

معك نحو
التفخر

Syria Math Team



السنة الثالثة

نظرية الاحتمالات

المحاضرة 9 و10 و11

تطلب من مكتبة ماهر للخدمات الطلابية - جانب بناء الفيحاء

للتواصل:

هاتف - واتساب: 0997378154

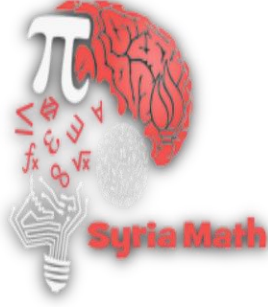
مجموعة الفيسبوك: Syria Math 2019-2023



◀ دكتور الماادة: أحمد الغصين

◀ عنوان المحاضرة: التوزيعات الاحتمالية

◀ المحاضرة: التاسعة



التوزيعات الاحتمالية من النوع المستمر :

1- التوزيع المنتظم المستطيلي :

ليكن x متحولاً عشوائياً مستمراً ، يقال عن x أنه يتبع توزيع مستطيلي إذا كانت دالة كثافته الاحتمالية لها من الشكل : $f(x) = \frac{1}{b-a}$ حيث b, a ثوابت والمتحول x يأخذ القيمة بين العددين الثابتين b, a بحيث يكون $(b > a)$.
وندعو هذا التوزيع بالتوزيع المستطيلي

$$f(x) = \frac{1}{b-a} ; a \leq x \leq b$$

b, a مقادير ثابتة ..

تدعى بمعالم أو وسطاء التوزيع .

والكثير من الأحيان تكون $b = 1, a = 0$ أي أن :

$$f(x) = 1 \iff 0 \leq x \leq 1$$

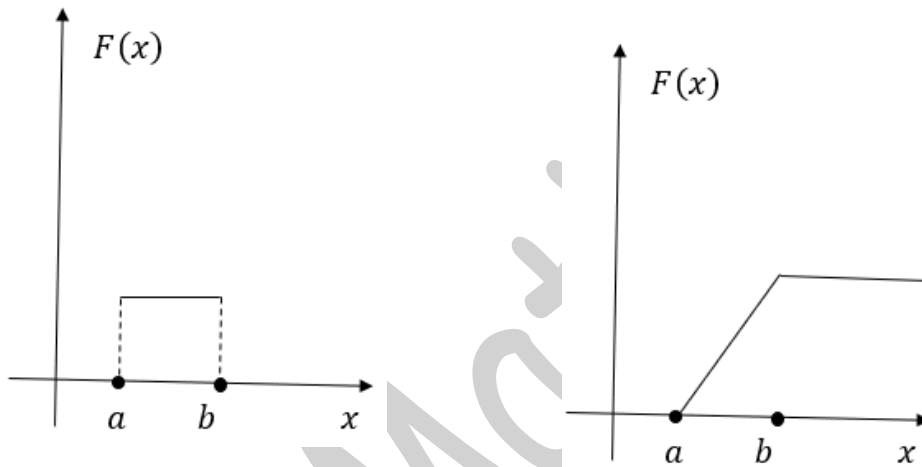
دالة التوزيع التراكمية :

$$F(X) = p(X \leq x) = \int_a^x f(s) ds$$

$$F(X) = p(X \leq x) = \int_a^x f(s) ds = \int_a^x \frac{dx}{b-a}$$

$$F(X) = \int_a^x f(s) ds = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 1 & x > b \end{cases}$$

الشكل التالي يبين دالة الكثافة الاحتمالية ودالة التوزيع التراكمية للتوزيع المنتظم



صفات هذا التوزيع :

1- التوقع الرياضي :

$$\begin{aligned} \mu = E(X) &= \int x f(x) dx \\ &= \int_a^b \frac{x}{b-a} dx \\ &= \frac{1}{b-a} \left[\frac{x^2}{2} \right]_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{a+b}{2} \end{aligned}$$

$$\mu = E(X) = \frac{a+b}{2}$$

2- التباين :

