Тема 19 Държавен изпит



# специалност

# Приложна математика

Непрекъснати разпределения: 1. Равномерно разпределение. 2. Експоненциално разпределение. 3. Гама разпределение.4. Бета разпределение.5. Нормално разпределение.Задачи, в които възникват. Моменти – математическо очакване и дисперсия.

# Анотация

Непрекъснати разпределения: 1. Равномерно разпределение. 2. Експоненциално разпределение. 3. Гама разпределение.4. Бета разпределение.5. Нормално разпределение.Задачи, в които възникват. Моменти – математическо очакване и дисперсия.

Описват се моделите, водещи до съответните разпределения..Пресмятат се моментите на разпределенията до втори включително. Описват се връзките между разпределенията — експоненциално и гама, нормално и гама, гама и бета. При изчисленията може да се използват и характеристични функции, но това не е задължително.

### Дефиниция 1.1 (функция на разпределение)

Нека е дадена едномерна случайна величина  $\xi$  . Функция на разпределение на  $\xi$  реалнозначна функция  $F:R \to [0,1]$  , която за дадено реално х намира вероятността  $\xi < x$  , т.е.

$$F_{\varepsilon}(x) = P(\{\omega \lor \xi(\omega) < x\}) = P(\xi < x)$$

### Дефиниция 1.2 (плътностна функция, непрекъснато разпределение)

Нека е дадена едномерна случайна величина  $\xi$  с функция на разпределение  $F:R \to [0,1]$ . Ако същестествува функция  $f_\xi(x): \int\limits_{-\infty}^x f_\xi(x) d\!\!/ x = F_\xi(x)$  , то тя се нарича плътностна функция за  $\xi$  и е вярно  $f_\xi(x)=F_\xi{'}(x)$  . Ако за  $\xi$  е вярно, че  $f_\xi(x)=f_\xi(x)=f_\xi(x)$  е непрекъсната, то казваме, че  $\xi$  има *непрекъснато разпределение*. Ако съществува  $f_\xi(x)$  , то  $\xi$  е абс. непрекъсната.

## Дефиниция 1.3 (мат. очакване на непрекъсната сл. в., централни моменти) Нека $^{\xi}$ е с непрекъснато разпределение. Интегралът (ако съществува),

$$E\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) dx,$$

се нарича математическо очакване. Интегралът (ако съществуват)

$$E(\xi - E\xi)^k = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E\xi)^k f_{\xi}(x) \, dx$$

се нарича k-ти централен момент на  $^{\xi}$  . Централния момент с ред 2 наричаме дисперсия на  $^{\xi}$  , а корен от него средно отклонение.

#### 1. Равномерно разпределение

Нека X е случайна променлива, която принадлежи на интервала [a,b]. Казваме, че X е разпределена равномерно, ако плътността на разпределението й е постоянна. Задачите, от които произлизат равномерни разпределения са такива, в които някаква физична величина заема равновероятно стойности в даден интервал.

Имаме.  $f_{\xi}(x) = \begin{cases} Const$  ,  $x \in [a,b] \\ 0$  ,  $x \in (-\infty;a) \bigcup (b;+\infty) \end{cases}$  . Ще намерим тази константа от условието

$$\int\limits_{-\infty}^{+\infty} f_{\xi}(x) \, dx = 1 = \int\limits_{a}^{b} \, C \, dx = Const(\,b-a)$$

Получихме, че 
$$f_{\xi}(x) =$$
 
$$\begin{cases} \frac{1}{b-a}, x\epsilon[a,b] \\ 0, x\epsilon(-\infty;a) \bigcup (b;+\infty) \end{cases}, F_{\xi}(x) = \begin{cases} \frac{x-a}{b-a}, x\epsilon[a,b] \\ 0, x\epsilon(-\infty;a) \\ 1, x\epsilon(b;+\infty) \end{cases},$$

$$E\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) \, dx = \frac{1}{b-a} \int_{a}^{b} x \, dx = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

За диспрерсията,  $D\xi$ , имаме

$$D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E\xi)^2 f_{\xi}(x) dx = \frac{1}{b - a} \int_{a}^{b} (x - \frac{b + a}{2})^2 dx = \frac{\frac{\left(b - \frac{a + b}{2}\right)^3 - \left(a - \frac{a + b}{2}\right)^3}{3}}{b - a} = \frac{(b - a)^2}{12}$$

### 2. Експоненциално разпределение

Разглеждаме последователност от независими, случайни събития, напр. поредица от радиоактивни разпадания в един радиоактивен образец. Интервалите от време t между две последователни събития са случайни величини, които са разпределени по експоненциален закон. Основният параметър, който дефинира разпределението, е средният брой събития за единица време λ. Такава последователност се описва от непрекъсната сл. в. със

