Valószínűségszámítás

$P(A+B)=$	$P(A)+P(B)-P(A\cdot B)$
$P(A_1+\ldots+A_n)=$	$\sum_{1\le i\le n} P(A_i)-\sum_{1\le i_1<i_2\le n} P(A_{i_1}\cdot A_{i_2})+-\ldots +(-1)^{n-1}\cdot P(A_1\cdot\ldots\cdot A_n)$
$P(A\|B)=$	$\dfrac{P(A\cdot B)}{P(B)},\quad P(B)\neq 0$
$P(A\cdot B)=$	$P(A\|B)\cdot P(B)$
$P(A_1\cdot\ldots\cdot A_n)=$	$P(A_1)\cdot P(A_2\|A_1)\cdot\ldots\cdot P(A_n\|A_1\cdot\ldots\cdot A_{n-1})$
Teljes valószínűség tétele $P(A)=$	$\sum_{i=1}^{n} P(A\|B_i)\cdot P(B_i)$, ahol $B_1,B_2,\ldots,B_n$ TER $P(B_i)\neq 0,\quad i=1,2,\ldots,n$
Bayes-tétel $P(B_j\|A)=$	$\dfrac{P(A\|B_j)\cdot P(B_j)}{\sum_{i=1}^{n} P(A\|B_i)\cdot P(B_i)}$, ahol $B_1,B_2,\ldots,B_n$ TER $P(A)\neq 0,\ P(B_i)\neq 0,\quad i=1,2,\ldots,n$
Függetlenség:	$P(A\|B)=P(A)$ $P(A\cdot B)=P(A)\cdot P(B)$
$A_1,A_2,\ldots,A_n$ teljesen független, ha	közülük tetszőleges kettőt, hármat, …, n-et kiválasztva, ezek mind függetlenek

$f_\xi(x)\ge$	0
$\int_{-\infty}^{\infty} f_\xi(x)\,dx=$	1
$f_\xi(x)=$	$F'_\xi(x)$
$F_\xi(x)=$	$P(\xi<x)=\int_{-\infty}^{x} f_\xi(u)\,du$
$F_\xi(x)\ge$	0
$\lim_{x\to-\infty} F_\xi(x)=$	0
$\lim_{x\to+\infty} F_\xi(x)=$	1
$\lim_{x\to a-0} F_\xi(x)=$	$F_\xi(a)$
$F_\xi(x)$	monoton növekedő

$P(\xi<a)=$	$F_\xi(a)=\int_{-\infty}^{a} f_\xi(x)\,dx$
$P(a\le\xi<b)=$	$F_\xi(b)-F_\xi(a)=\int_{a}^{b} f_\xi(x)\,dx$
$P(\xi\ge a)=$	$1-F_\xi(a)=\int_{a}^{\infty} f_\xi(x)\,dx$
$\eta:=\psi(\xi)$ $y=\psi(x)$ $x=\psi^{-1}(y)$	$f_\eta(y)=f_\xi(\psi^{-1}(y))\cdot\left\|\dfrac{d\psi^{-1}(y)}{dy}\right\|$
$f_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)=$	$\dfrac{\partial^2 F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{\partial x_1\partial x_2}$
$F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)=$	$P(\xi_1<x_1,\xi_2<x_2)=\int_{-\infty}^{x_1}\int_{-\infty}^{x_2} f_{\xi_1,\xi_2}(u,v)\,dv\,du$
$f_{\xi_1}(x_1)=$	$\int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)\,dx_2$
$f_{\xi_2}(x_2)=$	$\int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)\,dx_1$
$F_{\xi_1}(x_1)=$	$\int_{-\infty}^{x_1}\int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi_1,\xi_2}(u,x_2)\,dx_2\,du$
$F_{\xi_2}(x_2)=$	$\int_{-\infty}^{x_2}\int_{-\infty}^{\infty} f_{\xi_1,\xi_2}(x_1,v)\,dx_1\,dv$
$F_{\xi_1,\xi_2}(x_1\|\xi_2<x_2)=$	$\dfrac{P(\xi_1<x_1,\xi_2<x_2)}{P(\xi_2<x_2)}=\dfrac{F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{F_{\xi_2}(x_2)}$
$F_{\xi_1,\xi_2}(x_1\|x_{21}\le\xi_2<x_{22})=$	$\dfrac{F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_{22})-F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_{21})}{F_{\xi_2}(x_{22})-F_{\xi_2}(x_{21})}$
$F_{\xi_1,\xi_2}(x_1\|\xi_2\ge x_2)=$	$\dfrac{F_{\xi_1}(x_1)-F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{1-F_{\xi_2}(x_2)}$
$F_{\xi_1,\xi_2}(x_1\|x_2)=$	$\lim_{\Delta x_2\to 0} P(\xi_1<x_1\|x_2\le\xi_2<x_2+\Delta x_2)=\dfrac{\frac{\partial F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{\partial x_2}}{f_{\xi_2}(x_2)}$
$F_{\xi_1,\xi_2}(x_2\|x_1)=$	$\lim_{\Delta x\to 0} P(\xi_2<x_2\|x_1\le\xi_1<x_1+\Delta x_1)=\dfrac{\frac{\partial F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{\partial x_1}}{f_{\xi_1}(x_1)}$

