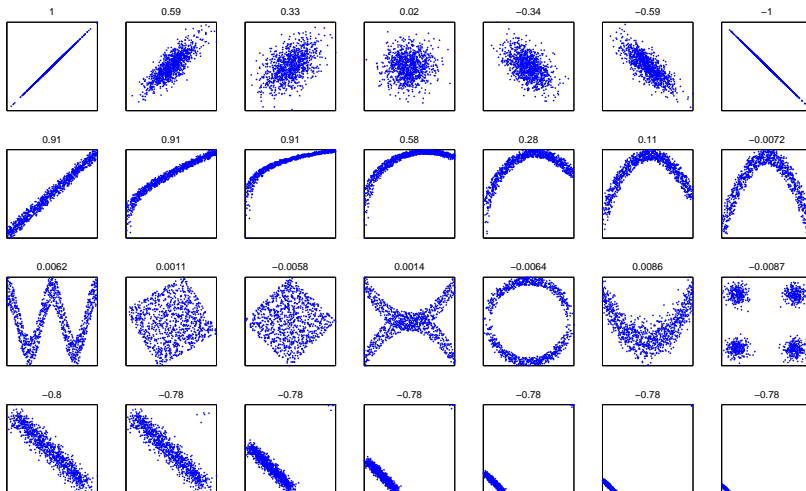
Коэффициент корреляции Кендалла $\rho_{X_1 X_2}$ случайных величин X_1 и X_2 — мера их взаимной неупорядоченности; также оценивает силу **монотонной** корреляции между величинами.

Выборочный коэффициент корреляции Кендалла:

$$\tau_{X_1 X_2} = 1 - \frac{4}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^n [[X_{1i} < X_{1j}] \neq [X_{2i} < X_{2j}]] = \frac{C - D}{C + D},$$

где C — число согласованных пар, D — число несогласованных пар.

Корреляция Кендалла



Критерий без названия

- выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n}),$
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n}),$ выборки связанные;
- нулевая гипотеза: $H_0: \tau_{X_1 X_2} = 0;$
- альтернатива: $H_1: \tau_{X_1 X_2} < \neq > 0;$
- статистика: $\tau_{X_1 X_2}$ имеет табличное распределение при $H_0.$

При справедливости H_0

$$\mathbb{E}\tau_{X_1 X_2} = 0, \quad \mathbb{D}\tau_{X_1 X_2} = \frac{2(2n+5)}{9n(n-1)}.$$

Для $n > 10$ справедлива аппроксимация нормальным распределением.

Критерий без названия

Пример: налоговый инспектор хочет проверить наличие взаимосвязи между величинами общего дохода от инвестиций и общего объёма дополнительных доходов. На выборке из 10 налоговых деклараций он получил $D = 5$, $C = 38$, $\tau_{X_1X_2} = 0.7821$.

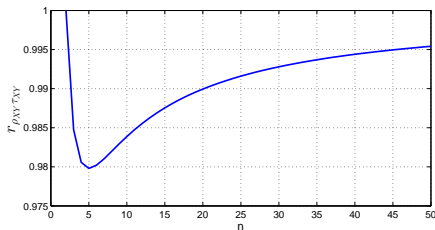
$$H_0: \tau_{X_1X_2} = 0.$$

$$H_1: \tau_{X_1X_2} \neq 0 \Rightarrow p = 0.0027.$$

Связь между коэффициентами корреляции

При справедливости H_0 (отсутствии монотонной зависимости):

$$r_{\rho_{X_1 X_2} \tau_{X_1 X_2}} = \frac{2n+2}{\sqrt{4n^2+10n}}$$



<http://youtu.be/D56dvoVrBBE>: по сравнению с корреляцией Спирмена, корреляция Кендалла

- менее чувствительна к большим различиям между рангами наблюдений;
- точнее оценивается по выборке небольших объёмов;
- обычно меньше по модулю.

$$(X_1, X_2) \sim N(\mu, \Sigma) \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \tau_{X_1 X_2} = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \rho_{X_1 X_2} = \frac{2}{\pi} \arcsin r_{X_1 X_2}.$$

Частная корреляция

Если мы подозреваем, что наблюдаемая линейная взаимосвязь между признаками X_1 и X_2 вызвана влиянием третьего признака X_3 , можно попытаться его снять.

