$$\begin{split} P(a \leq X \leq b) &= \int\limits_{a}^{b} f(x) dx, \\ F(x) &= P(X \leq x) = \int\limits_{-\infty}^{x} f(t) dt, \\ P(a \leq X \leq b) &= F(b) - F(a) \\ E(H(x)) &= \int\limits_{-\infty}^{\infty} H(x) f(x) dx \\ \text{Ако } Y &= g(X), \, f_{Y}(y) = f_{X}(g^{-1}(y)) \, \big| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \big|, \end{split}$$

Непрекъснато равномерно разпределение 
$$U(a,b)$$
:  $f(x)=\frac{1}{b-a},\ a< x< b;\ E(e^{tX})=\frac{e^{tb}-e^{ta}}{t(b-a)};\ EX=\frac{a+b}{2};\ VX=\frac{(b-a)^2}{12}$ 

Експоненциално разпределение  $X \sim Exp(\lambda)$ :

$$f(x)=\lambda e^{-\lambda x}, \ x,\lambda>0; \ E(e^{tX})=\frac{\lambda}{\lambda-t}, \ \mathrm{sa}\ |t|<\lambda; \ EX=1/\lambda; \ VX=\frac{1}{\lambda^2}$$
  $F_X(x)=1-e^{-\lambda x}$ 

Ако 
$$\lambda = 1/\beta, Exp(1/\beta)$$
:  
 $f(x) = \frac{1}{\beta}e^{-x/\beta}, \ x, \beta > 0; \ E(e^{tX}) = \frac{1}{1-\beta t}; \ EX = \beta; \ VX = \beta^2$ 

Нормално разпределение 
$$N(\mu, \sigma^2)$$
: 
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}; \quad E(e^{tX}) = e^{\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}}; \quad EX = \mu; \quad VX = \sigma^2$$

Двумерно съвместно разпределение:

$$\int_{a}^{b} \int_{c}^{d} f_{XY}(x, y) dx dy = P(a \le X \le b, c \le Y \le d), \ f_{XY}(x, y) \ge 0,$$

 $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dx dy = 1$ 

$$f_{XY}(x,y)$$
:  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dy$ ,  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dx$ 

$$f_{XY}(x,y)$$
:  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dy$ ,  $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x,y) dx$   $E(H(X,Y)) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} H(x,y) f_{XY}(x,y) dx dy$ , ако съществува

 $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |H(x,y)| f_{XY}(x,y) dx dy.$ 

$$J_{-\infty}$$
  $J_{-\infty}$   $|H(x,y)|J_{XY}(x,y)$ ахау.  
Ковариация:  $Cov(X,Y) = E((X-\mu_x)(Y-\mu_y)) = E(XY) - E(X)E(Y)$   
Корелационен коефициент:  $\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{VarX}\sqrt{VarY}}$   
Условна плътност:  $f_{X|y}(x) = f_{X|Y=y}(x) = \frac{f_{XY}(x,y)}{f_Y(y)}$ 

Условна плътност: 
$$f_{X|y}(x) = f_{X|Y=y}(x) = \frac{f_{XY}(x,y)}{f_Y(y)}$$

Условно математическо очакване:  $E(X|Y=y)=\int_{-\infty}^{\infty}xf_{X|y}(x)dx$ 

Точкови оценки. Неизместеност:  $E(\hat{\theta}) = \theta$ 

k-ти емпиричен момент:  $M_k = \sum_{i=1}^{n} \frac{X_i^k}{n}$ 

Функция на правдоподобие:  $L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i)$ 

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i, \ S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$$

Интервална оценка:  $[L_1, L_2]$ , такъв че  $P(L_1 \le \theta \le L_2) = 1 - \alpha$  се нарича  $100(1-\alpha)\%$ -ен доверителен интервал за параметъра  $\theta$ .

Ако  $X_1, \ldots X_n$  е случайна извадка от  $N(\mu, \sigma^2)$ :

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$
,  $\bar{X} \pm z_{\alpha/2} \sigma / \sqrt{n}$ ;

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n) , \bar{X} \pm z_{\alpha/2} \sigma/\sqrt{n};$$
 $(n-1)S^2/\sigma^2 \sim \chi^2_{n-1}, [(n-1)S^2/\chi^2_{\alpha/2}, (n-1)S^2/\chi^2_{1-\alpha/2}];$ 

$$rac{ar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}\sim T_{n-1},\ ar{X}\pm t_{lpha/2}S/\sqrt{n}$$
  
Хипотези:

 $\alpha=P$ (отхвърля се  $H_0|H_0$  е вярна),  $\beta=P$ (не се отхвърлия  $H_0|H_1$  е вярна)

TS: 
$$Z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - d_o}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}; \bar{X}_1 - \bar{X}_2 \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

TS: 
$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{s\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}, s = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$