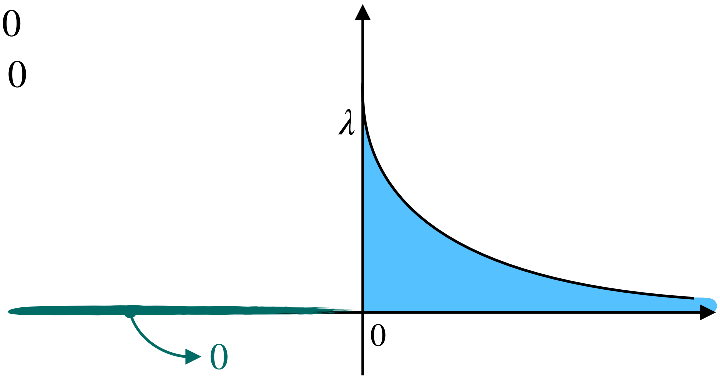
СЕМ, лекция 10
(2020-12-03)

В. Експоненциално разпределена НСВ

<u>Дефиниция</u>: Казваме, че случайната величина X е експоненциално разпределена с параметър $\lambda > 0$ и бележим $X \in Exp(\lambda)$, ако X има плътност от вида

$$f_X = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, \ x \geq 0 \\ 0, \qquad x < 0 \end{cases}$$



Проверка: $\displaystyle\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \mathrm{d}\,x = \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} \mathrm{d}\,x \underset{\left\{\begin{array}{l} y = -\lambda x \\ \mathrm{d}\,y = -\lambda\,\mathrm{d}\,x \\ \Rightarrow \mathrm{d}\,x = \frac{\mathrm{d}\,y}{-\lambda} \\ \lambda > 0 \Rightarrow y \in (0, -\infty) \end{array}\right.}{=} \int_0^{-\infty} \lambda e^y \frac{\mathrm{d}\,y}{-\lambda} =$

$\displaystyle = -\int_{-\infty}^{0} -1 e^y \mathrm{d}\,y = \int_{-\infty}^{0} e^y \mathrm{d}\,y = e^y \Big|_{-\infty}^{0} = 1 - 0 = 1$. Следователно плътността е добре дефинирана и X съществува.

Функция на разпределение $F_X(x) = \mathbb{P}(X < x)$:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \int_0^x \lambda e^{-\lambda y} \mathrm{d}\,y = 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \end{cases}$$

$\overline{F}_X = \mathbb{P}(X \geq x) = \begin{cases} e^{-\lambda x}, x > 0 \\ 1, \quad x \leq 0 \end{cases}$, където $\overline{F}_X$ се нарича „опашка“ на X.

$$\mathbb{E}X = \int_0^{\infty} x\,.\,\lambda e^{-\lambda x} \mathrm{d}\,x \overset{(*)}{=} \int_0^{\infty} x \,\mathrm{d} - e^{-\lambda x} \underbrace{=}_{\text{интегриране по части}} -xe^{-\lambda x}\Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} -e^{-\lambda x} \mathrm{d}\,x =$$

$$= 0 - 0 - \frac{1}{\lambda}\int_0^\infty e^{-\lambda x}\,\mathrm{d}(-\lambda x) = -\frac{1}{\lambda}e^{-\lambda x}\Big|_0^\infty = 0 - \left(-\frac{1}{\lambda}\right) = \frac{1}{\lambda}.$$

$$\left[\quad (*) \quad \frac{\partial}{\partial x}\left[-e^{-\lambda x}\right] = \frac{\partial}{\partial x}[-\lambda x] - e^{-\lambda x} = \lambda e^{-\lambda x} \quad\right]$$

Втори подход (Файнман): Ние знаем, че

$$1 = \lambda\int_0^\infty e^{-\lambda x}\,\mathrm{d}\,x, \forall\lambda > 0 \Rightarrow \frac{1}{\lambda} = \int_0^\infty e^{-\lambda x}\,\mathrm{d}\,x \Big| \frac{\partial}{\partial\lambda} \Rightarrow -\frac{1}{\lambda^2} = \int_0^\infty -xe^{-\lambda x}\,\mathrm{d}\,x$$

$\Rightarrow \frac{1}{\lambda} = \lambda\int_0^\infty xe^{-\lambda x}\,\mathrm{d}\,x = \mathbb{E}X$, което искахме да докажем.

