

Промежуточный экзамен 2016-2017

Алексей Сек, БЭК182

28 мая 2020 г.

Промежуточный экзамен 2016-2017

1. Известно, что некоторые события A и B независимы, если выполняется такое условие: $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$, верно и обратное: если данное условие не выполняется - события являются зависимыми. Исходя из этого, решим задачу:

Посчитаем вероятности каждого из событий отдельно:

Вполне очевидно, что троек в колоде ровно 4, тогда по классическому определению вероятности $P(A) = \frac{4}{52} = \frac{1}{13}$

Семерок в колоде, что также очевидно, ровно 4, но т.к. событие заключается в вытягивании второй карты, то вероятность будет иной. Примем во внимание, что первой картой могла быть как семерка, так и не семерка, вычислим вероятность события B : $P(B) = \frac{4}{52} \cdot \frac{3}{51} + \frac{48}{52} \cdot \frac{4}{51}$.

Если третья карта - дама пик, то первые две карты - не дамы пик, а дама пик в колоде всего одна, следовательно: $P(C) = \frac{51}{52} \cdot \frac{50}{51} \cdot \frac{1}{50}$

Посчитаем все произведения пар событий (от перестановок множителей сумма не меняется - поэтому считаем только 3 пары):

$$P(A) \cdot P(B) = \frac{4}{52} \cdot \left(\frac{4}{52} \cdot \frac{3}{51} + \frac{48}{52} \cdot \frac{4}{51} \right)$$

$$P(A) \cdot P(C) = \frac{4}{52} \cdot \frac{51}{52} \cdot \frac{50}{51} \cdot \frac{1}{50}$$

$$P(B) \cdot P(C) = \left(\frac{4}{52} \cdot \frac{3}{51} + \frac{48}{52} \cdot \frac{4}{51} \right) \cdot \frac{51}{52} \cdot \frac{50}{51} \cdot \frac{1}{50}$$

Теперь посчитаем пересечения рассмотренных событий:

$$P(A \cap B) = \frac{4}{52} \cdot \frac{4}{51} \text{ (первая карта - тройка, вторая - семерка)}$$

$$P(A \cap C) = \frac{4}{52} \cdot \frac{50}{51} \cdot \frac{1}{50} \text{ (первая карта - тройка, третья - дама пик)}$$

$$P(B \cap C) = \frac{4}{52} \cdot \frac{3}{51} \cdot \frac{1}{50} + \frac{47}{52} \cdot \frac{4}{51} \cdot \frac{1}{50} \text{ (вторая - семерка, третья - дама пик. Во второй части мы считаем, что первая карта не семерка и не дама пик, таких карт } 52 - 4 - 1 = 47)$$

Сравним вероятности пересечений событий и произведения вероятностей этих событий:

$$P(A) \cdot P(B) \neq P(A \cap B) \Rightarrow A \text{ и } B - \text{зависимые события}$$

$$P(A) \cdot P(C) \neq P(A \cap C) \Rightarrow A \text{ и } C - \text{зависимые события}$$

$$P(B) \cdot P(C) \neq P(B \cap C) \Rightarrow B \text{ и } C - \text{зависимые события}$$

Ответ: В. События A и B зависимы, события B и C зависимы

2. Известно, что функция плотности $f(x)$ обладает следующими свойствами:

- $f(x) \geq 0$, для $\forall x$ - вероятность не может быть отрицательной
- $f(x)$ непрерывна в области определения
- $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$ - условие нормировки (вероятность от 0 до 1)

Рассмотрим каждую из функций на выполнение указанных свойств:

A. $f(x) = -1 \leq 0 \Rightarrow$ не подходит

B. $f(x) \leq 0$ например, при $x = 0 \Rightarrow$ не подходит

C. $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_{-1}^{+\infty} dx/x^2 = 1 \Rightarrow$ все свойства соблюдаются

D. Данная функция похожа на функцию плотности для нормального распределения, но из-за отсутствия делителя в степени экспоненты - интеграл нельзя посчитать \Rightarrow не подходит

E. $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^2 x^2 dx = \frac{8}{3} \neq 1 \Rightarrow$ не подходит

Ответ: C.

3. Известно, что $\mathbb{E}(XY) = COV(X,Y) + \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y)$

Откуда $\mathbb{E}(XY) = 2 + 3 \cdot 2 = 8$

Ответ: A.

4. Известно, что $corr(X,Y) = \frac{cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}}$

Откуда $corr(X,Y) = \frac{2}{\sqrt{12}\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{3}}$

Ответ: A.

5. Известно, что $Var(aX+bY+c) = a^2Var(X)+b^2Var(Y)+2abCov(X,Y)$, где $a, b, c = const$, X, Y - некоторые случайные величины

Откуда $Var(2X - Y + 4) = 2^2 \cdot 12 + 1 \cdot 1 - 4 \cdot 2 = 48 + 1 - 8 = 41$

Ответ: E.