$$V(x) = \sigma_x^2 = E(X^2) - \mu^2$$

$$E(x^2) = \int_a^b xf(x) dx$$

$$= \int_a^b x \frac{x}{b-a} dx = \int_a^b \frac{x^2}{b-a} dx$$

$$= \frac{1}{b-a} \left[\left(\frac{x^3}{3} \right) \right]_a^b$$

$$E(x^2) = \frac{b^3 - a^3}{3b-a} = \frac{(b-a)(b^2 + ab + a^2)}{3(b-a)}$$

$$E(x^2) = \frac{1}{3}(a^2 + ab + b^2)$$

$$\sigma_x^2 = \frac{1}{3}(b^2 + ab + a^2) - \left(\frac{b+a}{2} \right)^2$$

$$\sigma_x^2 = \frac{(b-a)^2}{12} \quad \text{التباين :}$$

: الانحراف المعياري

$$\sigma_x = \frac{b-a}{2\sqrt{3}}$$

3- دالة توليد العزوم :

$$\begin{aligned}
 M_x(t) &= E(e^{tx}) = \int_a^b \frac{e^{tx}}{b-a} dx \\
 &= \frac{1}{t(b-a)} (e^{tb} - e^{ta}) \\
 M_x(t) &= \frac{e^{tb} - e^{ta}}{t(b-a)}
 \end{aligned}$$

سؤال : بفرض x متغير عشوائي يتبع توزيعاً منتظماً على الفترة $[a, b]$ حيث

$$\mu = E(X) = 2\sqrt{3}\sigma \quad ; a = 3$$

المطلوب : أوجد : $p(x < 7)$ و $p(x < 6)$

الحل : $E(x) = \mu = \frac{a+b}{2}$

$$\sigma = \frac{b-a}{12}$$

$$\mu = 2\sqrt{3}\sigma$$

$$\frac{a+b}{2} = 2\sqrt{3} \frac{b-a}{2\sqrt{3}}$$

$$\frac{a+b}{2} = b-a$$

$$a+b = 2b-2a$$

$$a+2a+b-2b=0$$

$$3a-b=0 \quad ; a=3$$

$$b=9$$

ومنه تصبح $[3,9] = [a,b]$

• دالة التوزيع التراكمية لهذا الشكل :

$$F(X) = \begin{cases} 0 & x < 3 \\ \frac{x-3}{6} & 3 \leq x \leq 9 \\ 1 & x > 9 \end{cases}$$

$$\frac{x-a}{b-a}$$

$$\begin{aligned} p(X < 7) &= p(-\infty < X < 7) \\ &= F(7) - F(-\infty) \\ &= \frac{4}{6} - 0 = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p(X < 6) &= p(-\infty < X < 6) \\ &= F(6) - F(-\infty) \\ &= \frac{3}{6} - 0 = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

^ ^
_

2- التوزيع الطبيعي :

نبدأ بحساب التكامل التالي :

$$\begin{aligned} &\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \\ \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz &= 2 \int_0^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \end{aligned}$$

هي دالة زوجية وموجبة ومتناظرة حول النقطة $z = 0$

الآن لنوجد قيمة هذا التكامل :

$$I = \int_0^{+\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

نجري تغييراً في المتحول فنفرض :

$$u = \frac{z^2}{2} \quad \Rightarrow \quad z^2 = 2u$$

$$z = \sqrt{2u}$$

ومنه : $d_z = \frac{du}{\sqrt{2u}}$

$$\begin{aligned} I &= 2 \int_0^{+\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \\ &= 2 \int_0^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2u}} e^{-u} du \\ &= \sqrt{2} \int_0^{+\infty} u^{\frac{1}{2}-1} e^{-u} du \\ &= \sqrt{2} \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{2\pi} \end{aligned}$$

ومنه يكون :

$$I = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = 1$$

إذا أجرينا الآن تغييراً بحيث :

$$z = \frac{x-a}{b}$$

أيماً كان $b > 0$

$$I = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{b}\right)^2} dx$$

$$F(X) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{b}\right)^2} dx = 1$$

فهي تصلح أن تكون دالة الكثافة الاحتمالية لمتحول عشوائي مستمر مثل X .