$$\mathbb{E}X^2 = \int_0^\infty x^2\lambda e^{-\lambda x}\,\mathrm{d}\,x = \frac{1}{\lambda^2}\,.\,\lambda\,.\,\frac{1}{-\lambda}\int_0^\infty (-\lambda x)^2\,.\,e^{-\lambda x}\,\mathrm{d}(-\lambda x) =$$

$$= -\frac{1}{\lambda^2}\int_0^\infty e^{-\lambda x}\,\mathrm{d}\,2(-\lambda x) = -\frac{2}{\lambda^2}\left(e^{-\lambda x}\Big|_0^\infty\right) = -\frac{2}{\lambda^2}(0-1) = \frac{2}{\lambda^2}.$$

Окончателно, ако $X \sim Exp(\lambda)$, то $\mathbb{E}X = \frac{1}{\lambda}$ и $DX = \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$.

Експоненциалното разпределение е непрекъснат аналог на геометричното разпределение в смисъла на свойството безпаметност (memoryless). Ако вземем $t > 0, s > 0$, то $\mathbb{P}(X > t + s \,|\, X > t) = \mathbb{P}(X > s)$.

<u>Доказателство</u>:

$$\frac{\mathbb{P}(X > t + s \cap X > t)}{\mathbb{P}(X > t)} \overset{\{t\}\subseteq\{t+s\}}{=} \frac{\mathbb{P}(X > t + s)}{\mathbb{P}(X > t)} = \frac{e^{-\lambda(t+s)}}{e^{-\lambda t}} = e^{-\lambda s} = \mathbb{P}(X > s)$$

Преди да продължим, нека въведем следните нотации, които ще използваме по-долу:

$X = (X_1, X_2)$, f_X - плътносъ на X, $x = (x_1, x_2)$
$Y = (Y_1, Y_2)$, f_Y - плътносъ на Y, $y = (y_1, y_2)$

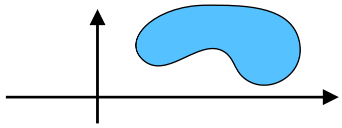
$g: \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}^2$. Под $y = g(x)$ се разбира $(y_1, y_2) = \big(g_1(x_1, x_2), g_2(x_1, x_2)\big) = g(x)$.

Двумерна непрекъсната случайна величина

<u>Дефиниция</u>: $X = (X_1, X_2)$ е вектор от НСВ с плътност f_X, ако е изпълнено:

- $f_X(x) \geq 0, \forall x \in \mathbb{R}^2$

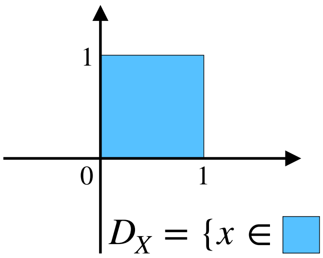
- $\int_0^\infty \int_0^\infty f_X(x_1, x_2) \underbrace{\mathrm{d}\, x_1 \,\mathrm{d}\, x_2}_{dx} = \int_{\mathbb{R}^2} f_X(x) \mathrm{d}\, x = 1$



- $\mathbb{P}(X \in D) = \int_D f_X(x) dx$, $\forall$ отворени/затворени множества $D \subseteq \mathbb{R}^2$

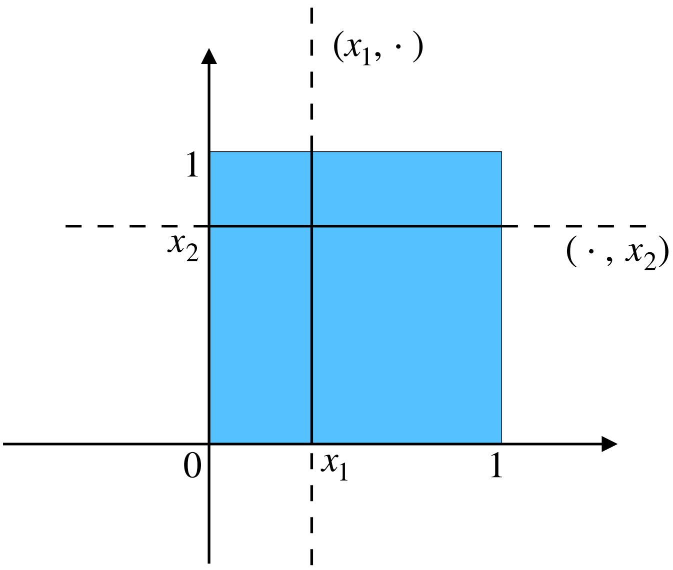
<u>Дефиниция</u>: (**Носител на случайна величина**) Нека f_X е плътността на X. Тогава $D_X = \{x \in \mathbb{R}^2 : f_X(x) > 0\}$ и D_X се нарича носител на X.