Частная корреляция:

$$r_{X_1 X_2 | X_3} = \frac{r_{X_1 X_2} - r_{X_1 X_3} r_{X_2 X_3}}{\sqrt{(1 - r_{X_1 X_3}^2)(1 - r_{X_2 X_3}^2)}}.$$

Если нужно снять влияние нескольких признаков, можно пользоваться рекуррентной формулой:

$$r_{X_1 X_2 | X_3 X_4} = \frac{r_{X_1 X_2 | X_4} - r_{X_1 X_3 | X_4} r_{X_2 X_3 | X_4}}{\sqrt{(1 - r_{X_1 X_3 | X_4}^2)(1 - r_{X_2 X_3 | X_4}^2)}}.$$

Другой вариант: если M — множество признаков, Ω — обратимая матрица их выборочных корреляций, $R = \Omega^{-1}$, то

$$r_{X_i X_j | M \setminus \{X_i, X_j\}} = -\frac{r_{ij}}{\sqrt{r_{ii} r_{jj}}}.$$

Критерий Стьюдента

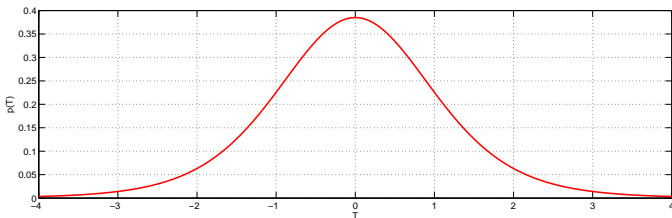
выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n}), X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n}),$
 $X_3^n = (X_{31}, \dots, X_{3n}), X_3 \in \mathbb{R}^M,$
 $(X_1, X_2, X_3) \sim N(\mu, \Sigma);$

нулевая гипотеза: $H_0: r_{X_1 X_2 | X_3} = 0;$

альтернатива: $H_1: r_{X_1 X_2 | X_3} < \neq > 0;$

статистика: $T(X_1^n, X_2^n, X_3^n) = \frac{r_{X_1 X_2 | X_3} \sqrt{n-M-2}}{\sqrt{1-r_{X_1 X_2 | X_3}^2}};$

$T(X_1^n, X_2^n, X_3^n) \sim St(n - M - 2)$ при $H_0.$



Множественная корреляция

Для того, чтобы оценить силу линейной взаимосвязи одной переменной (X_1) с несколькими другими (X_2, X_3), используется множественная корреляция:

$$r_{X_1, X_2, X_3} = \frac{r_{X_1 X_2}^2 + r_{X_1 X_3}^2 - 2r_{X_1 X_2} r_{X_1 X_3} r_{X_2 X_3}}{1 - r_{X_2 X_3}^2}.$$

Для большего числа признаков: пусть M — множество дополнительных признаков, Ω — обратимая матрица их выборочных корреляций, $R = \Omega^{-1}$, c — вектор корреляций основного признака X с дополнительными; тогда

$$r_{X, M}^2 = c^T R c.$$

Находится такая линейная комбинация признаков из M , что корреляция X с ней максимальна.

$$r_{X, M} \in [0, 1].$$

Критерий Фишера

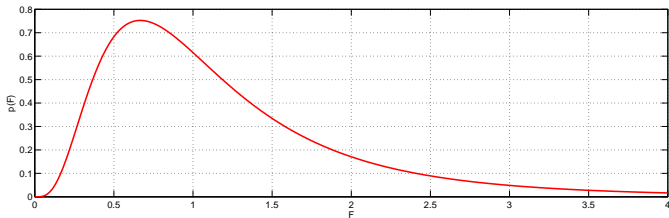
выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n}),$
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n}), X_2 \in \mathbb{R}^M,$
 $(X_1, X_2) \sim N(\mu, \Sigma);$