تعريف: يقال عن متحول عشوائي مستمر X أنه يتبع توزيعاً طبيعياً بوسطاء a, b^2

(وسطاء عددية و $b > 0$) ونكتبها بالشكل (a, b^2) إذا كانت دالة كثافته الاحتمالية هي:

$$* f(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2b^2}} \quad ; -\infty \leq x \leq +\infty$$

والتي يمكن كتابتها بالشكل:

$$* f(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e \times p \left[\frac{-(x-a)^2}{2b^2} \right]$$

$$-\infty \leq x \leq +\infty$$

وأيضاً تكتب دالته الاحتمالية:

$$* f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad \text{إما:}$$

$$* f(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2b^2}} \quad \text{أو:}$$

((دالة كل من الدوال الاحتمالية ودالة الكثافة الاحتمالية السابقة التي سبقت بـ * هامين جداً))

صفات هذا التوزيع:

1- التوقع الرياضي:

$$\mu = E(x) = a$$

$$E(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{b}\right)^2} dx$$

بفرض أن: $t = \frac{x-a}{b}$

$$x = bt + a \quad : dx = b dt$$

$$E(x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (bt + a) e^{-\frac{1}{2}t^2} b dt$$

$$E(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (bt + a)e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[\underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} bt e^{-\frac{1}{2}t^2} dt}_{=0} + \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} a e^{-\frac{1}{2}t^2} dt}_{=a} \right]$$

2- التباين :

$$\sigma^2 = E(x^2) - \mu^2$$

$$\sigma^2 = b^2 = V(x) \text{ التباين}$$

$$\sigma = b \text{ الانحراف المعياري}$$

نستطيع كتابة دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي على الشكل التالي :

$$f_x(x) = f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{\sigma}\right)^2}$$

هذه الكتابة العادية (($X \sim N(\mu, \sigma^2)$))

ويكتب التوزيع الطبيعي المعياري أو القياسي ونعبر عنه بالشكل :

$$Z \sim N(0,1)$$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{x^2}{2}\right)}$$

3- دالة التوزيع التراكمية :

$$F(X) = p(X \leq x) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{s-a}{b}\right)^2} ds$$

4- دالة توليد العزوم :

$$M_x(t) = E(e^{tx}) = \frac{1}{b\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-a}{b}\right)^2} dx$$

قيمة دالة العزوم عندما نعوض بكل ما يساوي في الحالة الأولى :

$$M_x(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x^2}{b^2} - \frac{2ax}{b^2} + \frac{a^2}{b^2}\right)} dx$$

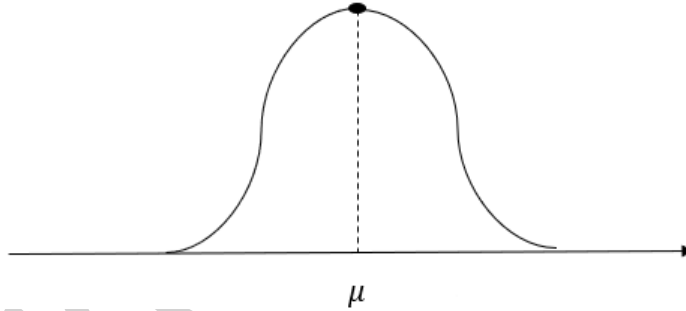
$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{a^2}{b^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}x\left(\frac{x-2a}{b^2}-2t\right)} dx$$

$$M_x(t) = e \times p \left[\mu t + \frac{t^2 \sigma^2}{2} \right]$$

$$M_x(t) = e^{\mu t} + \frac{t^2 \sigma^2}{2}$$

العزوم من المرتبة الفردية $\mu_{2r+1} = 0$ تساوي الصفر .

هذه الدالة هي دالة تناظرية و خطها البياني متناظر بالنسبة للخط البياني للتوزيع الطبيعي .



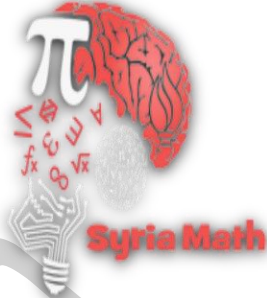
2019-10-24

نظري

◀ دكتور المادة: أحمد الخصين

◀ عنوان المحاضرة: التوزيعات الاحتمالية،

◀ المحاضرة: العاشرة



مبرهنة :

إذا كان $x \sim N(\mu, \sigma^2)$ يتبع توزيعاً طبيعياً وكانت $y = ax + b$ فإن $y \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ بمعنى أن أي دالة خطية في متحول عشوائي يتبع توزيعاً طبيعياً تتبع هي الأخرى توزيعاً طبيعياً.