Valószínűségszámítás

$f_{\xi_1,\xi_2}(x_1 \mid x_2) =$	$\dfrac{\partial F_{\xi_1,\xi_2}(x_1 \mid x_2)}{\partial x_1} = \dfrac{f_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{f_{\xi_2}(x_2)}$
$f_{\xi_1,\xi_2}(x_2 \mid x_1) =$	$\dfrac{\partial F_{\xi_1,\xi_2}(x_1 \mid x_2)}{\partial x_2} = \dfrac{f_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2)}{f_{\xi_1}(x_1)}$
Ha ξ_1 és ξ_2 függetlenek, akkor	$f_{\xi_1,\xi_2}(x,y) = f_{\xi_1}(x) \cdot f_{\xi_2}(y)$ $F_{\xi_1,\xi_2}(x_1,x_2) = F_{\xi_1}(x_1) \cdot F_{\xi_2}(x_2)$
$\eta_1 := \psi_1(\xi_1,\xi_2)$ $\eta_2 := \psi_2(\xi_1,\xi_2)$ $y_1 = \psi_1(x_1,x_2)$ $y_2 = \psi_2(x_1,x_2)$ $x_1 = \varphi_1(y_1,y_2)$ $x_2 = \varphi_2(y_1,y_2)$	$f_{\eta_1,\eta_2}(y_1,y_2) =$ $f_{\xi_1,\xi_2}(\varphi_1,\varphi_2) \cdot \left\lVert \dfrac{\partial(\varphi_1,\varphi_2)}{\partial(y_1,y_2)} \right\rVert$

$M(\xi) =$	$\sum_i x_i \cdot p_i$
$M(\xi) =$	$\int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$
$M(a \cdot \xi + b) =$	$a \cdot M(\xi) + b$
$D(\xi) =$	$\sqrt{M\left(\xi - M(\xi)\right)^2} =$ $\sqrt{M(\xi^2) - M^2(\xi)}$
$D(\xi) =$	$\sqrt{\sum_i x_i^2 \cdot p_i - M^2(\xi)}$
$D(\xi) =$	$\sqrt{\int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f(x) dx - M^2(\xi)}$
$D(a \cdot \xi + b) =$	$\lvert a \rvert \cdot D(\xi)$
Markov-egyenlőtlenség $P\left(\xi \geq t \cdot M(\xi)\right) \leq$	$\dfrac{1}{t}, \quad (t > 0)$
$P\left(\xi < t \cdot M(\xi)\right) >$	$1 - \dfrac{1}{t}, \quad (t > 0)$
Csebisev-egyenlőtlenség $P\left(\lvert \xi - M(\xi) \rvert \geq t \cdot D(\xi)\right) \leq$	$\dfrac{1}{t^2}, \quad (t > 0)$
$P\left(\lvert \xi - M(\xi) \rvert < t \cdot D(\xi)\right) >$	$1 - \dfrac{1}{t^2}, \quad (t > 0)$