нулевая гипотеза: $H_0: r_{X_1, X_2} = 0;$

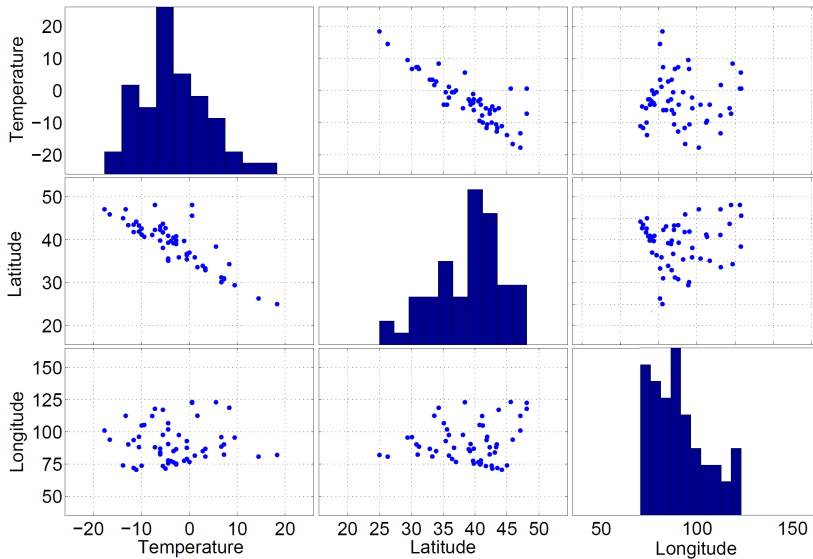
альтернатива: $H_1: r_{X_1, X_2} > 0;$

статистика: $F(X_1^n, X_2^n) = \frac{r_{X_1, X_2}^2}{1 - r_{X_1, X_2}^2} \frac{n - M - 1}{M - 2};$

$F(X_1^n, X_2^n) \sim F(M - 2, n - M - 1)$ при $H_0.$



Температура воздуха и географическое положение



Температура воздуха и географическое положение

T — температура, λ — долгота, ϕ — широта;
 r — корреляция Пирсона, ρ — Спирмена, τ — Кендалла.

Коэффициенты корреляции:

r	T	ϕ	λ
T	—	-0.848	0.024
ϕ	-0.848	—	0.145
λ	0.024	0.145	—

τ	T	ϕ	λ
T	—	-0.683	0.030
ϕ	-0.683	—	-0.011
λ	0.030	-0.011	—

ρ	T	ϕ	λ
T	—	-0.815	0.030
ϕ	-0.815	—	0.023
λ	0.030	0.023	—

Достигаемые уровни значимости:

r	T	ϕ	λ
T	—	0.000	0.861
ϕ	0.000	—	0.287
λ	0.861	0.287	—

τ	T	ϕ	λ
T	—	0.000	0.756
ϕ	0.000	—	0.910
λ	0.756	0.910	—

ρ	T	ϕ	λ
T	—	0.000	0.829
ϕ	0.000	—	0.865
λ	0.829	0.865	—

Температура воздуха и географическое положение

T — температура, λ — долгота, ϕ — широта;
 r — частная корреляция Пирсона, ρ — Спирмена.

Коэффициенты частной корреляции:

r	T	ϕ	λ
T	—	-0.861	0.280
ϕ	-0.861	—	0.312
λ	0.280	0.312	—

ρ	T	ϕ	λ
T	—	-0.817	0.084
ϕ	-0.817	—	0.082
λ	0.084	0.082	—

Достигаемые уровни значимости:

r	T	ϕ	λ
T	—	0.000	0.039
ϕ	0.000	—	0.021
λ	0.039	0.021	—

ρ	T	ϕ	λ
T	—	0.000	0.543
ϕ	0.000	—	0.552
λ	0.543	0.552	—

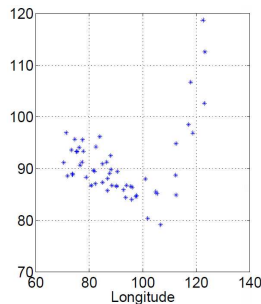
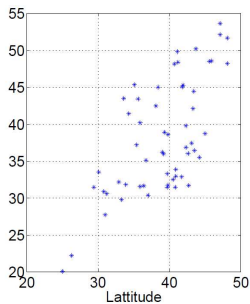
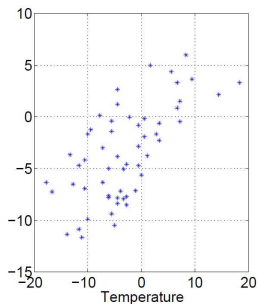
Температура воздуха и географическое положение

T — температура, λ — долгота, ϕ — широта;

R — множественная корреляция.

Коэффициенты множественной корреляции:

	T	ϕ	λ
R	0.659	0.667	0.312
p	6.0347×10^{-8}	3.6481×10^{-8}	0.0216
with	$0.235 \cdot \lambda - 0.638 \cdot \phi$	$0.397 \cdot \lambda - 0.678 \cdot T$	$1.542 \cdot T + 2.450 \cdot \phi$