البرهان :

بما أن $x \sim N(\mu, \sigma^2)$ فإن دالة توليد العزوم له هي :

$$M_x(t) = e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$$

لنوجد دالة توليد العزوم للمتحول العشوائي y إن :

$$\begin{aligned} M(t) &= E(e^{ty}) = E(e^{t(ax+b)}) \\ &= e^{tb} E(e^{tax}) = e^{tb} M_x(at) \end{aligned}$$

ومنه نجد :

$$\begin{aligned} M_y(t) &= e^{tb} M_x(at) = e^{tb} e^{\mu at + \frac{1}{2}\sigma^2 at^2} \\ &= e^{a\mu + b + \frac{1}{2}a^2\sigma^2 t} \end{aligned}$$

ومنه دالة توليد العزوم لمتحول عشوائي يتبع توزيعاً طبيعياً وسطه $a\mu + b$ وتباينه $a^2\sigma^2$

مبرهنة :

إذا كان $x \sim N(\mu, \sigma^2)$ وكانت $Z = \frac{x-\mu}{\sigma}$

فإن : $Z \sim N(0, 1)$

البرهان :

بما أن $Z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ فيمكننا أن نكتب : $Z = \frac{1}{\sigma}x - \frac{\mu}{\sigma}$

وبتعويض $a = \frac{1}{\sigma}$, $b = -\frac{\mu}{\sigma}$ وفي المبرهنة السابقة نحصل على :

$$M_Z(t) = e^{\left(\frac{\mu}{\sigma} - \frac{\mu}{\sigma}\right)t + \frac{\sigma^2}{2\sigma^2} t^2} = e^{\frac{1}{2}t^2}$$

وهذه دالة توليد العزوم لمتحول عشوائي يتبع توزيعاً طبيعياً معيارياً .

مثال :

كم يجب أن يكون ارتفاع الأبواب في منزل يقوم بتصميمه مهندس بحيث لا يضطر أكثر من 0.02 من الأشخاص من تخفيض رؤوسهم وإذا علمت أن الأطوال الأشخاص التوزيع الطبيعي بمتوسط 178 cm وتباين قدره 25 cm

الحل :

إذا دل x على طول الأشخاص فإن $x \sim N(178, 25)$ وبفرض x ارتفاع الباب عندئذٍ

$$p(X > x) \leq 0.02$$

$$p\left(\frac{x-\mu}{\sigma} > \frac{x-178}{5}\right) \leq 0.02$$

$$p\left(z > \frac{x-178}{5}\right) \leq 0.02$$

$$1 - p\left(z \leq \frac{x-178}{5}\right) \leq 0.02$$

$$p\left(z \leq \frac{x-178}{5}\right) \geq 0.98$$

$$\Phi\left(\frac{x - 178}{5}\right) \geq \Phi(2.06)$$

بالمطابقة :

$$\frac{x - 178}{5} \geq 2.06$$

$$\Rightarrow x - 178 \geq 10.30$$

$$x \geq 188.30 \text{ cm}$$

التوزيع الأسي :

يقال عن المتحول العشوائي المستمر x يتبع توزيعاً أسياً بوسيط λ إذا كانت دالة كثافته الاحتمالية لهذا الشكل :

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & ; \lambda > 0 \text{ and } x \geq 0 \\ 0 & \text{فيما عدا ذلك} \end{cases}$$

واضح هنا أن هذه الدالة هي موجبة

$$\lambda \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = [-e^{-\lambda x}]_0^{\infty} = 1 \quad ; \quad f(x) > 0$$

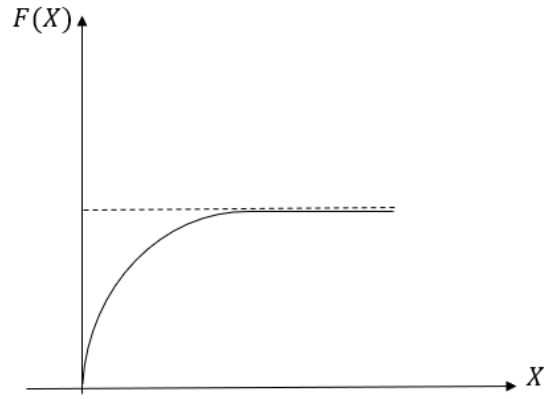
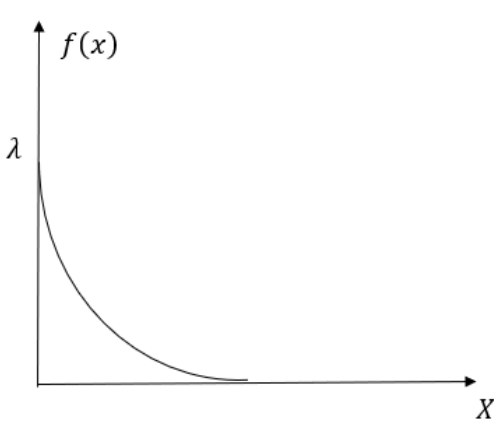
وهذا يؤكد أن $f(x)$ دالة كثافته احتمالية يستخدم هذا التوزيع لوصف كثير من الظواهر ((مثل : الزمن اللازم حتى تتعطل بعض الأنظمة الكهربائية))