плътностна функция  $f_{\xi}(t) = egin{pmatrix} \lambda \, \mathcal{C}^{-\lambda t}, \, t > 0 \\ 0, \, t \leq 0 \end{pmatrix}$  . Съответно функцията на разпределение е

$$F_{\xi}(t) = egin{cases} 1 - m{arphi}^{-\lambda t}, \ t > 0 \ 0, \ t \leq 0 \end{cases}$$
 . Да намерим очакването и дисперсията:

$$E \xi = \int_{-\infty}^{+\infty} t f_{\xi}(t) \, dt = \int_{0}^{+\infty} t \lambda \, e^{-\lambda t} \, dt = -\int_{0}^{+\infty} t \, dt \, e^{-\lambda t} = \mathcal{U}$$

$$\dot{\mathbf{c}} - t \,\mathbf{e}^{-\lambda t} \dot{\mathbf{c}}_{t=0}^{t=+\infty} + \int_{-\infty}^{+\infty} \mathbf{e}^{-\lambda t} \,\mathbf{d} t = \frac{-1}{\lambda} \,\mathbf{e}^{-\lambda t} \dot{\mathbf{c}}_{t=0}^{t=+\infty} = \frac{1}{\lambda}$$

$$\begin{split} D\xi &= \int\limits_{-\infty}^{+\infty} (x - E\xi)^2 f_{\xi}(x) \, d\!\!/ x = \int\limits_{0}^{+\infty} \left( t - \frac{1}{\lambda} \right)^2 \lambda \, e^{-\lambda t} \, d\!\!/ t = \mathcal{L} \\ &\mathbf{L} \int\limits_{0}^{+\infty} t^2 \lambda \, e^{-\lambda t} \, d\!\!/ t - \frac{2}{\lambda} \int\limits_{0}^{+\infty} t \lambda \, e^{-\lambda t} \, d\!\!/ t + \frac{1}{\lambda} \int\limits_{0}^{+\infty} e^{-\lambda t} \, d\!\!/ t = \mathcal{L} \\ &\mathbf{L} - \int\limits_{0}^{+\infty} t^2 \, d\!\!/ e^{-\lambda t} - \frac{2}{\lambda} \left( \frac{1}{\lambda} \right) + \frac{1}{\lambda} \left( \frac{1}{\lambda} \right) = -t^2 \, e^{-\lambda t} \, \mathcal{L}_{t=0}^{t=+\infty} + \int\limits_{0}^{+\infty} e^{-\lambda t} 2 \, t \, d\!\!/ t - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda} \left( \frac{1}{\lambda} \right) - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2} \end{split}$$

#### 3. Гама разпределение

Двупараметрично непрекъснато разпределение, чиято плътностна функция е скалирана и нормирана гама функция се нарича гама разпределение. Имаме

$$f_{\xi}(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha - 1} \mathcal{C}^{\frac{-x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)}, x \ge 0\\ 0, x < 0 \end{cases}$$

Да припомним, че  $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ . С гама разпределение се описва например

количеството събани валежи в контейнер от началото на валеж до края.

$$E \xi = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) \, d \!\!\! / x = \int_{0}^{+\infty} \frac{x^{\alpha} \, e^{\frac{-x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} \, d \!\!\! / x = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \int_{0}^{+\infty} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha} e^{\frac{-x}{\beta}} \, d \!\!\! / x \stackrel{\beta y = x}{=} \vdots$$

$$i\frac{\beta}{\Gamma(\alpha)}\int_{0}^{+\infty}y^{(\alpha+1)-1}\mathcal{P}^{-y}\mathcal{A}y = \frac{\beta\Gamma(\alpha+1)}{\Gamma(\alpha)}\stackrel{\text{свойство на }\Gamma(\alpha)}{=}\alpha\beta$$

$$(x - \alpha \beta)^{2} \frac{x^{\alpha - 1} \mathcal{C}^{\frac{-x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} \mathcal{A} x = \mathcal{L}$$

$$D\xi = \int_{0}^{+\infty} (x - E\xi)^{2} f_{\xi}(x) \mathcal{A} x = \int_{0}^{+\infty} \mathcal{L} x$$