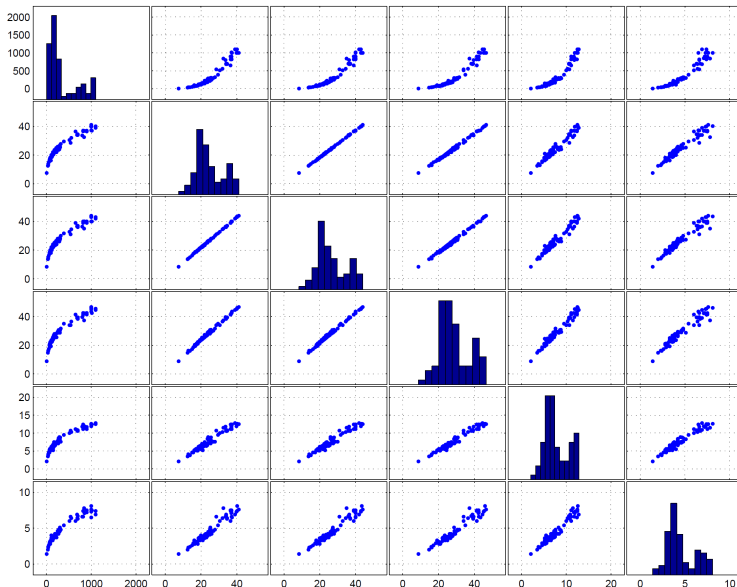


Вес и линейные размеры рыб

В 1917 году в финском озере Längelmävesi исследователи поймали и измерили 81 рыбу трёх схожих видов. Известны: вес, длина от носа до начала хвоста, длина от носа до развилки хвоста, длина от носа до кончика хвоста, наибольшая высота, наибольшая толщина. Исследовать взаимосвязи между переменными.



Вес и линейные размеры рыб



Вес и линейные размеры рыб

Попарные корреляции Пирсона:

r	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.958	0.958	0.955	0.953	0.958
Length1	0.958	-	0.999	0.997	0.975	0.972
Length2	0.958	0.999	-	0.997	0.975	0.972
Length3	0.955	0.997	0.997	-	0.982	0.971
Width	0.953	0.975	0.975	0.982	-	0.973
Thickness	0.958	0.972	0.972	0.971	0.973	-

Наибольший достигаемый уровень значимости: $p = 2.8772 \times 10^{-43}$.

Вес и линейные размеры рыб

Попарные корреляции Кендалла:

τ	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.913	0.916	0.918	0.881	0.883
Length1	0.913	-	0.983	0.961	0.847	0.856
Length2	0.916	0.983	-	0.952	0.844	0.863
Length3	0.918	0.961	0.952	-	0.872	0.854
Width	0.881	0.847	0.844	0.872	-	0.822
Thickness	0.883	0.856	0.863	0.854	0.822	-

Наибольший достигаемый уровень значимости: $p = 1.3078 \times 10^{-26}$.

Вес и линейные размеры рыб

Попарные корреляции Спирмена:

ρ	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.987	0.986	0.988	0.974	0.972
Length1	0.987	-	0.998	0.996	0.963	0.964
Length2	0.986	0.998	-	0.993	0.959	0.966
Length3	0.988	0.996	0.993	-	0.972	0.964
Width	0.974	0.963	0.959	0.972	-	0.944
Thickness	0.972	0.964	0.966	0.964	0.944	-

Наибольший достигаемый уровень значимости: $p = 8.4691 \times 10^{-40}$.

Вес и линейные размеры рыб

Частные корреляции Пирсона:

r	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.046	0.088	-0.205	0.240	0.237
Length1	0.046	-	0.888	0.281	-0.148	0.032
Length2	0.088	0.888	-	0.174	-0.096	0.131
Length3	-0.205	0.281	0.174	-	0.656	-0.253
Width	0.240	-0.148	-0.096	0.656	-	0.469
Thickness	0.237	0.032	0.131	-0.253	0.469	-

Достижимые уровни значимости:

p	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.697	0.447	0.073	0.035	0.038
Length1	0.693	-	0.000	0.013	0.198	0.784
Length2	0.447	0.000	-	0.129	0.407	0.255
Length3	0.073	0.013	0.129	-	0.000	0.027
Width	0.035	0.198	0.407	0.000	-	0.000
Thickness	0.038	0.784	0.255	0.027	0.000	-

Вес и линейные размеры рыб

Частные корреляции Спирмена:

ρ	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.063	0.104	0.096	0.429	0.394
Length1	0.063	-	0.852	0.518	-0.051	-0.131
Length2	0.104	0.852	-	-0.094	-0.143	0.189
Length3	0.096	0.518	-0.094	-	0.405	0.033
Width	0.429	-0.051	-0.143	0.405	-	-0.017
Thickness	0.394	-0.131	0.189	0.033	-0.017	-

Достигаемые уровни значимости:

p	Weight	Length1	Length2	Length3	Width	Thickness
Weight	-	0.589	0.367	0.408	0.000	0.000
Length1	0.589	-	0.000	0.000	0.660	0.256
Length2	0.367	0.000	-	0.416	0.214	0.100
Length3	0.408	0.000	0.416	-	0.000	0.777
Width	0.000	0.660	0.214	0.000	-	0.887
Thickness	0.000	0.256	0.100	0.777	0.887	-

Вес и линейные размеры рыб

Множественная корреляция всех признаков с весом: $R = 0.921$ ($p \approx 0$).