دالة التوزيع التراكمية له هي :

$$F(X) = p(X \leq x) = \lambda \int_0^x e^{-\lambda s} ds = 1 - e^{-\lambda x}$$

$$F(X) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \end{cases}$$

وخطهما البيانيين :



صفات هذا التوزيع :

1- إن متوسط هذا التوزيع : $\mu = \frac{1}{\lambda}$

2- تباين هذا التوزيع :

$$\sigma^2 = \frac{1}{\lambda^2}$$

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$$

3- الدالة المولدة العزوم :

$$M_x(t) = E(e^{tx})$$

$$= \lambda \int_0^{\infty} e^{tx} e^{-\lambda x} dx$$

$$= \lambda \int_0^{\infty} e^{-x(\lambda-t)} dx$$

$$M_x(t) = \frac{\lambda}{\lambda-t} = \left(1 - \frac{\lambda}{\lambda-t}\right)^{-1}$$

تمرين :

بفرض x متغير عشوائي يتبع توزيع أسي بوسيط λ حيث : $2E(X) = V(X)$

المطلوب : - أوجد $p(2 < x < 4)$

الحل :

لدينا :

$$\frac{1}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda} \Leftrightarrow \begin{cases} E(x) = \frac{1}{\lambda} \\ V(x) = \frac{1}{\lambda^2} \end{cases}$$

$$\Rightarrow \lambda = \frac{1}{2}$$

- كذلك دالة التوزيع التراكمية تأخذ

$$F(X) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{2}} & x \geq 0 \\ 0 & \text{فيما عدا ذلك} \end{cases}$$

$$p(2 < x < 4) = F(4) - F(2)$$

$$= (1 - e^{-2}) - (1 - e^{-1})$$

$$= 0.23$$

تمرين : ليكن x متغيراً عشوائياً له الدالة المولدة للعزوم :

$$M_x(t) = \frac{1}{1 - 3t}$$

المطلوب :

1- أوجد دالة الكثافة لـ x

2- أوجد $p\left(\frac{1}{4} < x < \frac{1}{2}\right)$

الحل :

نلاحظ أن :

$$M_x(t) = \frac{1}{1-3t} = \frac{\frac{1}{3}}{\frac{1}{3}-t}$$

وهي الدالة المولدة للعزوم لتوزيع أسي بوسيط $\lambda = \frac{1}{3}$ فتكون دالة الكثافة

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{3} e^{-\frac{x}{3}} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; x < 0 \end{cases}$$

ومنه :

$$F(X) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{3}} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; x < 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} p\left(\frac{1}{4} < X < \frac{1}{2}\right) &= F\left(\frac{1}{2}\right) - F\left(\frac{1}{4}\right) \\ &= \left(1 - e^{-\frac{1}{6}}\right) - \left(1 - e^{-\frac{1}{12}}\right) \\ &= e^{-\frac{1}{12}} - e^{-\frac{1}{6}} = \frac{e^{\frac{1}{12}} - 1}{e^{\frac{1}{6}}} \end{aligned}$$

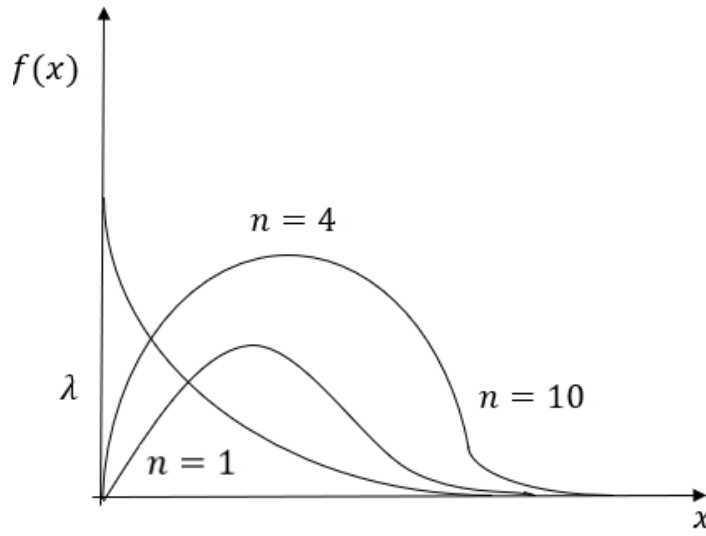
توزيع غاما :

