

ب- بعض التوزيعات المستمرة المشهورة:

١- التوزيع المستمر المنتظم

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & ; a \leq x \leq b \\ 0 & ; \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{a+b}{2}, \text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

$$M_X(t) = \frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b-a)}$$

مثال: ليكن  $X$  متغيراً عشوائياً كفايته الاحتمالية

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} & ; 1 \leq x \leq 4 \\ 0 & ; \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

و المطلوب: أ- عين توقع  $X$  وتباينه

ب- عين دالة التوزيع المتجمع  $F(x)$ .

ج- امسح الاحتمالات  $p(X < 3)$  و  $p(0 < X < 2)$  و  $p(X > 2)$

د- عين الدالة المولدة للعزوم.

الحل: أ- نلاحظ أن  $X$  التوزيع المنتظم المستمر على المجال  $[1, 4]$   $b = 4$ ,  $a = 1$  وفضه

$$E(X) = \frac{a+b}{2} = \frac{1+4}{2} = \frac{5}{2} = 2.5$$

$$\text{Var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12} = \frac{(4-1)^2}{12} = \frac{9}{12} = \frac{3}{4} = 0.75$$

ب-

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a} & a < x < b \\ 1 & b \leq x \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 1 \\ \frac{x-1}{3} & 1 < x < 4 \\ 1 & 4 \leq x \end{cases}$$

ج- (لأن التوزيع مستمر)  $p(X < 3) = p(X \leq 3) = F(3)$

$$= \frac{3-1}{3} = \frac{2}{3}$$

$$P(0 < X < 2) = P(X \leq 2) - P(X \leq 0)$$

$$= F(2) - F(0) = \frac{2-1}{3} - 0 = \frac{1}{3}$$

$$P(X > 2) = 1 - P(X \leq 2) = 1 - F(2) = 1 - \frac{2-1}{3} = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

$$M_X(t) = \frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b-a)} = \frac{e^{4t} - e^t}{3t} \quad \forall t \in \mathbb{R} \quad \rightarrow$$

c- التوزيع الأسّي: (تأتي توزيع من التوزيعات المستمرة)

**تعريف:** نقول إن للمتغير العشوائي  $X$  التوزيع الأسّي بالوسيط  $\lambda$  ( $\lambda > 0$ ) إذا كان  $X$

$$f_X(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & \text{و } x > 0 \\ 0 & \text{و } x \leq 0 \end{cases}$$

الكثافة الاحتمالية التالية:

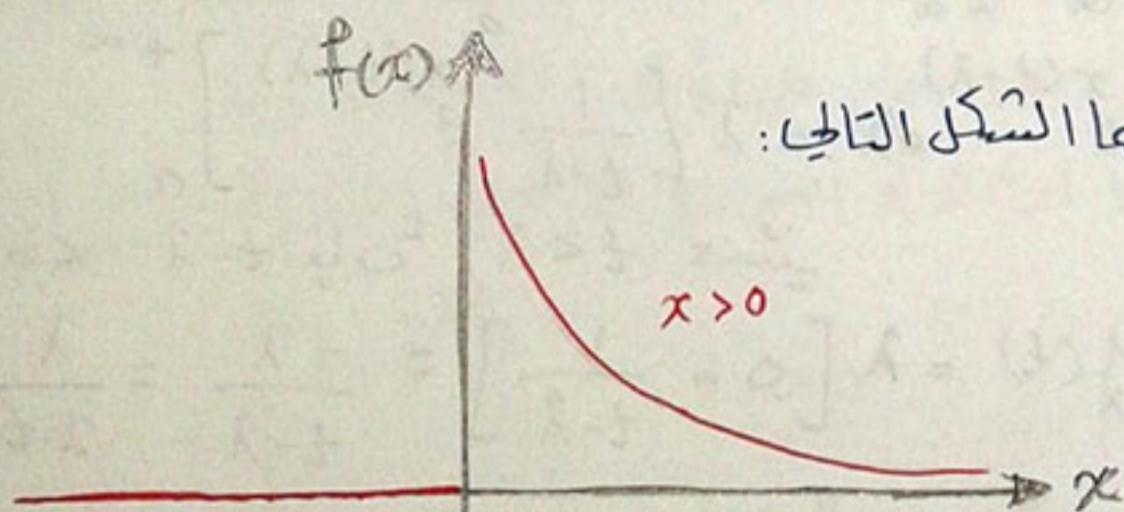
نلاحظ أن  $f_X(x)$  تحقق الشرطين:

$$f_X(x) \geq 0 \quad \text{من أجل كل } x \text{ من } \mathbb{R}. \quad \square$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 \cdot dx + \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= 0 + \lambda \left[ -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} = \lambda \left[ 0 - \left(-\frac{1}{\lambda}\right) \right] = \lambda \left(\frac{1}{\lambda}\right) = 1$$

دالة الكثافة لها الشكل التالي:



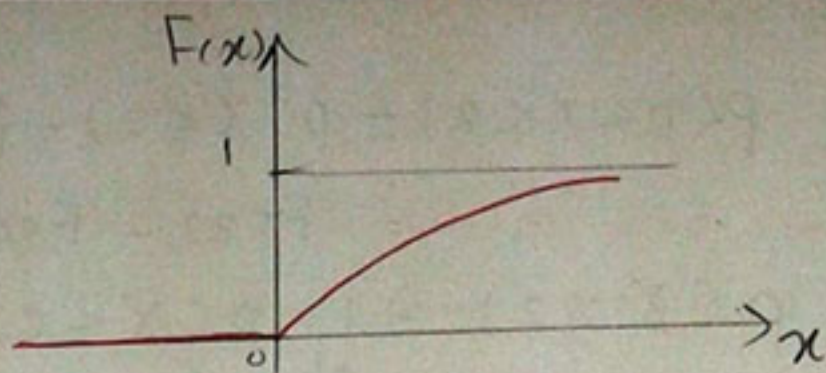
دالة التوزيع المتجمع: من أجل  $x \leq 0$  فإن  $F(x) = 0$

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x 0 \cdot dt = 0$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 \cdot dt + \int_0^x \lambda e^{-\lambda t} dt = \lambda \left[ -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda t} \right]_0^x$$

$$= \lambda \left[ -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} - \left(-\frac{1}{\lambda}\right) \right] = -e^{-\lambda x} + 1$$

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & ; x > 0 \\ 0 & ; x \leq 0 \end{cases}$$



- مميزات المتغير الذي يتبع التوزيع الأسي:

1- التوقع:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^0 x(0) dx + \int_0^{+\infty} x \lambda e^{-\lambda x} dx$$

نكامل بالتجزئة:

نفرض  $u = x$  و  $dv = e^{-\lambda x} dx$  وبالتالي

$$\left\{ \begin{array}{l} du = dx \\ v = -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \end{array} \right.$$

$$\Rightarrow E(X) = \lambda \left[ \left[ -\frac{x}{\lambda} e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} dx \right]$$

$$E(X) = \lambda \left[ 0 + \frac{1}{\lambda} \left[ -\frac{1}{\lambda} e^{-\lambda x} \right]_0^{+\infty} \right] = \lambda \left[ \frac{1}{\lambda} (0 - (-\frac{1}{\lambda})) \right] = \frac{1}{\lambda}$$

c- الدالة المولدة للعزوم:

$$M_X(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx = \int_0^{+\infty} e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx$$

$$= \lambda \int_0^{+\infty} e^{x(t-\lambda)} dx = \lambda \left[ \frac{1}{t-\lambda} e^{x(t-\lambda)} \right]_0^{+\infty}$$

بماذا كان  $t - \lambda < 0$  فإن  $t < \lambda$  عندئذٍ

$$M_X(t) = \lambda \left[ 0 - \frac{1}{t-\lambda} \right] = \frac{-\lambda}{t-\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda-t}$$

3- البيان:

لتوجد أولاً  $E(X^2)$  ، حسب خواص الدالة المولدة للعزوم

$$E(X^k) = (M_X(t))^k \Big|_{t=0}$$

$$M_X'(t) = \frac{0 - (-\lambda)}{(\lambda-t)^2} = \frac{\lambda}{(\lambda-t)^2}$$

والتالي:

$$E(X) = M'_X(t) \Big|_{t=0} = \frac{\lambda}{(\lambda-0)^2} = \frac{\lambda}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda}$$

$$M''_X(t) = \frac{0 - 2(\lambda-t)(-1)(\lambda)}{(\lambda-t)^4} = \frac{2\lambda}{(\lambda-t)^3}$$

$$\Rightarrow E(X^2) = M''_X(t) \Big|_{t=0} = \frac{2\lambda}{\lambda^3} = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$$

دكلا يمكننا ان  $E(X^2)$  من العلاقة

$$E(X^2) = \int_0^{+\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^{+\infty} x^2 \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx$$

حيث نكامله بالتجزئة مرتين.

\* تمرين: إذا كان عمر مصاص كهربائي بالساعات له الكثافة الاحتمالية

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{10000} \cdot e^{-\frac{1}{10000}x} & ; x > 0 \\ 0 & ; x \leq 0 \end{cases}$$

أ- أوجد دالة التوزيع  $X$ . ب- أوجد العمر الوسطي للمصاص

ج- أوجد احتمال أن يموت المصاص على الأقل 8000 ساعة.

الحل: نلاحظ أن  $X$  التوزيع الأسي بالوسط  $\lambda = \frac{1}{10000}$

$$F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} & ; t > 0 \\ 0 & ; t \leq 0 \end{cases}$$

$$F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{1}{10000}t} & ; t > 0 \\ 0 & ; t \leq 0 \end{cases}$$