$Cov(\xi_1,\xi_2) = M\left[\left(\xi_1 - M(\xi_1)\right) \cdot \left(\xi_2 - M(\xi_2)\right)\right] =$ $M(\xi_1 \cdot \xi_2) - M(\xi_1) \cdot M(\xi_2)$	
$R(\xi_1,\xi_2) =$	$\dfrac{Cov(\xi_1,\xi_2)}{D(\xi_1) \cdot D(\xi_2)}$
$M(\xi_1 + \xi_2) =$	$M(\xi_1) + M(\xi_2)$
$D^2(\xi_1 \pm \xi_2) =$	$D^2(\xi_1) + D^2(\xi_2) \pm 2 \cdot Cov(\xi_1,\xi_2)$
$M(\xi_2 \mid \xi_1 = x_1) =$	$\int_{-\infty}^{\infty} x_2 \cdot f_{\xi_1,\xi_2}(x_2 \mid x_1) dx_2$
$M(\xi_1 \mid \xi_2 = x_2) =$	$\int_{-\infty}^{\infty} x_2 \cdot f_{\xi_1,\xi_2}(x_1 \mid x_2) dx_1$
Elsőfajú regressziós függvény $\hat{x}_2 =$	$M(\xi_2 \mid \xi_1 = x_1)$
Másodfajú regressziós egyenes $\hat{x}_2 =$	$r \cdot \dfrac{\sigma_2}{\sigma_1} \cdot (x_1 - m_1) + m_2$, ahol $m_1 = M(\xi_1), \quad m_2 = M(\xi_2),$ $\sigma_1 = D(\xi_1), \quad \sigma_2 = D(\xi_2),$ $r = R(\xi_1,\xi_2)$
$D^2(\xi_2 - \hat{\xi}_2) =$	$\sigma_2^2 \cdot (1 - r^2)$
Korrelációs index $(\hat{x}_2 := \psi(x_1))$ $I(\xi_1,\xi_2) =$	$\sqrt{1 - \dfrac{D^2\left(\xi_2 - \psi(\xi_1)\right)}{D^2(\xi_2)}}$
Elsőfajú regressziós függvény $\hat{x}_1 =$	$M(\xi_1 \mid \xi_2 = x_2, \ldots, \xi_n = x_n)$
Másodfajú regressziós egyenes $\hat{x}_i =$	$m_i - \sum_{k,k \neq i} \dfrac{C_{ik}}{C_{ii}}(x_k - m_k)$, vagy $m_i - \sum_{k,k \neq i} \dfrac{\sigma_i}{\sigma_k} \cdot \dfrac{R_{ik}}{R_{ii}}(x_k - m_k)$, ahol $m_k = M(\xi_k), \quad \sigma_k = D(\xi_k),$ $C_{ik}, \quad R_{ik}$ kovariancia-, korrelációmátrix előjeles aldeterminánsa
$D^2(\xi_i - \hat{\xi}_i) =$	$\dfrac{\lvert C \rvert}{C_{ii}} = \sigma_i^2 \cdot \dfrac{\lvert R \rvert}{R_{ii}}$

Valószínűségszámítás

Totális korrelációs együttható $r_{ik} =$	$R(\xi_i, \xi_k)$
Parciális korrelációs együttható $\rho_{ik} =$	$\dfrac{-C_{ik}}{\sqrt{C_{ii}\cdot C_{kk}}} = \dfrac{-R_{ik}}{\sqrt{R_{ii}\cdot R_{kk}}}$
Többszörös korrelációs együttható $\rho_i =$	$-\sqrt{1-\dfrac{\lvert C\rvert}{\sigma_i^2\cdot C_{ii}}} = -\sqrt{1-\dfrac{\lvert R\rvert}{R_{ii}}}$
$\rho_{12} =$	$r_{12.3} = \dfrac{r_{12}-r_{13}\cdot r_{23}}{\sqrt{\left(1-r_{13}^2\right)\cdot\left(1-r_{23}^2\right)}}$
$\rho_{13} =$	$r_{13.2} = \dfrac{r_{13}-r_{12}\cdot r_{32}}{\sqrt{\left(1-r_{12}^2\right)\cdot\left(1-r_{32}^2\right)}}$
$\rho_{23} =$	$r_{23.1} = \dfrac{r_{23}-r_{21}\cdot r_{31}}{\sqrt{\left(1-r_{21}^2\right)\cdot\left(1-r_{31}^2\right)}}$

Karakterisztikus eloszlás	$P(\xi=i)=\begin{cases}1-p, & ha \quad i=0\\ p, & ha \quad i=1\end{cases}$, $M(\xi)=p$, $D(\xi)=\sqrt{p\cdot(1-p)}$
Diszkrét egyenletes eloszlás	$P(\xi=x_i)=\dfrac{1}{n}, \quad (i=1,2,\ldots,n)$, $M(\xi)=\dfrac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$, $D(\xi)=\sqrt{\dfrac{\sum_{i=1}^{n}\left(x_i-M(\xi)\right)^2}{n}}$
Binomiális eloszlás	$P(\xi=k)=\binom{n}{k}\cdot p^k\cdot(1-p)^k$, $(k=0,1,2,\ldots,n)$, $M(\xi)=n\cdot p$, $D(\xi)=\sqrt{n\cdot p\cdot(1-p)}$

$$\binom{n}{k}\cdot p^k\cdot(1-p)^k \approx \frac{1}{\sqrt{n\cdot p\cdot(1-p)}}\cdot\varphi\left(\frac{k-n\cdot p}{\sqrt{n\cdot p\cdot(1-p)}}\right)$$

