



◀ دكتور المادة: علي القبوي

نظري

◀ المحاضرة الرابعة عشر عنوان المحاضرة : الصفات العددية للمتغيرات

والأشعة العشوائية

المستوى العلمي : أهلاً بكم أصدقائي سندرس في هذه المحاضرة :

- ١- التوقع الرياضي لمتغير عشوائي منقطع / مستمر ولدالة في المتغير العشوائي المنفصل / المستمر .
- ٢- التوقع الرياضي لدالة في متغيرين عشوائيين .
- ٣- العزوم والعزم المركزي .

الفصل السادس : الصفات العددية للمتغيرات والأشعة العشوائية

التوقع الرياضي لمتغير عشوائي منقطع ولدالة في المتغير العشوائي المنفصل

تعريف ليكن لدينا Y متغيراً عشوائياً منقطعاً (منفصلاً) دالة كثافته الاحتمالية $f_Y(y)$ ، عندئذٍ :

نعرف التوقع الرياضي لـ Y بالشكل : $E(Y) = \sum_{y \in \mathbb{R}_Y} Y \cdot f_Y(y)$ من أجل كل القيم لـ Y

وذلك بشرط أن : $\sum_{y \in \mathbb{R}_Y} |Y| \cdot f_Y(y) < +\infty$ ، أي أننا نقول أن توقع Y موجود إذا كان :

$$\sum_y |y| \cdot f_Y(y) < +\infty$$

◀ **ملاحظة** إن $E(Y)$ يمثل متوسط القيم التي يأخذها Y على المدى الطويل ، أي متوسط من القياسات الموافقة لـ Y ، إذا كررنا التجربة عدد كبير من المرات ، وأيضاً تمثل قيمة $E(Y)$ الموقع على المحور ox والتي يتمركز حولها التوزيع الاحتمالي لـ Y ، ولذلك هذه القيمة تسمى متوسط التوزيع الاحتمالي .

مثال ليكن Y متغيراً عشوائياً جدول كثافته :

Y	0	1	2	3
$f_Y(y)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$

والمطلوب : عين توقع Y : $E(Y)$

$$E(Y) = \sum_{y \in \mathbb{R}_Y} y \cdot f_Y(y) = (0) \left(\frac{1}{8}\right) + (1) \left(\frac{3}{8}\right) + (2) \left(\frac{3}{8}\right) + (3) \left(\frac{1}{8}\right) = \frac{12}{8} = 1,5$$

الحل

ليكن لدينا Y متغيراً عشوائياً منقطعاً (منفصلاً) دالة كثافته الاحتمالية $f_Y(y)$ ولتكن $g(Y)$

تعريف

دالة في Y ، عندئذٍ نعرف التوقع : $E(g(Y)) := \sum_{y \in \mathbb{R}_Y} g(y) \cdot f_Y(y)$

وذلك شريطة أن يكون : $\sum_{y \in \mathbb{R}_Y} |g(y)| \cdot f_Y(y) < +\infty$

التوقع الرياضي لمتغير عشوائي مستمر ولدالة فيه

ليكن X متغيراً عشوائياً مستمراً كثافته الاحتمالية $f_X(x)$ ، دالة في X عندئذٍ يكون :

تعريف

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(X) \cdot f_X(x) \cdot dx \quad , \quad E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} X \cdot f_X(x) \cdot dx$$

ويكون هذا التوقع موجود إذا تحقق :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} |g(X)| \cdot f_X(x) \cdot dx < +\infty \quad , \quad \int_{-\infty}^{+\infty} |X| \cdot f_X(x) \cdot dx < +\infty$$

ليكن Y متغيراً عشوائياً له الكثافة :

مثال

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{3} & ; y \in [2,5] \\ 0 & ; \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

عين $E(Y)$ و $E(Y^2)$ و $E(Y+1)$.