6. Известно, что в ковариационной матрице на главной диагонали стоят дисперсии случайных величин, а на побочной - ковариации данных случайных величин друг с другом

Если матрица единичная, то на главной диагонали стоят единицы: $Var(X) = 1$ и $Var(Y) = 1$, а на побочной - нули: $Cov(X,Y) = 0$

Если ковариация равна нулю, то случайные величины независимы, что и утверждается в варианте D

Ответ: D.

7. Для решения вспомним свойства корреляции и ковариации:

$$Corr(X+Y, 2Y-7) = \frac{Cov(X+Y, 2Y-7)}{\sqrt{Var(X+Y)}\sqrt{Var(2Y-7)}} = \frac{\frac{Cov(X, 2Y)+2Var(Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}}}{\frac{\sqrt{Var(X)+Var(Y)+2Cov(X,Y)}\sqrt{4Var(Y)}}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}}} =$$

$$\frac{\frac{2Cov(X,Y)}{Var(X)+Var(Y)} + \frac{2Var(Y)}{Var(X)+Var(Y)}}{2\sqrt{1+\frac{Var(Y)}{Var(X)} + \frac{2Cov(X,Y)}{Var(X)}}} = \frac{2 \cdot 0.5 + 2 \cdot \sqrt{\frac{Var(Y)}{Var(X)}}}{2\sqrt{1+1+1}} = \frac{1+2}{2\sqrt{3}} = \frac{\sqrt{3}}{2}$$

Промежуточные подсчеты: $Corr(X,Y) = 0.5, Var(X) = Var(Y) \Rightarrow Cov(X,Y) = 0.5\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}$

Ответ: В.

8. И так несложная задача сильно упроститься, если представить отрезок от 0 до 1, на котором случайная величина ξ может равномерно распределена. С какой же вероятностью она попадет в часть этого отрезка, ограниченную точками 0.2 и 0.7, очевидно, что длина такой части отрезка равна 0.5, когда длина всего отрезка от 0 и 1 равна 1

Очевидно: $P(0.2 < \xi < 0.7) = \frac{0.7-0.2}{1-0} = 0.5$

Ответ: D.

9. По ЦПТ указанное распределение сходится к стандартному нормальному распределению $N(0,1)$ при $n \rightarrow \infty$

Нам известна функция плотности стандартной нормальной случайной величины, а вероятность, как известно, находится как определенный интеграл от функции плотности.

Пределы интегрирования равны: 1 и $+\infty$, т.к. исходя из условия нам интересны значения $x > 1$

Очевидно, что подойти может только ответ В, который представляет интеграл с правильными пределами интегрирования от правильной функции плотности

Ответ: В.

10. **Известно из условия, что:**

$$\mathbb{E}(S_n) = 400$$

$$Var(S_n) = Var(\sum X_i) = n * Var(X_i) = 40000 \text{ т.к. с.в. независимы}$$

$$n = 100$$

Применим ЦПТ:

$$P(S_n > 40400) = P\left(\frac{S_n - \mathbb{E}(S_n)}{\sqrt{Var(S_n)}} > \frac{40400 - 400}{\sqrt{40000}}\right) = P(N(0,1) > 2) = 1 - P(N(0,1) < 2) = 1 - 0.9772 = 0.0228$$

В ответах указать приближенный ответ, там есть 0.0227, что нам подходит

Ответ: D.

11. По условию дано:

$$\mathbb{E}(X) = 10000$$

Неравенство Маркова:

$$P(|X| > a) \leq \frac{\mathbb{E}(X)}{a}$$

В нашем случае:

$$P(|X| > 50000) \leq \frac{10000}{50000} = 0.2$$

Ответ: А.

12. Несовместность \Leftrightarrow события не могут произойти вместе

Всего 3 подбрасывания монеты:

Событие А: хотя бы 1 раз решка

Событие В: хотя бы 1 раз орел

Событие С: все три раза орел

Применим здравый смысл:

А и В одновременно произойти могут: например, 1 орел, 2 решки \Rightarrow Совместны

А и С одновременно произойти не могут: если 3 орла из 3, то решек 0 \Rightarrow Несовместны

В и С одновременно произойти могут: если 3 раза орел, то хотя бы 1 орел точно есть \Rightarrow Совместны

Ответ: А.

13. По условию дано:

$$\mathbb{E}(X) = 50000$$

$Var(X) = 10000^2 = \sigma^2$ Дано стандартное отклонение, а нужна дисперсия

Неравенство Чебышёва:

$$P(|X - \mathbb{E}(X)| > a) \leq \frac{Var(X)}{a^2}$$

В нашем случае:

$$P(|X - 50000| \leq 20000) = 1 - P(|X - 50000| > 20000) = 1 - \frac{10^8}{(2 \cdot 10^4)^2} = 1 - 0.25 = 0.75$$

Ответ: С.