Смисъла на D_X е да показва какви са възможните стойности на случайния вектор.

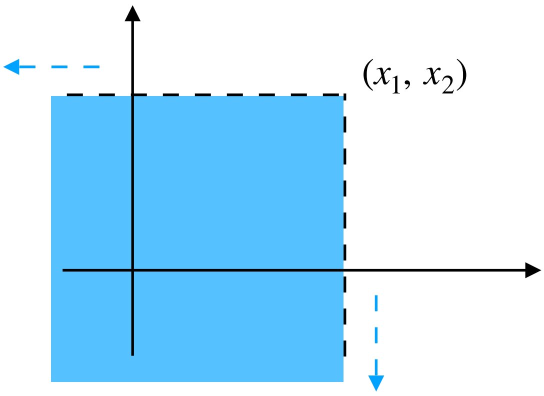


$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & x_1, x_2 \in (0,1) \\ 0, & x_1, x_2 \notin (0,1) \end{cases}$$

<u>Дефиниция</u>: (**Маргинални разпределения**) Нека X е вектор от НСВ с плътност f_X. Тогава $f_{X_1}(x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x_1, x_2) \mathrm{d}\, x_2$ е маргиналното разпределение на X_1 и $f_{X_2}(x_2) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x_1, x_2) \mathrm{d}\, x_1$ е маргиналното разпределение на X_2



<u>Дефиниция</u>: (**Функция на разпределение**) X е вектор от случайни величини. Тогава $F_X(x) = \mathbb{P}(X_1 < x_1, X_2 < x_2)$, $\forall x \in \mathbb{R}^2$ се нарича функция на разпределение на X.



Ако X е вектор от НСВ, то X има следната функция на разпределение:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} f_X(v_1, v_2) \mathrm{d}\, v_1 \, \mathrm{d}\, v_2$$

Плътността на X в точката x е равна на $f_X(x) = \dfrac{\partial^2}{\partial x_1 \partial x_2} F_X \Big|_{x = x_1 + x_2}$

<u>Дефиниция</u>: (**Независимост на две непрекъснати случайни величини**)
Нека $X = (X_1, X_2)$. Тогава $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$, когато $F_X(x) = F_{X_1}(x_1) F_{X_2}(x_2)$ или $\mathbb{P}(X_1 < x_1, X_2 < x_2) = \mathbb{P}(X_1 < x_1)\mathbb{P}(X_2 < x_2)$ за всяко $x = (x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2$. Ако X е вектор от НСВ, то независимостта е еквивалентна на
$f_X(x_1, x_2) = f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(x_2), \forall x = (x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2$.

Т.е. двумерната плътност X се разпада на произведението на двете маргинални плътности на X_1 и $X_2 \Leftrightarrow X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$.

Обобщение за n мерен случай:

<u>Дефиниция</u>: (**Съвкупна независимост**) Нека $X_1, X_2, \ldots, X_n$ са случайни величини, такива, че $X = (X_1, X_2, \ldots, X_n)$ има плътност f_X. Т.е. са изпълнени условията:

а) $f_X(x) \geq 0, \forall x \in \mathbb{R}^n$

б) $\displaystyle\int_{\mathbb{R}^n} f_X(x) \mathrm{d}\, x = 1$

в) $\forall x \in \mathbb{R}^n : \ \mathbb{P}(X \in D) = \displaystyle\int_D f_X(x) \underbrace{\mathrm{d}\, x}_{\mathrm{d}\, x_1 \ldots \mathrm{d}\, x_n}$