Максимизирующая корреляцию линейная комбинация: $292.25 \cdot Length1 - 151.16 \cdot Length2 - 151 \cdot Length3 + 148.89 \cdot Width + 83.43 \cdot Thickness$.

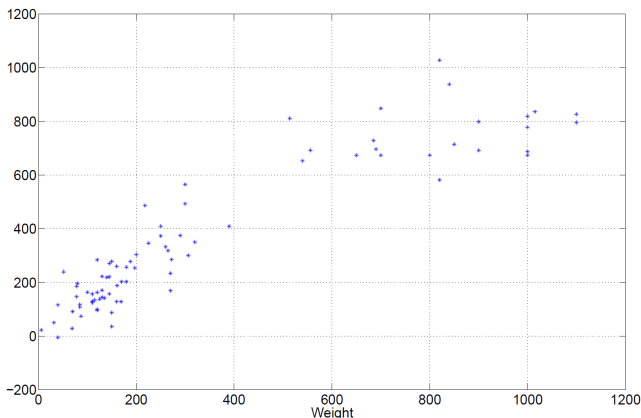


Таблица сопряжённости $K_1 \times K_2$

Имеются связанные выборки $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n})$ и $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n})$,
 $X_1 \in \{1, \dots, K_1\}$, $X_2 \in \{1, \dots, K_2\}$.

Таблица сопряжённости:

$X_1 \backslash X_2$	1	...	j	...	K_2	Σ
1						
⋮						
i			n_{ij}			n_{i+}
⋮						
K_1						
Σ			n_{+j}			n

Два случайных признака

Пусть π_{ij} — вероятность реализации пары (X_1, X_2) в ячейке (i, j) .
 $\{\pi_{ij}\}$ — совместное распределение (X_1, X_2) ;
 $\{\pi_{i+}\}$, $\{\pi_{+j}\}$ — маргинальные распределения.

X_1 и X_2 независимы, если

$$\pi_{ij} = \pi_{i+}\pi_{+j} \quad \forall i = 1, \dots, K_1, j = 1, \dots, K_2.$$

Один случайный признак

Пусть X_1 — не случайная величина, а фиксированный признак. Тогда $\{\pi_{ij}\}$ не имеет смысла, вместо него рассматриваются $\{\pi_{1|i}, \dots, \pi_{K_1|i}\}$ — условные распределения X_2 при $X_1 = i$.

X_1 и X_2 независимы, если

$$\pi_{j|1} = \dots = \pi_{j|K_1} \quad \forall j = 1, \dots, K_2.$$

Порождающие модели

- 1 Если все ячейки таблицы случайны, то распределение n_{ij} может быть, например, пуассоновским со средними μ_{ij} ; совместная функция вероятности таблицы:

$$\prod_i \prod_j \frac{e^{-\mu_{ij}} \mu_{ij}^{n_{ij}}}{n_{ij}!}.$$

- 2 Если суммарный объём выборки n фиксирован, данные описываются мультиномиальной моделью:

$$\frac{n!}{n_{11}! \cdot \dots \cdot n_{K_1 K_2}!} \prod_i \prod_j \pi_{ij}^{n_{ij}}.$$

- 3 Если X_1 не случайна, то фиксированы суммы по строкам n_{i+} , и каждая строка i порождается отдельной мультиномиальной моделью:

$$\frac{n_{i+}!}{\prod_j n_{ij}!} \prod_j \pi_{i|j}^{n_{ij}}.$$

Порождающие модели

Исследование: как исход автомобильной аварии на заданной магистрали X_1 (смертельный, несмертельный) зависит от использования ремня безопасности X_2 (был использован, не был использован)?

Исход \ Ремень	использован	не использован
	смертельный	
несмертельный		

- 1 Исследователи собираются учесть все автомобильные аварии, которые произойдут на магистрали в течение года.
- 2 Исследователи запросят 200 случайных полицейских рапортов об авариях за последние годы.
- 3 Исследователи запросят 200 случайных полицейских рапортов об авариях за последние годы: 100 об авариях со смертельным исходом и 100 об авариях без смертельного исхода.

Таблица сопряжённости 2×2

Пусть X_1 и X_2 принимают значения 0 и 1.