ب-  $E(X) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{\frac{1}{10000}} = 10000$  ساعة

$$P(X > 8000) = 1 - P(X \leq 8000) \quad - 2$$

$$P(X > 8000) = 1 - F(8000) \quad (\text{لأن التوزيع مستمر})$$

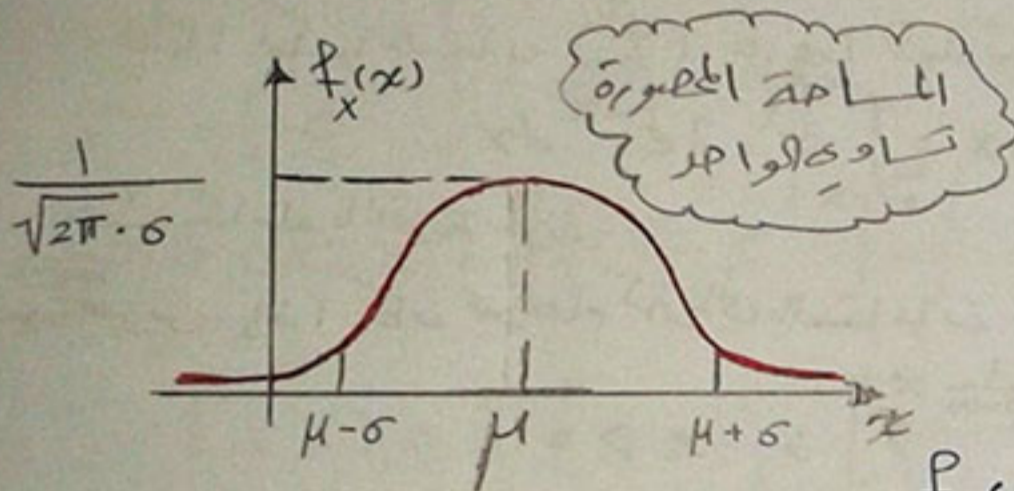
$$P(X > 8000) = 1 - (1 - e^{-0.8}) = e^{-0.8} \approx 0.449$$

٣- التوزيع الطبيعي (المستمر)

نقول عن متغير عشوائي  $X$  بأنه له توزيعاً طبيعياً بالوسيطين  $\mu$  و  $\sigma^2$  إذا كانت له دالة الكثافة التالية:

$$f_x(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} ; \left\{ \begin{array}{l} -\infty < x < +\infty \\ 0 < \sigma < +\infty, -\infty < \mu, +\infty \end{array} \right.$$

ملاحظة: البيان  $\sigma^2 = \text{Var}(X)$  و  $\mu = E(X)$  و الاثنان  $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)}$



خواص كثافة التوزيع الطبيعي:

- ١- تبلغ قيمتها العظمى عندما  $x = \mu$  وتساوي هذه القيمة  $(\frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma})$
- ٢- المنحني البياني متناظر بالنسبة للمنتصف  $x = \mu$

٣- عندما  $x \rightarrow \pm\infty$  فإن  $f_x(x) \rightarrow 0$

٤- النقطتان اللتان ماصلتهما هما  $x = \mu \pm \sigma$  هما نقطتا انعطاف

٥- المنحني له شكل الجرس

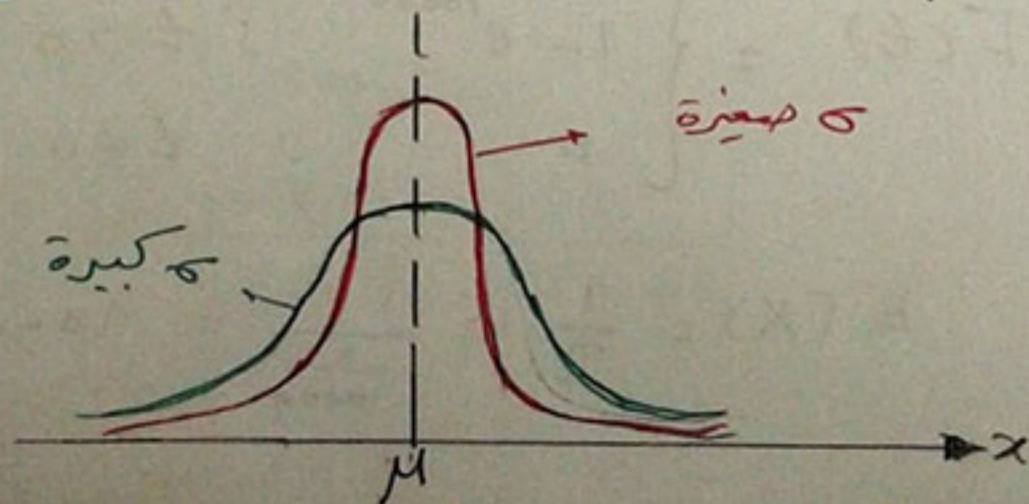
٦-  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$  و  $f(x) \geq 0$  أي أن المساحة المحصورة بين المنحني والمحور الأفقي  $ox$  تساوي (١).

٧-  $E(X) = \mu$  و  $\text{Var}(X) = \sigma^2$  و الاثنان  $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)}$

٨- إن كل متغير في قيمة  $\mu$  يطي إزاحة للمنحني على المحور  $ox$ .

٩- كلما صغرت  $\sigma$  كلما ارتفعت ذروة المنحني ويصبح التوزيع أضيق انتشاراً حول المتوسط

١٠- كلما كبرت  $\sigma$  كلما انخفضت ذروة المنحني ويصبح التوزيع أكثر انتشاراً حول المتوسط  $\mu$ .



انتهت المحاضرة  
الرابعة