Тогава $X_1, X_2, \ldots, X_n$ са независими в съвкупност

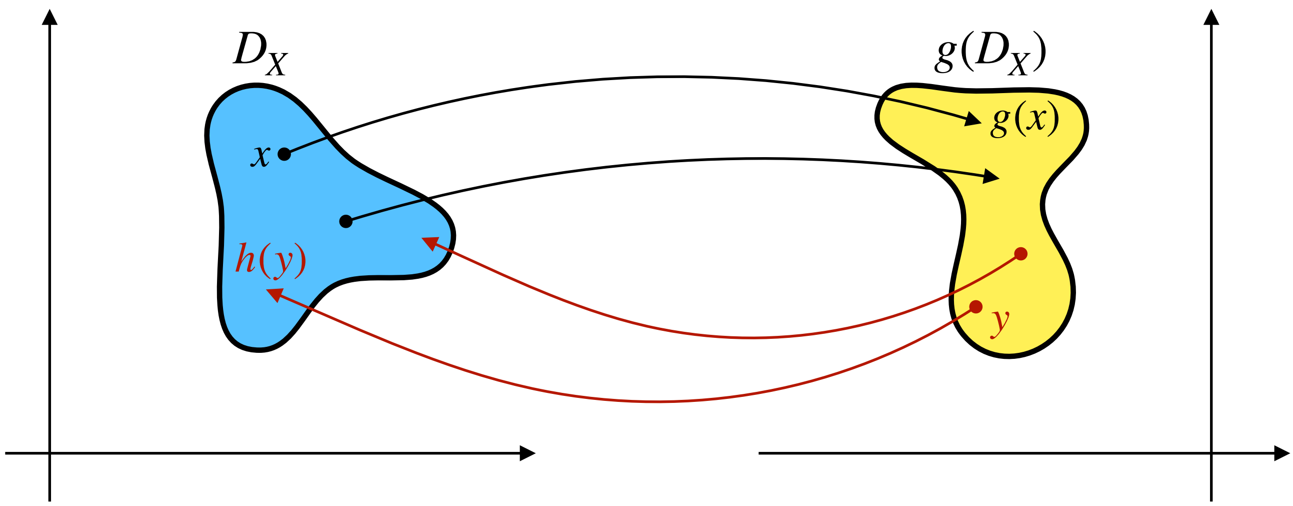
$$\Leftrightarrow f_{X_{i_1} X_{i_2} \ldots X_{i_k}}(x_{i_1}, x_{i_2}, \ldots, x_{i_k}) = \prod_{j=1}^{k} f_{X_{i_j}}(x_{i_j})$$

Смяна на променливите

Имаме $g : \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}^2$, $Y = g(X)$ и ще знаем плътността f_X. Въпроса е: кога и как ще може да изчислим f_Y?

$D_X = \{x \in \mathbb{R}^2 : f_X(x) > 0\}$,

$g(D_X) = \{y \in \mathbb{R}^2, \exists x \in DX : y = g(x)\}$



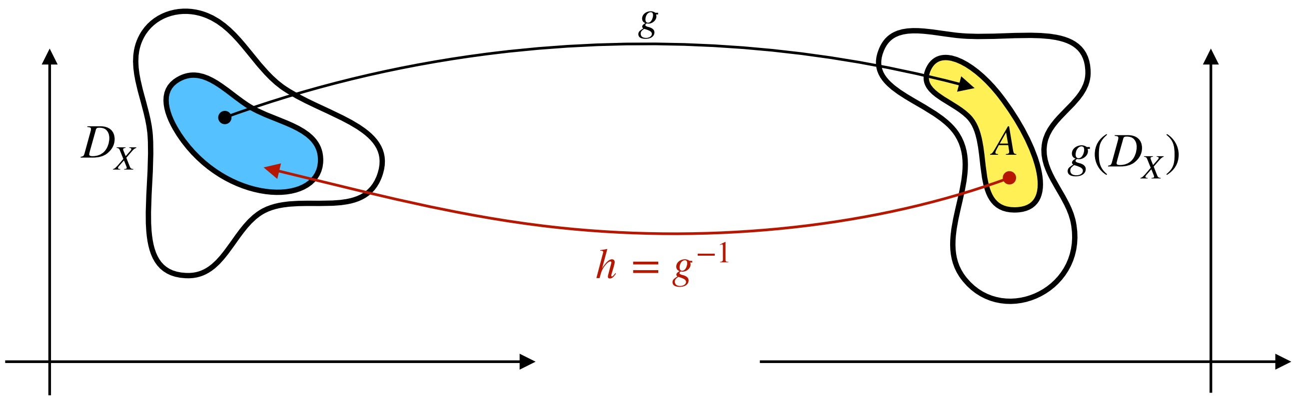
Ако g е взаимно еднозначно върху D_X, то може да дефинираме и
$h(y) = g^{-1}(y)$, $y \in g(D_X)$.