$X_1 \backslash X_2$	0	1	Σ
0	a	b	$a + b$
1	c	d	$c + d$
Σ	$a + c$	$b + d$	n

Критерий хи-квадрат

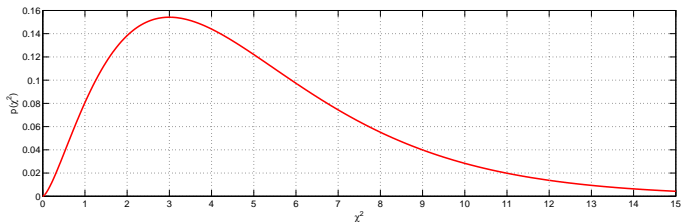
выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n})$, $X_1 \in \{1, \dots, K_1\}$,
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n})$, $X_2 \in \{1, \dots, K_2\}$,
 выборки связанные;

нулевая гипотеза: H_0 : X_1 и X_2 независимы;

альтернатива: H_1 : H_0 неверна;

статистика:
$$\chi^2(X_1^n, X_2^n) = \sum_{i=1}^{K_1} \sum_{j=1}^{K_2} \frac{(n_{ij} - \frac{n_{i+}n_{+j}}{n})^2}{\frac{n_{i+}n_{+j}}{n}} = n \left(\sum_{i=1}^{K_1} \sum_{j=1}^{K_2} \frac{n_{ij}^2}{n_{i+}n_{+j}} - 1 \right);$$

$$\chi^2(X_1^n, X_2^n) \sim \chi^2_{(K_1-1)(K_2-1)} \text{ при } H_0.$$



Условия применимости критерия:

- $n \geq 40$;
- $\frac{n_{i+}n_{+j}}{n} < 5$ не более, чем в 20% ячеек.

Критерий хи-квадрат

Пример: исследуется влияние препарата на некоторое заболевание. Часть испытуемых принимает препарат, часть — плацебо; по окончании курса определяется, произошло ли выздоровление.

	Выздоровели	Нет
Препарат	850	870
Плацебо	380	410

H_0 : препарат неотличим от плацебо.

H_1 : эффект препарата отличается от эффекта плацебо $\Rightarrow p = 0.5398$.

G-критерий

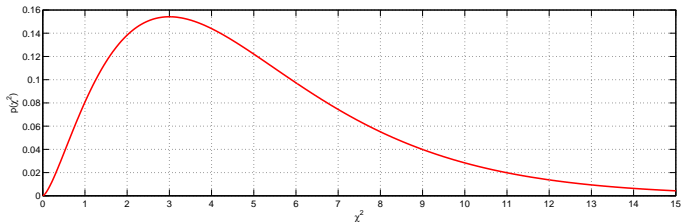
выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n})$, $X_1 \in \{1, \dots, K_1\}$,
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n})$, $X_2 \in \{1, \dots, K_2\}$,

выборки связанные;

нулевая гипотеза: H_0 : X_1 и X_2 независимы

альтернатива: H_1 : H_0 неверна;

статистика: $G^2(X_1^n, X_2^n) = 2 \sum_{i=1}^{K_1} \sum_{j=1}^{K_2} n_{ij} \ln \frac{n_{ij}n}{n_{i+}n_{+j}}$;
 $G^2(X_1^n, X_2^n) \sim \chi^2_{(K_1-1)(K_2-1)}$ при H_0 .



Точный критерий Фишера

выборки: $X_1^n = (X_{11}, \dots, X_{1n}), X_1 \in \{0, 1\},$
 $X_2^n = (X_{21}, \dots, X_{2n}), X_2 \in \{0, 1\},$
выборки связанные;

нулевая гипотеза: $H_0: X_1$ и X_2 независимы;

альтернатива: $H_1: H_0$ неверна.

Пусть в таблице сопряжённости суммы по строкам и столбцам фиксированы, тогда вероятность появления наблюдаемой таблицы равна

$$P(X_1^n, X_2^n) = \frac{(a+b)!(c+d)!(a+c)!(b+d)!}{a!b!c!d!n!}.$$

Достижимый уровень значимости определяется как сумма по всем возможным вариантам таблицы с такими же суммами по строкам и столбцам, имеющим вероятность не более $P(X_1^n, X_2^n)$.

Для односторонней альтернативы ($ad \ll bc$) достигаемый уровень значимости можно определить через гипергеометрическое распределение:

$$p = \sum_{i=0}^a \frac{C_{a+b}^i C_{c+d}^{a+c-i}}{C_n^{a+c}}.$$

Точный критерий Фишера

Пример: для 24 опрошенных известен пол и сидят ли они на диете. Есть ли связь между этими признаками?

	М	Ж
На диете	1	9
Не на диете	13	3

H_0 : связи нет.