يقال عن متحول عشوائي X بأنه يخضع لتوزيع Γ بوسطاء حقيقية موجبة λ, n

إذا كان لـ X دالة كثافة احتمالية من الشكل :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} & ; \forall x > 0 \\ 0 & ; \forall x \leq 0 \end{cases}$$

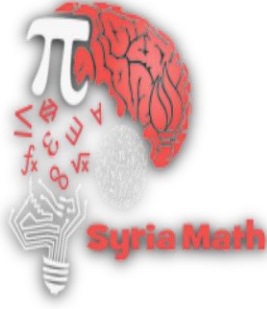
عندما $n = 1$ يؤول هذا التوزيع إلى التوزيع الأسي وخطه البياني من الشكل :



◀ دكتور المادة: أحمد الغصين

◀ عنوان المحاضرة: التوزيعات الاحتمالية

◀ المحاضرة: الحادية عشر



نكمل بتوزيع غاما :

واضح أن $f(x) \geq 0$ وأن تكامل هذه الدالة على مجال تغيرها يساوي الواحد لأن :

$$\int f(x) dx = \int_0^{\infty} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} dx$$

بوضع $y = \lambda x$ نجد أن $x = \frac{y}{\lambda}$ و $dx = \frac{dy}{\lambda}$

$y \rightarrow 0, \quad x \rightarrow 0 \quad \text{and} \quad x \rightarrow \infty, \quad y \rightarrow \infty$

يصبح التكامل :

$$\frac{1}{\Gamma(n)} \int_0^{\infty} y^{n-1} e^{-y} dy = \frac{\Gamma(n)}{\Gamma(n)} = 1$$

صفات هذا التوزيع :

1- متوسط هذا التوزيع : $\mu = E(X) = \frac{n}{\lambda}$

2- تباين هذا التوزيع : $\sigma^2 = V(x) = \frac{n}{\lambda^2}$

3- دالة توليد العزوم :

$$M(t) = E(e^{tx})$$

$$= \int_0^{\infty} \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} e^{tx} dx$$

$$M(t) = \left(\frac{\lambda}{\lambda - h} \right)^n = \left(1 - \frac{t}{\lambda} \right)^n$$

4- دالة التوزيع التراكمية :

$$F(X) = p (X \leq x)$$

$$F(X) = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} \int_0^x s^{n-1} e^{-\lambda s} ds$$

تمرين:

إذا كانت أعمار المصابيح الكهربائية X بالسنين تتبع التوزيع الاحتمالي التالي :

$$f(x) = c x e^{-2x} ; x \geq 0$$

حيث c مقدار ثابت .

المطلوب :

1 - أوجد قيمة c .

2- إذا اخترنا عشوائياً مصباحاً من هذا الإنتاج فما احتمال أن يعيش أقل من 3 شهور ؟

3 - أوجد المنوال - المتوسط - التباين ؟؟

الحل :

1- واضح أن x يتبع توزيع غاما بمعامل $\lambda = 2$ ، $n = 2$ وبناءً على ذلك فإن :

$$c = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} = \frac{2^2}{\Gamma(2)} = 4$$

2- كما أن 3 شهور يعني سنة $\frac{1}{4}$ سنة $0.25 = \frac{1}{4}$ سنة

$$p(X \leq 0.25) = 4 \int_0^{0.25} x e^{-2x} dx$$

$$= [-2 x e^{-2x} - e^{-2x}]_0^{0.25} = 0.09$$

$$x_0 = \frac{n-1}{\lambda} = \frac{1}{2} : \text{3- القيمة المنوالية}$$

$$\mu = \frac{n}{\lambda} = 1 : \text{متوسط التوزيع}$$

$$\sigma_x^2 = \frac{n}{\lambda^2} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2} : \text{تباين التوزيع}$$