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} Y \cdot f_Y(y) \cdot dy = \int_2^5 Y \left(\frac{1}{3}\right) \cdot dy = \frac{1}{3} \left[\frac{y^2}{2}\right]_2^5 = \frac{7}{2} = 3.5$$

الحل

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} Y^2 f_Y(y) \cdot dy = \int_2^5 y^2 \left(\frac{1}{3}\right) \cdot dy = \frac{1}{3} \left[\frac{y^3}{3}\right]_2^5 = 13$$

$$E(Y+1) = \int_{-\infty}^{+\infty} (Y+1) \cdot f_Y(y) \cdot dy = \int_2^5 (Y+1) \left(\frac{1}{3}\right) \cdot dy = \frac{1}{3} \left[\frac{Y^2}{2} + Y\right]_2^5 = \frac{9}{2} = 4.5$$

التوقع الرياضي لدالة في متغيرين عشوائيين

تعريف إذا كان (X, Y) شعاعاً عشوائياً منقطعاً نأخذ القيم (x_i, y_i) باحتمالات $f(x_i, y_j)$ $i, j \geq 1$

فإن القيمة المتوقعة للدالة $g(x, y)$ تعطى بالعلاقة :

$$E(g(X, Y)) = \sum_{i \geq 1} \sum_{j \geq 1} g(x_i, y_j) \cdot f(x_i, y_j)$$

وإذا كان (X, Y) شعاعاً عشوائياً مستمراً كثافته الاحتمالية $f(X, Y)$ فإن القيمة المتوقعة للدالة $g(X, Y)$

$$E(g(x, y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) \cdot dx \cdot dy \quad \text{تعطى :}$$

♥ مبرهنة (بدون برهان) ♥

إذا كان $g_1(x, y)$ و $g_2(x, y)$ دالتين للمتغيرين X, Y وكان التوقع الرياضي لكل منهما موجوداً :

$$E|g_1(x, y)| < +\infty, \quad E|g_2(x, y)| < +\infty \quad \text{فإن :}$$

$$E(a_1 g_1(X, Y) + a_2 g_2(X, Y)) = a_1 E(g_1(X, Y)) + a_2 E(g_2(X, Y))$$

وذلك من أجل أي عددين حقيقيين a_1, a_2

حالة خاصة إذا كان $g_2(X, Y) = Y$ ، $g_1(X, Y) = X$

$$E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$$

خواص التوقع الرياضي

$$E(c) = c ; c \in \mathbb{R} \quad (١)$$

$$E(c) = \sum_{x \in \mathbb{R}_X} c \cdot f_X(x) = c \sum_{x \in \mathbb{R}_X} f_X(x) = c \cdot 1 = c \quad \text{الإثبات}$$

$$E(c) = \int_{-\infty}^{+\infty} c \cdot f_X(x) \cdot dx = c \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) \cdot dx = c \cdot 1 = c$$

$$E(c \cdot X) = c \cdot E(X) ; c \in \mathbb{R} \quad (٢)$$

$$E(\sum_{i=1}^k g_i(X)) = \sum_{i=1}^k E(g_i(X)) \quad (٣)$$

$$|E(X)| \leq E|X| \quad (٤)$$

(٥) إذا كان $a \leq X \leq b$ فإن :

$$a \leq E(X) \leq b ; a, b \in \mathbb{R}$$

(٦) إذا كان $X \geq 0$ فإن : $E(X) \geq 0$

(٧) إذا كان X و Y متغيرين عشوائيين توقعهما موجود ($|Y| < +\infty, E|X| < +\infty$) فإنه إذا كان

$$X \leq Y \Rightarrow E(X) \leq E(Y) :$$

(٨) إذا كان X, Y متغيرين عشوائيين مستقلين ولكل منهما توقع محدود فإن :

$$E(X.Y) = E(X).E(Y)$$

الإثبات سنكتفي بحالة الاستمرار:

إذا كان (X, Y) شعاعاً عشوائياً مستمراً كثافته الاحتمالية المشتركة $f(x, y)$ فإن :

$$E(X, Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x.y.f(x, y).dx.dy$$

وبما أن X, Y متغيرين عشوائيين مستقلين :

$$f(x, y) = f_X(x).f_Y(y)$$

$$E(X, Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x.y.f_X(x).f_Y(y).dx.dy$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x.f_X(x).dx \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} y.f_Y(y).dy = E(X).E(Y)$$