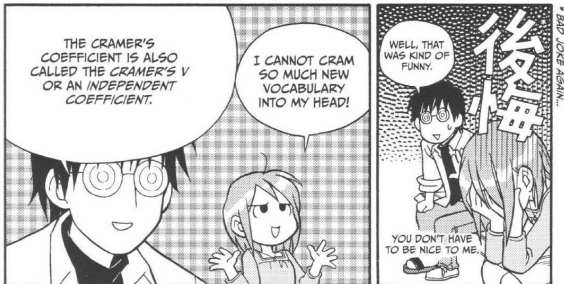
H_1 : признаки связаны $\Rightarrow p = 0.0014$.

Коэффициент V Крамера

Мера взаимосвязи между двумя категориальными переменными — коэффициент V Крамера:

$$\phi_c(X_1^n, X_2^n) = \sqrt{\frac{\chi^2(X_1^n, X_2^n)}{n(\min(K_1, K_2) - 1)}}.$$

$\phi_c(X_1^n, X_2^n) \in [0, 1]$; 0 соответствует полному отсутствию взаимосвязи, 1 — совпадению переменных.



Корреляция между порядковыми переменными

Мера взаимосвязи между двумя порядковыми переменными — коэффициент γ :

$$\hat{\gamma} = \frac{p_C - p_D}{n^2 - p_t},$$

где $p_C = \frac{C}{n}$ — частота появления согласованных пар элементов выборки, т. е., таких, что $i_1 > i_2, j_1 > j_2$ или $i_1 < i_2, j_1 < j_2$;

$p_D = \frac{D}{n}$ — частота несогласованных пар;

$p_t = \frac{T^n}{n}$ — частота таких пар, что $i_1 = i_2$ или $j_1 = j_2$.

$\gamma \in [-1, 1]$; -1 соответствует полному отсутствию согласованных пар, 1 — отсутствию несогласованных.

Политические взгляды	Счастье		
	Не слишком счастлив	Вполне счастлив	Очень счастлив
Либеральные	13	29	15
Умеренные	23	59	47
Консервативные	14	67	54

$\chi^2 = 7.07, p = 0.1322, \phi_c = 0.0742$;

$\hat{\gamma} = 0.185$, 95% доверительный интервал — $[0.032, 0.338]$.

Корреляция Мэтьюса

Мера взаимосвязи между двумя бинарными переменными — коэффициент корреляции Мэтьюса:

$$MCC = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a + b)(a + c)(b + d)(c + d)}}.$$

$MCC \in [-1, 1]$; 0 соответствует полному отсутствию взаимосвязи, 1 — нулям на побочной диагонали, -1 — нулям на главной диагонали.

Вторичный анализ

2008 General Social Survey, National Opinion Research center:

Highest degree	Belief in God						Total
	don't believe	no way to find out	some higher power	believe sometimes	believe but doubts	know God exists	
Less than high school	9 (10) (-0.4)	8 (15.9) (-2.2)	27 (34.2) (-1.4)	8 (12.7) (-1.5)	47 (55.3) (-1.3)	236 (206.9) (3.6)	335
High school or junior college	23 (32.5) (-2.5)	39 (51.5) (-2.6)	88 (110.6) (-3.3)	49 (41.2) (1.8)	179 (178.9) (0.0)	706 (669.4) (3.4)	1084
Bachelor or graduate	28 (17.4) (3.1)	48 (27.6) (4.7)	89 (59.3) (4.8)	19 (22.1) (-0.8)	104 (95.9) (1.1)	293 (358.8) (-6.7)	581
Total	60	95	204	76	330	1235	2000

$$\chi^2 = 76.1, p = 2.9 \times 10^{-12}, \phi_c = 0.138.$$

Стандартизированные остатки:

$$r_{ij} = \frac{n_{ij} - \hat{\mu}_{ij}}{\sqrt{\hat{\mu}_{ij} \left(1 - \frac{n_{i+}}{n}\right) \left(1 - \frac{n_{+j}}{n}\right)}}, \quad \hat{\mu}_{ij} = \frac{n_{i+} n_{+j}}{n}.$$

Парадокс хи-квадрат (Симпсона)

Эксперимент: пациенты принимают препарат или плацебо, по окончании курса определяется, выздоровели они или нет.

Есть ли связь между выздоровлением и приёмом препарата?

Мужчины	Выздоровели	Нет
Препарат	700	800
Плацебо	80	130

Женщины	Выздоровели	Нет
Препарат	150	70
Плацебо	300	280

Для мужчин: $\chi^2 = 5.456$, $p = 0.0195$.

Для женщин: $\chi^2 = 17.555$, $p = 2.7914 \times 10^{-5}$.