توزيع مربع كاي :

تعريف : إذا كان X متحولاً عشوائياً له توزيع من النوع المستمر ، دالة كثافته الاحتمالية هي :

$$f_r(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{r}{2}} \Gamma(\frac{r}{2})} x^{\frac{r}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} & ; \forall x > 0 \\ 0 & ; x \leq 0 \end{cases}$$

فإنه يقال أن X يتبع توزيع مربع كاي بـ r درجته من الحرية و يرمز له بالرمز x_r^2 . من الواضح أن هذا التوزيع هو حالة خاصة من توزيع غاما فيه :

$$n = \frac{r}{2} , \lambda = \frac{1}{\lambda}$$

واضح أن الدالة $f_r(x)$ هي دالة موجبة أي $f_r(x) > 0$ وأن تكاملها على مجال تعريفها يساوي الواحد لأن :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_r(x) dx = \int_0^{\infty} \frac{1}{2^{\frac{r}{2}} \Gamma(\frac{r}{2})} x^{\frac{r}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} dx$$

$$= \frac{1}{2^{\frac{r}{2}} \Gamma(\frac{r}{2})} \int_0^{\infty} x^{\frac{r}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} dx$$

إذا وضعنا $y = \frac{x}{2}$ يكون $x = 2y$ و $dx = 2dy$ وبالتالي نجد :

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_r(x) dx = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} \int_0^{\infty} y^r e^{-y} dy$$

$$= \frac{\Gamma\left(\frac{r}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} = 1$$

الصفات القياسية المميزة لتوزيع x^2 :

1- التوقع الرياضي لمتحول عشوائي يتبع توزيع x^2 بـ r درجة من الحرية هو :

$$E(X) = r$$

2- التباين : $\sigma^2 = 2r$

الانحراف المعياري : $\sigma = \sqrt{2r}$

3- الدالة المولدة للعزوم :

$$M_x(t) = (1 - 2t)^{-\frac{r}{2}}$$

4- دالة التوزيع التراكمية :

$$F(X) = p(X \leq x) = \int_0^x \frac{1}{2^{\frac{r}{2}} \Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} s^{-\frac{r}{2}} e^{-\frac{s}{r}} ds$$

$$F(X) = \int_0^x \frac{1}{2^{\frac{r}{2}} \Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} s^{-\frac{r}{2}} e^{-\frac{s}{r}} ds$$

تمرين (1) :

إذا كانت دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير x هي :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} x e^{-\frac{x}{2}} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; x < 0 \end{cases}$$

المطلوب : 1- عين نوع التوزيع .

2- أوجد متوسط التوزيع وتباينه ودالة توليد عزومه .

الحل :

إن x يتبع توزيع كاي بدرجة حرية $r = 4$ $\frac{r}{2} = 2 \Rightarrow r = 4$

$$\Gamma\left(\frac{r}{2}\right) = \Gamma\left(\frac{4}{2}\right) = \Gamma(2) = 1$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{r}{2}} \Gamma\left(\frac{r}{2}\right)} x^{\frac{r}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} & ; x \geq 0 \\ 0 & ; x < 0 \end{cases}$$

متوسط التوزيع : $\mu = E(X) = r = 4$

تباين التوزيع : $\sigma_x^2 = V(X) = 2r = 8$

- دالة توليد عزومه :

$$M_x(t) = (1 - 2t)^{-\frac{r}{2}} = (1 - 2t)^{-2}$$

تمرين (2) :

إذا كان متغيراً عشوائياً مستمراً دالة توليد عزومه هي :

$$M_x(t) = (1 - 2t)^{-8}$$

فإن x هي X_{16}^2 ، التوزيع مربع كاي

التوقع : $\mu = r = 16$

التباين : $\sigma^2 = 2r = 32$

تمرين (3) :

إذا كانت X_1, X_2, \dots, X_n متحولات عشوائية مستقلة بالتبادل مثنى مثنى وكان X_1 تتبع توزيع كاي بدرجة حرية n_1

وكان X_2 يتبع توزيع كاي بدرجة حرية n_2

إذا كانت y : متحول عشوائي آخر وهو عبارة عن $y = \sum_{i=1}^n X_i$ اوجد توزيع y .