Теорема: (**Смяна на променливите**) Нека X е вектор от НСВ(2) (две непрекъснати случайни величини) и $g : \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}^2$ е функция. Нека $Y = g(X)$.
Ако $g : D_X \to g(D_X)$ е взаимно еднозначно с обратна функция $h = g^{-1}$, h, g са непрекъснати, h има непрекъснати производни и $\forall y \in g(D_X)$ е изпълнено:

$$0 \neq \left| det \begin{vmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial y_1}(y_1, y_2) & \frac{\partial h_1}{\partial y_2}(y_1, y_2) \\ \frac{\partial h_2}{\partial y_1}(y_1, y_2) & \frac{\partial h_2}{\partial y_2}(y_1, y_2) \end{vmatrix} \right| =: |J(y)|$$, то Y е вектор от НСВ с плътност

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X\left(h(y)\right) | \underbrace{J(y)}_{\text{Якобиан на смяната}} |, & y \in g(D_X) \\ 0, & y \notin g(D_X) \end{cases}$$ и $D_Y = g(D_X)$.

Доказателство: Ще покажем, че за $\forall A \subseteq g(D_X) : \mathbb{P}(Y \in A) = \int_A f_Y(y) \mathrm{d}\, y$.



$\mathbb{P}(Y \in A) = \mathbb{P}\left(g(x) \in A\right) = \mathbb{P}\left(X \in h(A)\right) =$

$$= \int_{x \in h(A)} f_X(x) \mathrm{d}\, x \overset{x=(x_1,x_2)=h(y)=\left(h_1(y),\, h_2(y)\right)}{=} \int_{y \in A} \underbrace{f_X\left(h(y)\right) |J(y)|} \mathrm{d}\, y \Rightarrow$$

$f_Y(y) = f_X\left(h(y)\right) |J(y)|$ е плътността на Y.

$\oplus$ Нека $V_1, V_2, \ldots, V_n$ са независими в съвкупност НСВ, т.е. $V_i \in \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2)$. Тогава $\sum_{i=1}^{n} V_i \in N\left(\sum_{i=1}^{n} \mu_i, \sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2\right)$. Ще покажем, че е изпълнено за $n = 2$. От принципа на математическата индукция ще следва за всяко $n \in \mathbb{N}$.

$n = 2$: $V_1 + V_2 = \mu_1 + \sigma_1 Z_1 + \mu_2 + \sigma_2 Z_2$, където $Z_1, Z_2 \in \mathcal{N}(0, 1)$ и
$Z_1 \perp\!\!\!\perp Z_2 \Rightarrow V_1 + V_2 = \left(\mu_1 + \mu_2\right) + \sigma_1 Z_1 + \sigma_2 Z_2$.

Поставяме $X_1 = \sigma_1 Z_1 \in \mathcal{N}(0, \sigma_1^2)$ и $X_2 = \sigma_2 Z_2 \in N(0, \sigma_2^2) \Rightarrow$

$V_1 + V_2 = \mu_1 + \mu_2 + X_1 + X_2$. Ако $X_1 + X_2 \in \mathcal{N}(0, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$, то
$V_1 + V_2 \in \left(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2\right)$.

Оттук нататък се интересуваме от $X_1 \in \mathcal{N}(0, \sigma_1^2)$, $X_2 \in \mathcal{N}(0, \sigma_2^2)$ и тяхната сума, където $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$.

$$f_X(x) = f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma_1^2}}}_{f_{X_1}(x_1)} \times \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x_2^2}{2\sigma_2^2}}}_{f_{X_2}(x_2)} = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{x_1^2}{2\sigma_1^2} - \frac{x_2^2}{2\sigma_2^2}} > 0$$ - новата съвместна плътност.