М+Ж	Выздоровели	Нет
Препарат	850	870
Плацебо	380	410

Суммарно: $\chi^2 = 0.376$, $p = 0.5398$.

Парадокс хи-квадрат (Симпсона)

Причины несогласованности выводов — большие отличия в размерах групп пациентов, принимающих плацебо и препарат: основной вклад в выводы вносят женщины, принимавшие плацебо, и мужчины, принимавшие препарат.

Чтобы такого не происходило, плацебо и препарат должны поровну распределяться по всем анализируемым подгруппам.

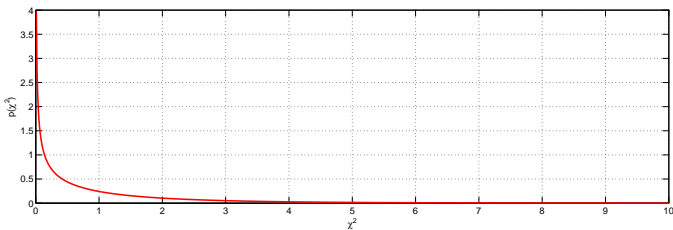
Парадокс хи-квадрат (Симпсона)

Bikel at el., Sex Bias in Graduate Admissions: Data from Berkeley, 1975.
 В 1973 году на университет Беркли, Калифорния, подали в суд: доля поступивших абитуриентов мужского пола была выше, чем доля поступивших женского пола.

	Не поступили	Поступили	Доля поступивших
Мужчины	4704	3738	44.3%
Женщины	2827	1494	34.6%



Парадокс хи-квадрат (Симпсона)

Критерий хи-квадрат: $\chi^2 = 108.1$, $p \approx 0$.

	Наблюдаемые		Ожидаемые		Разности	
	-	+	-	+	-	+
Мужчины	4704	3738	4981.3	3460.7	-227.3	227.3
Женщины	2827	1494	2549.7	1771.3	227.3	-227.3

Парадокс хи-квадрат (Симпсона)

Будем искать виноватых: посмотрим детализированную статистику по 85 факультетам.

Значимо (при $\alpha = 0.05$) меньше женщин прошли отбор на 4 факультета, суммарный дефицит по ним — 26.

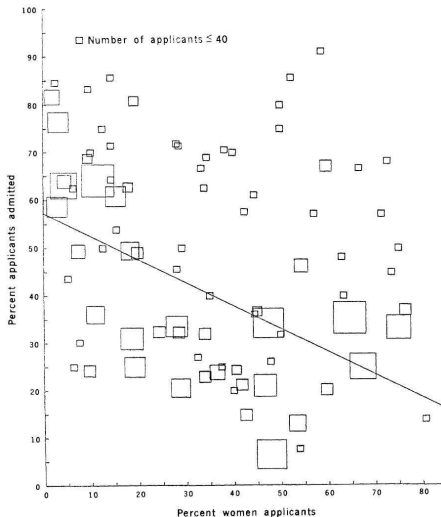
На 6 факультетов поступило значимо меньше мужчин, суммарный дефицит — 64.

Данные по 6 крупнейшим факультетам:

	Мужчины		Женщины	
	Σ	+	Σ	+
1	825	62%	108	82%
2	560	63%	25	68%
3	325	37%	593	34%
4	417	33%	375	35%
5	191	28%	393	24%
6	272	6%	341	7%

Парадокс хи-квадрат (Симпсона)

Ответ: женщины чаще пытались поступить на факультеты с большим конкурсом.



Литература

- непрерывные признаки — Лагутин, глава 20;
- категориальные признаки — Agresti, главы 2 и 3;
- работа с таблицами сопряжённости в R — пакет vcd, <http://cran.r-project.org/web/packages/vcdExtra/vignettes/vcd-tutorial.pdf>;
- значимость корреляции Пирсона — Kanji, №12, Good, 3.8;
- значимость корреляции Кендалла и Спирмена — Кобзарь, 5.2.2.2.1, 5.2.2.2.2;
- значимость частной и множественной корреляций — Кобзарь, 5.2.1.3.

Кобзарь А.И. *Прикладная математическая статистика*. — М.: Физматлит, 2006.
Лагутин М.Б. *Наглядная математическая статистика*. — Москва: Бинном, 2007.
Agresti A. *Categorical Data Analysis*. — Hoboken: Wiley, 2002.
Good P. *Permutation, Parametric and Bootstrap Tests of Hypotheses: A Practical Guide to Resampling Methods for Testing Hypotheses*. — New York: Springer, 2005.
Kanji G.K. *100 statistical tests*. — London: SAGE Publications, 2006.