14. Мат. ожидание биномиального распределения: $\mathbb{E}((\xi_1)^{2016}) = 0.6$

По Закону Больших Чисел:

$$p \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{(\xi_1)^{2016} + \dots + (\xi_n)^{2016}}{n} = \mathbb{E}((\xi_1)^{2016}) = 0.6$$

frac16

15. **Кубик подбросили 5 раз:**

Ровно 2 раза шестерка \Rightarrow 2 раза шестерка и 3 раза не шестерка

События независимые \Rightarrow можем взять их произведение

Пусть X количество выпавших шестерок, тогда:

Биномиальное распределение, поэтому:

$$P(X = 2) = C_5^2 \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{6}\right)^3 = \frac{5^4}{2^4 \cdot 3^5}$$

Ответ: Нет верного ответа.

16. **Кубик подбросили 5 раз:**

Несложно найти мат. ожидание для одного броска:

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{6} \cdot 1 + \frac{5}{6} \cdot 0 = \frac{1}{6}$$

Посчитаем мат. ожидание 5 бросков:

$$Y = \sum X_i \Rightarrow \mathbb{E}(Y) = 5\mathbb{E}(X) = \frac{5}{6}$$

Биномиальное распределение, поэтому:

$$Var(Y) = npq = 5 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} = \frac{25}{36}$$

Ответ: Нет верного ответа.

17. Биномиальное распределение, поэтому:

$$np - q \leq moda \leq np + p$$

В нашем случае:

$$5 \cdot \frac{1}{6} - \frac{5}{6} \leq moda \leq 5 \cdot \frac{1}{6} + \frac{1}{6}$$

$$0 \leq moda \leq 1 \text{ то есть моды две - это 0 и 1}$$

Ответ: Е.

18. Несложно найти мат. ожидание для одного броска:

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{6} \cdot (1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6) = \frac{21}{6}$$

Посчитаем мат. ожидание 5 бросков:

$$Y = \sum X_i \Rightarrow \mathbb{E}(Y) = 5\mathbb{E}(X) = \frac{105}{6} = 17.5$$

Ответ: Е.

19. Мат. ожидания случайных величин ξ, η : $\mu_\xi = \mu_\eta = 0$

На главной диагонали ковариационной матрицы расположены дисперсии случайных величин ξ, η : $D(\xi) = D(\eta) = 1$

На побочной диагонали их ковариация: $Cov(\xi, \eta) = 0.5$

$$\text{Теперь можем найти } r = Corr(\xi, \eta) = \frac{Cov(\xi, \eta)}{\sqrt{Var(\xi)}\sqrt{Var(\eta)}} = \frac{0.5}{1} = 0.5$$

Вспомним функцию плотности нормального двумерного распределения:

$$f_{\xi, \eta}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{D(\xi)}\sqrt{D(\eta)}\sqrt{1-r^2}} \cdot \exp\left\{\frac{-1}{2(1-r^2)}\left(\frac{(x-\mu_\xi)^2}{D(\xi)} - \frac{2r(x-\mu_\xi)(y-\mu_\eta)}{\sqrt{D(\xi)}\sqrt{D(\eta)}} + \frac{(y-\mu_\eta)^2}{D(\eta)}\right)\right\}$$

Подставим наши параметры:

$$f_{\xi, \eta}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{(1-0.5^2)}} \cdot \exp\left\{\frac{-1}{1.5}(x^2 - xy + y^2)\right\}$$

Откуда очевидно, что $a = \sqrt{(1-0.5^2)} = \sqrt{0.75} = \frac{\sqrt{3}}{2}$ из знаменателя, $b = 1$, т.к. перед xy в степени экспоненты не стоит множителя

Ответ: С.

20. Уточнить

Заметим, что случайные величины ξ, η стандартные нормальные, так как равны их параметры: $D(\xi) = D(\eta) = 1$ и $\mu_\xi = \mu_\eta = 0$

Попробуем решить методом исключения:

А) Хи-квадрат закон распределения случайной величины предполагает случайную величину, равную сумме стандартных нормальных случайных величин.

η - стандартная нормальная случайная величина, но 2η уже не будет являться стандартной, хотя и останется нормальной случайной величиной \Rightarrow ответ А не подходит

С) D) ответы С и D эквивалентны, но здесь ответ единственный \Rightarrow ответы С и D не подходят

Е) ξ - стандартная нормальная случайная величина, но если вычесть из нее некоторую другую случайную величину, то стандартной ξ уже не будет \Rightarrow ответ Е не подходит

Остался ответ В) - его и выбираем

Если решать не методом исключения, то ответ В) также окажется верным: $z = (\xi - 0.5\eta, \eta)^T$ второй элемент случайного вектора - стандартная нормальная случайная величина (известно из условия), первый элемент случайного вектора - также нормальная случайная величина, т.к. представляет собой линейную комбинацию нормальных случайных величин

Ответ: В.