(٩) إذا كانت $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ متغيرات عشوائية مستقلة ولكل منها توقع موجود ، وأيضاً توقع

$$E(\prod_{i=1}^n X_i) = \prod_{i=1}^n E(X_i) : \text{موجود فإن}$$

(١٠) إن عكس المبرهنة (9) ليس صحيحاً بشكل عام أي يمكن أن يكون :

$$E(X_1.X_2) = E(X_1).E(X_2)$$

دون أن يكونا مستقلان عشوائياً

$$E(X^2) \neq (E(X))^2 \quad (١١)$$

تمرين ليكن Y متغيراً عشوائياً كثافته الاحتمالية :

$$f_Y(y) = \frac{Y}{10} ; Y = 1,2,3,4$$

أثبت أن دالة فعلية احتمالية ثم عيّن $E(Y(Y - 5))$.

$$E(Y(Y - 5)) = E(Y^2 - 5Y) = E(Y^2) - 5E(Y)$$

الحل

$$E(Y) = \sum_y Y \cdot f_Y(y) = \sum_{y=1}^4 Y \cdot \left(\frac{Y}{10}\right) = \sum_{y=1}^4 \frac{Y^2}{10} = \frac{1+4+9+16}{10} = \frac{30}{10} = 3$$

أيضاً:

$$E(Y^2) = E_Y \cdot Y^2 \cdot f_Y(y) = \sum_{Y=1}^4 Y^2 \cdot \left(\frac{Y}{10}\right) = \sum_{Y=1}^4 \frac{Y^3}{10} = \frac{1+8+27+64}{10} = \frac{100}{10} = 10$$

$$E(Y(Y - 5)) = E(Y^2) - 5E(Y) = 10 - 5(3) \text{ فيكون}$$

العزوم

تعريف

ليكن Y متغيراً عشوائياً دالة كثافته الاحتمالية $f_Y(y)$ وليكن $r \geq 1$ عدداً صحيحاً ، إذا وجد Y^r توقعاً فإننا ندعوه : " العزم من المرتبة r " ، ويعطى بـ :

$$m_r := E(Y^r) = \begin{cases} \sum_y y^r \cdot f_Y(y) & ; \text{ منقطع } Y \\ \int_{-\infty}^{+\infty} y^r \cdot f_Y(y) \cdot dy & ; \text{ مستمر } Y \end{cases}$$

نلاحظ من أجل $r = 1$ نحصل على التوقع :

$$\mu = E(Y)$$

◀ **نتيجة** بما أن : $|Y|^{r-1} \leq |Y|^r$ ، فهذا يعني أنه إذا وجد العزم من المرتبة r فإن العزوم من

المرتبة الأصغر من r تكون موجودة ، "بسبب تحقق شرط التوقع"

$$E|Y^r| < +\infty \Rightarrow E|Y|^{r-1} \leq E|Y^r| < +\infty$$

تعريف العزم المركزي من المرتبة r :

وهو العزم من المرتبة r حول $\mu = E(Y)$ ، ويعطى بـ :

$$E(Y - E(Y))^r = E(Y - \mu)^r := \begin{cases} \sum_y (y - \mu)^r \cdot f_Y(y) & ; \text{منقطع } Y \\ \int_{-\infty}^{+\infty} (y - \mu)^r \cdot f_Y(y) \cdot dy & ; \text{مستمر } Y \end{cases}$$

ليكن Y متغيراً عشوائياً كثافته الاحتمالية :

مثال

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2(1 - y) ; & 0 < y < 1 \\ 0 & ; \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

عَيّن $E(Y^r)$ ، واستنتج: $E(2Y + 1)^2$.

الحل

نلاحظ أنّ Y متغير عشوائي مستمر ، وبالتالي :

$$E(Y^r) = \int_{-\infty}^{+\infty} y^r \cdot f_Y(y) \cdot dy = \int_0^1 y^r \cdot 2(1 - y) \cdot dy = 2 \left[\frac{y^{r+1}}{r+1} - \frac{y^{r+2}}{r+2} \right]_0^1$$

$$\Rightarrow E(Y^r) = 2 \left(\frac{1}{r+1} - \frac{1}{r+2} \right) = \frac{2}{(r+1)(r+2)}$$

$$E(2Y + 1)^2 = E[4Y^2 + 4Y + 1] = 4E(Y^2) + 4E(Y) + 1$$

$$= 4 \left[\frac{2}{(2+1)(2+2)} \right] + 4 \left[\frac{2}{(1+1)(1+2)} \right] + 1 = 3$$

إثبات المطابقة

إعداد: منى شغل *** إيناس دليل *** نور مهرة

سنرزق ، سنسعد ، سننسى
وسنعوض بكل ما هو جميل في
يوم ما