$$\overset{+ \infty}{\circ} \underbrace{ \int\limits_{0}^{+ \infty} \frac{x^{\alpha + 1} \boldsymbol{\mathscr{C}}^{\frac{- x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} \boldsymbol{\mathscr{A}} \boldsymbol{X} - 2 \, \alpha \boldsymbol{\beta} (\alpha \boldsymbol{\beta}) + (\alpha \boldsymbol{\beta})^{2} . (1) = -(\beta \alpha)^{2} \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} \int\limits_{0}^{+ \infty} \left( \frac{x}{\beta} \right)^{\alpha + 1} \boldsymbol{\mathscr{C}}^{\frac{- x}{\beta}} \boldsymbol{\mathscr{A}} \boldsymbol{X}^{\beta y = x} \boldsymbol{\mathcal{A}}$$

$$\dot{\boldsymbol{c}} - (\boldsymbol{\beta}\boldsymbol{\alpha})^2 + \frac{\boldsymbol{\beta}^2}{\boldsymbol{\Gamma}(\boldsymbol{\alpha})} \int\limits_0^{+\infty} \boldsymbol{y}^{(\boldsymbol{\alpha}+2)-1} \boldsymbol{\boldsymbol{\varphi}}^{-\boldsymbol{y}} \boldsymbol{\boldsymbol{\mathcal{A}}} \boldsymbol{\boldsymbol{y}} = -(\boldsymbol{\beta}\boldsymbol{\alpha})^2 + \frac{\boldsymbol{\beta}^2}{\boldsymbol{\Gamma}(\boldsymbol{\alpha})} \boldsymbol{\boldsymbol{\Gamma}}(\boldsymbol{\alpha}+2) = \dot{\boldsymbol{c}}$$

$$i\beta^{2} \frac{\Gamma(\alpha+2)}{\Gamma(\alpha+1)} \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\Gamma(\alpha)} - (\beta\alpha)^{2} = \beta^{2}(\alpha+1)\alpha - (\beta\alpha)^{2} = \alpha\beta^{2}$$

#### 4. Бета разпределение

Бета разпределена сл.в. е такава, чиято плътностна функция е

$$f_{\xi}(x) = egin{cases} rac{x^{lpha-1} (1-x)^{eta-1}}{B(lpha,eta)}, x\epsilon [0,1] \ 0, иначе \end{cases}$$

Да припомним, че 
$$B(\alpha,\beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} \mathcal{A} x = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$$

Ще използваме последното равенство за да изчислим средното:

$$D\xi = E\xi^2 - |E\xi|^2$$
;

$$\frac{x^{\alpha+1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha+2,\beta)} \mathcal{A} x = \mathcal{L}$$

$$E \xi^{2} = \int_{0}^{1} \frac{x^{\alpha+1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha,\beta)} \mathcal{A} x = \frac{B(\alpha+2,\beta)}{B(\alpha,\beta)} \int_{0}^{1} \mathcal{L} x = \frac{B(\alpha+2,\beta)}{B(\alpha+2,\beta)} \int_{0}^{1} \mathcal{L}$$

$$\ddot{\boldsymbol{\mathcal{L}}} \frac{B(\alpha+2,\beta)}{B(\alpha,\beta)} \int\limits_0^1 \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{B(\alpha+2,\beta)} \, d\!\!\!/ \boldsymbol{\mathcal{X}} = \frac{\frac{\Gamma(\alpha+2)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta+2)}}{\frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \frac{\frac{\Gamma(\alpha+2)}{\Gamma(\alpha)}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta+2)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{L}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+2}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta+2)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+2}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta+2)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+2}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta+2)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{\frac{\Gamma(\alpha+2)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta+2)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\beta-1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\alpha+1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\alpha+1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X})}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\alpha+1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}})^{\alpha+1}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \ddot{\boldsymbol{\mathcal{X}}} \frac{\boldsymbol{\mathcal{X}}^{\alpha+1}(1-\boldsymbol{\mathcal{X}$$

$$\dot{c} \frac{\frac{\Gamma(\alpha+2)}{\Gamma(\alpha+1)} \frac{\Gamma(\alpha+1)}{\Gamma(\alpha)}}{\frac{\Gamma(\alpha+\beta+2)}{\Gamma(\alpha+\beta+1)} \frac{\Gamma(\alpha+\beta+1)}{\Gamma(\alpha+\beta)}} = \frac{(\alpha+1)\alpha}{(\alpha+\beta+1)(\alpha+\beta)}.$$

Следователно за  $D\xi$  получаваме

$$D\xi = \frac{(\alpha+1)\alpha}{(\alpha+\beta+1)(\alpha+\beta)} - \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^2 = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \left[\frac{\alpha+1}{\alpha+\beta+1} - \frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right] = \lambda$$

$$i\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\left[\frac{\alpha^2+\alpha\beta+\beta+\alpha-\alpha^2-\alpha\beta-\alpha}{(\alpha+\beta)(\alpha+\beta+1)}\right] = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(1+\alpha+\beta)}$$