21. **Уточнить**

$$22. \mathbb{E}(X \mid Y = 0) = 0 \cdot P(X = 0 \mid Y = 0) + 2 \cdot P(X = 2 \mid Y = 0) = 0 \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{2} = 1$$

Ответ: А.

$$23. P(X = 0 \mid Y < 1) = \frac{P(X=0 \cap Y < 1)}{P(Y < 1)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{3} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6}} = 0.25$$

Ответ: В.

$$24. Var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y)$$

$$E(Y) = \frac{1}{3} \cdot (-1) + \frac{1}{3} \cdot 0 + \frac{1}{3} \cdot 1 = 0 \Rightarrow E^2(Y) = 0$$

$$E(Y) = \frac{1}{3} \cdot (-1)^2 + \frac{1}{3} \cdot 0^2 + \frac{1}{3} \cdot 1^2 = \frac{2}{3} \Rightarrow E^2(Y) = \frac{2}{3}$$

$$Var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y) = \frac{2}{3} - 0 = \frac{2}{3}$$

Ответ: А.

$$25. Cov(XY) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$E(XY) = 0 \cdot (-1) \cdot 0 + 2 \cdot (-1) \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot 0 \cdot \frac{1}{6} + 0 \cdot 0 \cdot \frac{1}{6} + 0 \cdot 1 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot 1 \cdot \frac{1}{6} = -\frac{1}{3}$$

$$E(X) = 0 \cdot \frac{1}{3} + 2 \cdot \frac{2}{3} = \frac{4}{3}$$

$$E(Y) = 0 \text{ из предыдущего вопроса}$$

$$Cov(XY) = -\frac{1}{3} - \frac{4}{3} \cdot 0 = -\frac{1}{3}$$

Ответ: В.

$$26. P(X < 0.5, Y < 0.5) = \int_0^{0.5} \int_0^{0.5} 9x^2y^2 dx dy = \int_0^{0.5} \frac{3}{8}y^2 dy = \frac{1}{64}$$

Ответ: D.

$$27. f_{x|y=1} = \frac{f_{xy}}{f_y}$$

$$f_y = \int_0^1 9x^2y^2 dx = 3y^2$$

$$f_{x|y=1} = \frac{9x^2y^2}{3y^2} = 3x^2$$

Ответ: А.

28. Пусть $X=1$ - событие в классе есть отличник

Сначала выбирается класс (вероятность выбрать любой из классов равна $\frac{1}{3}$), затем в зависимости от класса вероятности будут отличаться, т.к. в них разная концентрация отличников

$$P(X = 1) = 0.5 \cdot \frac{1}{3} + 0.3 \cdot \frac{1}{3} + 0.4 \cdot \frac{1}{3} = 0.4$$

Ответ: Е.

29. По формуле условной вероятности: $P(A | B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$

Или в другом виде: $P(A \cap B) = P(A | B)P(B) = 0.3 \cdot 0.5 = 0.15$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 0.2 + 0.5 - 0.15 = 0.55$$

Ответ: D.

30. Вспомним формулу вероятности для биномиального распределения:

$$P(X \geq 2) = C_{10}^1 \cdot 0.2^1 \cdot 0.8^9$$

Ответ: А.

31. Пусть $W = 1$ - событие "покупатель женщина M - случайная величина, показывающая сумму в чеке. Покупка была совершена на 1234 рубля, то есть $M > 1000$

$$P(W = 1 | M > 1000) = \frac{P(W=1 \cap M > 1000)}{P(M > 1000)}$$

Покупку совершила женщина ($W = 1$) и сумма $M > 1000$:

$$P(W = 1 \cap M > 1000) = 0.5 \cdot 0.6 = 0.3$$

Доли женщин и мужчин одинаковы, вычислим $P(M > 1000)$:

$$P(M > 1000) = 0.5 \cdot 0.6 + 0.5 \cdot 0.3 = 0.45$$

Следовательно:

$$P(W = 1 | M > 1000) = \frac{0.3}{0.45} = \frac{2}{3}$$

Ответ: С.

32. Известно, что функция распределения:

(а) существует для непрерывных случайных величин

(b) $F_X \in [0; 1]$

(с) при $x \rightarrow -\infty F_X = 0$

(d) при $x \rightarrow +\infty F_X = 1$

(е) $P(X \in (a; b]) = F_X(b) - F_X(a)$

Ответ: D.