$D_X = \mathbb{R}^2$ (диапазона на X)

$$f_X(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{x_1^2}{\sigma_1^2} - \frac{x_2^2}{\sigma_2^2}}, D_X = \mathbb{R}^2$$

$$\begin{cases} Y_1 = X_1 + X_2 \\ Y_2 = X_2 \end{cases} \Rightarrow Y = g(X) \text{ (линейно неизродено изображение)}$$

$$\Rightarrow g(D_X) = g(\mathbb{R}^2) = \mathbb{R}^2$$

$$X_1 + X_2 \in N(0, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

$$y = g(x) \Leftrightarrow x = h(y) = \begin{pmatrix} y_1 & -y_2 \\ y_2 & \end{pmatrix}$$

$$|J(y)| = \left| \det \begin{vmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \right| = 1,$$

$$f_Y(y) = f_X\left(h(y)\right).1 = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{(y_1-y_2)^2}{2\sigma_1^2} - \frac{y_2^2}{2\sigma_2^2}}, \forall y = (y_1, y_2) \in \mathbb{R}^2.$$

$$Y_1 = X_1 + X_2, Y_2 = X_2$$

$$f_{Y_1}(y_1) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(y_1-y_2)^2}{2\sigma_1^2} - \frac{y_2^2}{2\sigma_2^2}} \, \mathrm{d}\, y^2 \overset{(*)}{=} \frac{e^{-\frac{y_1^2 c}{2}}}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}(by_2 - ay_1)^2} \, \mathrm{d}\, y_2 \overset{by_2 = w}{=}$$

$$= \frac{e^{-\frac{y_1^2 c}{2}}}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}(w - ay_1)^2} \, \mathrm{d}\, w \overset{v = w - ay_1}{=} \frac{e^{-\frac{y_1^2 c}{2}}}{2\pi\sigma_1\sigma_2 b} \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}v^2} \, \mathrm{d}\, v}_{\sqrt{2\pi}} = \frac{e^{-\frac{y_1^2 c}{2}}}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sigma_2 b}.$$

Като ($*$) е следното допускане: $\frac{(y_1 - y_2)^2}{\sigma_1^2} + \frac{y_2^2}{\sigma_2^2} \overset{(*)}{=} c y_1^2 + (b y_2 - a y_1)^2$, т.е. допускаме, че левия израз може да се представи като десния за някой $a, b, c \in \mathbb{R}$. Остава да намерим тези параметри a, b и c.

$$f_{Y_1}(y_1) = \frac{e^{-\frac{y_1^2 c}{2}}}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sigma_2 b}.$$

Връщаме се в ($*$), за да намерим b и c.

$$\frac{(y_1-y_2)^2}{\sigma_1^2}+\frac{y_2^2}{\sigma_2^2}=cy_1^2+(by_2-ay_1)^2=cy_1^2+b^2y_2^2-2aby_1y_2+a^2y_1^2$$

$$\frac{y_1^2}{\sigma_1^2}-\frac{2y_1y_2}{\sigma_1^2}+\frac{y_2^2}{\sigma_1^2}+\frac{y_2^2}{\sigma_2^2}=y_2^2\underbrace{\left(\frac{1}{\sigma_1^2}+\frac{1}{\sigma_2^2}\right)}_{b^2}-\frac{2y_1y_2}{\sigma_1^2}+y_1^2+\frac{y_1^2}{\sigma_1^2}=$$

$$=\left(y_2^2b^2-\frac{2y_1y_2}{\sigma_1^2}\cdot\frac{b}{b}+\frac{y_1^2}{\sigma_1^4b^2}\right)-\frac{y_1^2}{\sigma_1^4b^2}+\frac{y_1^2}{\sigma_1^2}$$

$$b^2=\frac{\sigma_1^2+\sigma_2^2}{\sigma_1^2\sigma_2^2}$$

$$a^2=\frac{1}{\sigma_1^4}\cdot\frac{1}{b^2}=\frac{\sigma_2^2}{(\sigma_1^2+\sigma_2^2)\sigma_1^2}$$

$$c=\frac{1}{\sigma_1^2}-\frac{1}{a^2}=\frac{1}{\sigma_1^2}\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}\right)=\frac{1}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}$$

$$f_Y(y_1)=\frac{e^{-\frac{y_1^2c}{2}}}{\sqrt{2\pi}\sigma_1\sigma_2b}=\frac{e^{-\frac{y_1^2}{2}\cdot\frac{1}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}}}{\sqrt{2\pi}\cancel{\sigma_1\sigma_2}\frac{\sqrt{\sigma_1^2+\sigma_2^2}}{\cancel{\sigma_1\sigma_2}}}=\frac{e^{-\frac{y_1^2}{2(\sigma_1^2+\sigma_2^2)}}}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_1^2+\sigma_2^2}}$$ - плътност на

$\mathcal{N}(0,\sigma_1^2+\sigma_2^2)\Rightarrow Y_1=X_1+X_2\in\mathcal{N}(0,\sigma_1^2+\sigma_2^2)$.