#### 5. Нормално разпределение

Нормално разпределена сл.в. с параметри  $\mu$ ,  $\sigma^2$  наричаме такава  $\xi$  , за която

$$f_{\xi}(x;\mu,\sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \mathcal{E}^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

Бележим  $\xi \epsilon N(\mu, \sigma^2)$  . Нормалното разпределение е най- важното от всички разпределения поради централната гранична теорема, според която разпределението на нормираното средно на достатъчно голям брой независими сл.в. с крайни очаквания и дисперсии е приблизително нормално. Ще докажем, че  $E \xi = \mu, D \xi = \sigma^2$  .

$$\begin{split} E\,\xi &= \int\limits_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) \, d\!\!/ x = \int\limits_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{\sqrt{2\,\pi\,\sigma}} \, e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\,\sigma^2}} \, d\!\!/ x = \int\limits_{-\infty}^{+\infty} \frac{x-\mu+\mu}{\sqrt{2\,\pi\,\sigma}} \, e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\,\sigma^2}} \, d\!\!/ x = \mathcal{U} \\ \mathcal{U} &= \int\limits_{-\infty}^{+\infty} x f_{\xi}(x) \, d\!\!/ x = \int\limits_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{\sqrt{2\,\pi\,\sigma}} \, e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\,\sigma^2}} \, d\!\!/ x = \frac{e^{\frac{-y^2}{2}} \, \mathcal{U}_{y=-\infty}^{y=+\infty}}{\sqrt{2\,\pi}} + \frac{\mu}{\sqrt{2\,\pi}} \int\limits_{-\infty}^{+\infty} e^{\frac{-y^2}{2}} \, d\!\!/ y = \mathcal{U} \\ \mathcal{U} &= \mathcal{U} \end{aligned}$$

$$D\xi = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E\xi)^2 f_{\xi}(x) d\!\!/ x = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{(x - \mu)^2}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-(x - \mu)^2}{2\sigma^2}} d\!\!/ x = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{(x - \mu)^2}{\sigma^2} e^{\frac{-(x - \mu)^2}{2\sigma^2}} d\!\!/ x$$
 
$$\dot{\mathcal{L}} \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 e^{\frac{-y^2}{2}} d\!\!/ x, \text{ и да направим смяната } y = \frac{x - \mu}{\sigma}.$$
 
$$D\xi = \frac{-\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} y d\!\!/ e^{\frac{-y^2}{2}} = \frac{-\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} y e^{\frac{-y^2}{2}} \dot{\mathcal{L}}_{y = -\infty}^{y = +\infty} + \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{\frac{-y^2}{2}} d\!\!/ y = 0 + \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \sqrt{2\pi} = \sigma^2$$

Връзки между разпределенията експоненциално и гама, нормално и гама, гама и бета.

1. Връзка между еккспоненциално и гама разпределение.

Да положим в функцията на разпределение на  $\Gamma$  :  $f_{\xi}(x;\alpha,\beta) = \frac{x^{1-\alpha} \boldsymbol{\mathcal{C}}^{\frac{-x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)}$ 

 $\alpha=1, \frac{1}{\beta}=\lambda>0$  . Получаваме експоненциално разпределение с коефициент  $\lambda$  .

Също така, сума на k експоненциални разпределения с коефициент  $\phantom{a}^{\lambda}$  има

разпределение  $\Gamma(k,\frac{1}{\lambda})$ 

2. Връзка между бета и гама разпределение има заради връзка между самите функции бета и гама, а следователно и между плътностните функции

$$B(\alpha,\beta) = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$$

Също така ако сл. в.  $q_{1,2}$   $\Gamma(a_{1,2}$  ,1) то частните  $\frac{q_{1,2}}{q_1+q_2}$  има разпределение B  $(a_1,a_2)$ 

3. Връзка между нормално и гама: Ако в гама разпределение положим  $\alpha = \frac{v}{2}$ ,  $\beta = 2$  получаваме  $\chi^2(v)$  разпределение, което пък се получава като сума на квадрата на стандартно-нормално разпределени

Забележка: Темата я има развита и от доц. Матеев

Литература

- [1] Вероятности и Статистика, университетско издателство
- [2] Записки по ТВМС, спец ПМ, Д. Дончев

Темата е разработена от Велико Дончев, уч. 2011/2012 г.