Moivre-Laplace tétel

$$\sum_{k<x}\binom{n}{k}\cdot p^k\cdot(1-p)^k \approx \Phi\left(\frac{x-n\cdot p}{\sqrt{n\cdot p\cdot(1-p)}}\right)$$

Polinomiális eloszlás	$P(\xi_1=k_1,\ldots,\xi_r=k_r)=\dfrac{n!}{k_1!\cdot\ldots\cdot k_r!}\cdot p_1^{k_1}\cdot\ldots\cdot p_r^{k_r}$, ahol $k_1+\ldots+k_r=n$
Hiper-geometrikus eloszlás	$P(\xi=k)=\dfrac{\binom{M}{k}\cdot\binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$, $(k=0,1,2,\ldots,M)$, $M(\xi)=n\cdot\dfrac{M}{N}=n\cdot p$, $D(\xi)=\sqrt{n\cdot p\cdot(1-p)\cdot\left(1-\dfrac{n-1}{N-1}\right)}$
Polihiper-geometrikus eloszlás	$P(\xi_1=k_1,\ldots,\xi_r=k_r)=\dfrac{\binom{N_1}{k_1}\cdot\ldots\cdot\binom{N_r}{k_r}}{\binom{N}{n}}$, $N_1+\ldots+N_r=N$, $k_1+\ldots+k_r=n$
Negatív binomiális eloszlás	$P(\xi=r+k)=\binom{r+k-1}{r-1}\cdot p^r\cdot(1-p)^k$, $(k=0,1,2,3,\ldots)$, $M(\xi)=\dfrac{r}{p}$, $D(\xi)=\dfrac{\sqrt{r\cdot(1-p)}}{p}$
Geometriai eloszlás	$P(\xi=k)=p\cdot(1-p)^{k-1}$, $(k=0,1,2,3,\ldots)$, $M(\xi)=\dfrac{1}{p}$, $D(\xi)=\dfrac{\sqrt{1-p}}{p}$
Poisson eloszlás	$P(\xi=k)=\dfrac{\lambda^k}{k!}\cdot e^{-\lambda}$, $(k=0,1,2,3,\ldots)$, $M(\xi)=\lambda$, $D(\xi)=\sqrt{\lambda}$

Valószínűségszámítás

<table>
<tr><td>Folytonos egyenletes eloszlás</td><td>

$$f_\xi(x)=\begin{cases}\dfrac{1}{b-a}, & ha \quad x\in(a,b)\\ 0, & egyébként\end{cases},$$

$$F_\xi(x)=\begin{cases}\dfrac{x-a}{b-a}, & ha \quad x\in(a,b)\\ 0, & egyébként\end{cases}$$

$$M(\xi)=\frac{a+b}{2},$$

$$D(\xi)=\frac{b-a}{2\sqrt{3}}$$

</td></tr>
<tr><td>Normális eloszlás $N(m,\sigma)$</td><td>

$$f_\xi(x)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{-(x-m)^2}{2\sigma^2}},$$

$$F_\xi(x)=\int_{-\infty}^{x}\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{-(u-m)^2}{2\sigma^2}}du,$$

$$M(\xi)=m,\ D(\xi)=\sigma$$

</td></tr>
<tr><td colspan="2">Független normális eloszlású valószínűségi változók összege normális eloszlású, ahol

$$m=\sum_{i=1}^{n}m_i,\ \sigma=\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\sigma_i^2}.$$

</td></tr>
<tr><td>Standard normális eloszlás $N(0,1)$</td><td>

$$\varphi_\xi(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{-x^2}{2}},$$

$$\Phi_\xi(x)=\int_{-\infty}^{x}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{-u^2}{2}}du,$$

$$\Phi(-x)=1-\Phi(x),$$

$$\varphi(-x)=\varphi(x)$$

$$F_\xi(x)=\Phi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right),$$

$$f_\xi(x)=\frac{1}{\sigma}\cdot\varphi\left(\frac{x-m}{\sigma}\right)$$

</td></tr>
<tr><td>Log-normális eloszlás</td><td>

A ξ v. v. lognormális eloszlású, ha logaritmusa normális eloszlású.