الحل :

من المعلوم لدينا :

$$M_x(t) = E(e^{tx}) = E\left(e^t \sum_{i=1}^n X_i\right)$$

$$= E\left[\prod_{i=1}^n e^{t X_i}\right]$$

وبما أن المتحولات : X_1, X_2, \dots, X_n مستقلة عن بعضها البعض فإن :

$$E\left[e^{t \sum_{i=1}^n X_i}\right] = E\left[\prod_{i=1}^n e^{t X_i}\right]$$

$$= \prod_{i=1}^n E(e^{t X_i})$$

$$= \prod_{i=1}^n M_{x_i}(t)$$

وبما أن $X_i^4 \sim X_{n_i}^2$ ، فإن $M(t) = [1 - 2t^2]^{-\frac{n_i}{2}}$

وعليه يكون

$$M(t) = \prod_{i=1}^n [1 - 2t]^{-\frac{n_i}{2}}$$

$$= [1 - 2t]^{-\frac{\sum_{i=1}^n n_i}{2}}$$

وهذا يعني أن $X \sim X^2$ بـ $\sum_{i=1}^n n_i$ درجة حرية .

توزيع بيتا :

تعريف :

يقال عن متحول عشوائي مستمر x أنه يتبع توزيع بيتا بوساطة a, b إذا كانت دالة كثافته الاحتمالية من الشكل :

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta(a,b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1} & ; 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & ; \text{فيما عدا ذلك} \end{cases}$$

حيث $a, b > 0$ مقادير ثابتة ويكتب ذلك بالشكل $x \sim \beta(a, b)$ □

المنوال : نعلم أن المنوال يناظر قيمة منحنى الدالة $f(x)$ فيكون هو قيمة x التي تجعل $f'(x) = 0$ أي :

$$f'(x) = \frac{x^{a-1} (1-x)^{b-2}}{\beta(a,b)} [(a-1) - x(a+b-2)]$$

$$f'(x) = 0 \Rightarrow x_0 = \frac{a-1}{a+b-2}$$

ونلاحظ أن $x_0 = \frac{1}{2}$ وكان $a = b$

ملاحظة : دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع $\beta(a, b)$ يمكن أن تأخذ الصيغة التالية :

$$f(x) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1}$$

صفات هذا التوزيع :

1- التوقع الرياضي :

$$E(X) = \mu = \frac{a}{a+b}$$

2- التباين :

$$\sigma^2 = V(x) = \frac{ab}{(a+b+1)(a+b)^2}$$

3- دالة التوزيع التراكمية :

$$F(X) = P(X \leq x) = \int_0^x \frac{1}{\beta(a,b)} s^{a-1} (1-s)^{b-1} ds$$

إن هذا التوزيع تشكيله العام غير متناظر وعندما يكون $a = b$ عندئذٍ يكون متناظر .

4- دالة توليد العزوم :

$$M(t) = E(e^{tx}) = \int_0^1 e^{tx} \frac{1}{\beta(a,b)} x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx$$

إن هذه الدالة من إحدى الدوال التي من الصعب إيجاد قيمة لها وبالتالي نحسب هذه الدالة بقيم محددة :

$$\alpha = E(X^r) = \frac{\Gamma(a+b) \cdot \Gamma(b)}{\Gamma(a) \cdot \Gamma(a+b+r)}$$

تمرين :

إذا كان X متغيراً عشوائياً دالة كثافته الاحتمالية هي : $f(x) = cx^2(1-x)$

$$\forall 0 \leq x \leq 1$$

المطلوب :

1- أوجد قيمة c

2- احسب $p(X \leq 0.6)$

3- أوجد المنوال - متوسط التوزيع - تباين التوزيع .

الحل :

-1

$$c = \frac{1}{\beta(3,2)} = 12$$

-2

$$\begin{aligned} p(X \leq 0.6) &= 12 \int_0^{0.6} x^2 (1-x) dx \\ &= [4x^3 - 3x^4]_0^{0.6} = 0.475 \end{aligned}$$

3- المنوال :

$$x_0 = \frac{a-1}{a+b-2} = \frac{2}{3}$$

المتوسط :

$$\mu = \frac{a}{a+b} = \frac{3}{5}$$

التباين :

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \frac{a \cdot b}{(a+b+1)(a+b)^2} \\ &= \frac{3(2)}{6(5)^2} = \frac{1}{25} \end{aligned}$$

.. انتهت المحاضرة الحادية عشرة ..