Г. Гама разпределение

<u>Дефиниция</u>: (Гама разпределени случайни величини) Казваме, че случайната непрекъсната величина X е гама разпределена с параметри $\alpha,\beta>0$ и бележим $X\in\Gamma(\alpha,\beta)$, ако има плътност $f_X(x)=\begin{cases}\frac{\beta^\alpha x^{\alpha-1}e^{-\beta x}}{\Gamma(\alpha)}, & x>0\\ 0, & x\le 0\end{cases}$, където

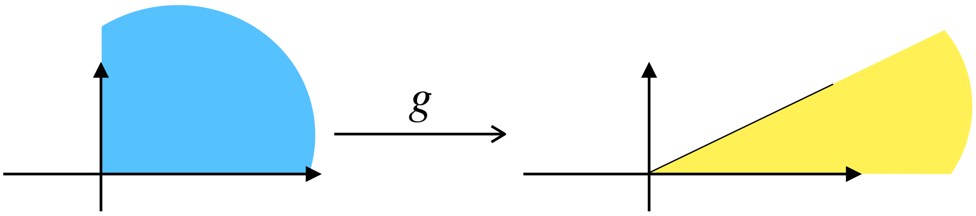
$$\Gamma(\alpha)=\int_0^\infty x^{\alpha-1}e^{-x}dx.$$

$\oplus$ $\alpha=1, X\in\Gamma(1,\beta)=Exp(\beta)$. $\quad f_X(x)=\dfrac{\beta e^{-\beta x}}{\Gamma(1)}=\beta e^{-\beta x}, x>0$

Твърдение: Ако $X_1 \in \Gamma(\alpha_1, \beta)$ и $X_2 \in \Gamma(\alpha_2, \beta)$ и $X_1 \perp\!\!\!\perp X_2$, то $X_1 + X_2 \in \Gamma(\alpha_1 + \alpha_2, \beta)$

Следствие: $X_i \in \Gamma(\alpha_i, \beta)$, $i = 1, \ldots, n$ и $X_1, \ldots, X_n$ са независими в съвкупност, то $X_1 + \ldots + X_2 \in \Gamma(\alpha_1 + \ \ldots \ + \alpha_n, \beta)$

Упътване: $\begin{cases} Y_1 = X_1 + X_2 \\ Y_2 = X_2 \end{cases}$, $f_X(x_1, x_2) = \dfrac{\beta^{\alpha_1+\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\alpha_2)} e^{-\beta(x_1+x_2)}$, $x_1, x_2 \geq 0$.

$D_X =$ 

Свойства: Нека $X_1, X_2, \ldots, X_n$ са независими в съвкупност експоненциално разпределени случайни величини $\in Exp(\beta) \sim \Gamma(1, \beta)$. Тогава

$$H = \sum_{i=1}^{n} X_i \sim \Gamma(n, \beta)$$

$$\mathbb{E}H = n\mathbb{E}X_1 = \frac{n}{\beta}, \quad DH = \frac{n}{\beta^2}$$

Най-общо: $X \in \Gamma(\alpha, \beta) \Rightarrow \mathbb{E}X = \dfrac{\alpha}{\beta}, \quad DX = \dfrac{\alpha}{\beta^2}$

Д. Хи квадрат разпределение

Дефиниция: Казваме че една случайна непрекъсната велиина X е Хи квадрат разпределена с параметър n и бележим $X \in \mathcal{X}^2(n)$, ако има плътност

$$f_X(x) = \begin{cases} \dfrac{x^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

Ако $X \in \mathcal{X}^2(n)$, то $X \in \Gamma\left(\dfrac{n}{2}, \dfrac{1}{2}\right)$.