$$f_\xi(x)=$$

$$\begin{cases}\dfrac{1}{\sigma\cdot x\cdot\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{-(\ln x-m)^2}{2\sigma^2}}, & ha \quad x>0\\ 0, & ha \quad x\le 0\end{cases},$$

$$F_\xi(x)=\int_{-\infty}^{\ln x}\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\cdot e^{\frac{-(u-m)^2}{2\sigma^2}}du,$$

</td></tr>
</table>

<table>
<tr><td></td><td>

$$M(\xi)=e^{m+\frac{\sigma^2}{2}},\ D(\xi)=e^{2m+\sigma^2}\cdot\left(e^{\sigma^2}-1\right)$$

</td></tr>
<tr><td>Exponenciális eloszlás</td><td>

$$f_\xi(x)=\begin{cases}0, & ha \quad x\le 0\\ \lambda\cdot e^{-\lambda\cdot x}, & ha \quad x>0\end{cases},$$

$$F_\xi(x)=\begin{cases}0, & ha \quad x\le 0\\ 1-e^{-\lambda\cdot x}, & ha \quad x>0\end{cases},$$

$$M(\xi)=\frac{1}{\lambda},\ D(\xi)=\frac{1}{\lambda},\ \lambda>0,$$

$$P(\xi\ge x+y\,|\,\xi\ge x)=P(\xi\ge y)$$

$$x>0,\quad y>0$$

</td></tr>
<tr><td>Weibull eloszlás</td><td>

$$f_\xi(x)=\begin{cases}0, & ha \quad x\le 0\\ c\cdot\alpha\cdot x^{\alpha-1}\cdot e^{-c\cdot x^\alpha}, & ha \quad x>0\end{cases},$$

$$F_\xi(x)=\begin{cases}0, & ha \quad x\le 0\\ 1-e^{-c\cdot x^\alpha}, & ha \quad x>0\end{cases},$$

$$c>0,\quad \alpha>0$$

</td></tr>
<tr><td colspan="2">Független, exponenciális eloszlású, azonos a paraméterű, p db véletlen változó összege gamma eloszlású (a,p) paraméterekkel.
Független (a,p_1), …, (a,p_n) paraméterű, gammaeloszlású véletlen változó összege is gammaeloszlású $(a,p_1+\ldots+p_n)$ paraméterekkel.</td></tr>
<tr><td>Gamma eloszlás</td><td>

$$f_\xi(x)=\begin{cases}0, & ha \quad x\le 0\\ \dfrac{a^p}{\Gamma(p)}\cdot x^{p-1}\cdot e^{-a\cdot x}, & ha \quad x>0\end{cases},$$

$$M(\xi)=\frac{p}{a},\ D(\xi)=\frac{\sqrt{p}}{a}$$

$$a>0,\quad p>0$$

</td></tr>
<tr><td colspan="2">n számú független, standard normális eloszlású valószínűségi változó négyzetösszegének az eloszlását n szabadsági fokú χ^2 eloszlásnak nevezzük.</td></tr>
<tr><td>χ^2 eloszlás</td><td>

$$f_\xi(x)=\begin{cases}0, & ha \quad x\le 0\\ \dfrac{\left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{n}{2}}}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}\cdot x^{\frac{n}{2}-1}\cdot e^{-\frac{1}{2}\cdot x}, & ha \quad x>0\end{cases},$$

$$M(\xi)=n,\ D(\xi)=\sqrt{2n}$$

</td></tr>
</table>

Valószínűségszámítás

Legyenek $\eta,\xi_1,\dots,\xi_n$ független $N(0,1)$ eloszlású valószínűségi változók, ekkor $t=\dfrac{\sqrt{f}\,\eta}{\sqrt{\xi_1^2+\dots+\xi_f^2}}$

f szabadságfokú Student (t) eloszlású v. v.

t eloszlás	$f_\xi(x)=\dfrac{1}{\sqrt{f\cdot\pi}}\cdot\dfrac{\Gamma\left(\frac{f+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{f}{2}\right)}\cdot\dfrac{1}{\left(1+\frac{x^2}{f}\right)^{\frac{f+1}{2}}}$, $M=0,\quad ha\quad f\geq 2$, $D=\sqrt{\dfrac{f}{f-2}},\quad ha\quad f\geq 3$

Legyen $\xi_1,\dots,\xi_m$ és $\eta_1,\dots,\eta_n$ független $N(0,1)$ eloszlású valószínűségi változók, ekkor

$$F=\frac{\dfrac{\sum_{i=1}^{m}\xi_i^2}{m}}{\dfrac{\sum_{j=1}^{n}\eta_j^2}{n}}$$

(m,n) szabadságfokú F eloszlású v. v.

$$f_\xi(x)=$$

$$\left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}}\cdot\frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\cdot\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}\cdot\frac{x^{\frac{m}{2}-1}}{\left(1+\frac{m}{n}x\right)^{\frac{m+n}{2}}},\ \text{ha}\ x\geq 0,$$

$$0,\quad ha\quad x<0$$

Várható értéke: $M=\dfrac{n}{n-2},\quad ha\quad n\geq 3$

Szórása: $D=\sqrt{\dfrac{2n^2\cdot(m+n-2)}{m\cdot(n-2)^2\cdot(n-4)}},\quad ha\quad n\geq 5$

Legyen $\xi_1,\dots,\xi_m$ és $\eta_1,\dots,\eta_n$ független $N(0,1)$ eloszlású valószínűségi változók, ekkor

$$\beta=\frac{\sum_{i=1}^{m}\xi_i^2}{\sum_{i=1}^{m}\xi_i^2+\sum_{j=1}^{n}\eta_j^2}\quad \text{v. v. béta eloszlású}$$

Béta eloszlás $\beta(p,q)$	$f_\xi(x)=$ $\dfrac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\cdot\Gamma(q)}\cdot x^{p-1}\cdot(1-x)^{q-1}$, ha $0<x<1$, $0,\quad különben$ $M(\xi)=\dfrac{p}{p+q}$ $D(\xi)=\dfrac{1}{p+q}\cdot\sqrt{\dfrac{p\cdot q}{p+q+1}}$ $p>0,\quad q>0$
Két-dimenziós normális eloszlás	$f_{\xi,\eta}(x)=$ $\dfrac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-r^2}}\cdot$ $\cdot e^{\frac{-1}{2(1-r^2)}\cdot\left(\frac{(x-m_1)^2}{\sigma_1^2}+2r\frac{(x-m_1)\cdot(y-m_2)}{\sigma_1\cdot\sigma_2}+\frac{(y-m_2)^2}{\sigma_2^2}\right)}$
Többdimenziós normális eloszlás	$f_{\xi_1,\dots,\xi_n}(x_1,\dots,x_n)=$ $\dfrac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}\cdot\sigma_1\cdot\ldots\cdot\sigma_n\sqrt{\lvert R\rvert}}\cdot$ $\cdot e^{\frac{-1}{2\lvert R\rvert}\cdot\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}R_{ij}\frac{(x_i-m_i)\cdot(x_j-m_j)}{\sigma_i\cdot\sigma_j}}$

Nagy számok törvényének Bernoulli-féle alakja

$$\lim_{n\to\infty}P\left(\left|\frac{\zeta_n}{n}-p\right|\geq\varepsilon\right)=0,$$

$$P\left(\left|\frac{\zeta_n}{n}-p\right|\geq\varepsilon\right)\leq\frac{p\cdot(1-p)}{n\cdot\varepsilon^2},$$

ahol $\zeta_n=\xi_1+\dots+\xi_n$, továbbá $\xi_1,\dots,\xi_n$ független karakterisztikus eloszlású v. v.

Centrális határeloszlás tétel

$$\lim_{n\to\infty}P\left(\frac{\xi_1+\dots\xi_n-n\cdot m}{\sigma\sqrt{n}}<x\right)=\Phi(x),$$

$$\lim_{n\to\infty}P\left(\frac{\bar{\xi}-m}{\sigma_{\bar{\xi}}}<x\right)=\Phi(x)$$

ahol $\xi_1,\dots,\xi_n$ független azonos eloszlású, véges szórású v. v., tovább $\bar{\xi}=\dfrac{\xi_1+\dots\xi_n}{n}$, $\sigma_{\bar{\xi}}=\dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}$.

Ha $\xi_1,\dots,\xi_n$ független v. v., akkor

$$M(\xi_1\cdot\ldots\cdot\xi_n)=M(\xi_1)\cdot\ldots\cdot M(\xi_n),$$

$$D^2(\xi_1+\dots+\xi_n)=D^2(\xi_1)+\dots+D^2(\xi_n)$$

A gamma függvény

$$\Gamma(p)=\int_0^\infty t^{p-1}\cdot e^{-t}dt,\quad ahol\quad p>0$$

$$\Gamma(p)=(p-1)!,\quad ha\quad p\in\mathbb{Z}^+$$