



نظري

◀ دكتور المлада: علي القبوي

عنوان المحاضرة: الصفات العددية للمتغيرات

◀ المحاضرة الثامنة عشر

والأشعة العشوائية

**المستوى العلمي:** أهلاً بكم أصدقائي سندرس في هذه المحاضرة:

1- التباين والانحراف المعياري وخواصهما .

2- التغاير وخواصه .

3- معامل الارتباط وخصائصه .

**التباين والانحراف المعياري وخواصهما**

**تعريف** ليكن  $Y$  متغيراً عشوائياً له عزمًا من المرتبة الثانية ( أي أنّ :  $E|Y|^2 < +\infty$  )

فإننا نعرف تباين المتغير العشوائي  $Y$  بـ :

$$\sigma_Y^2 = \text{Var}(Y) = V(Y) = E(Y - E(Y))^2$$

ومن أجل  $E(Y) = \mu$  , فإنّه :  $V(Y) = E(Y - \mu)^2$

وهو العزم المركزي من المرتبة حول  $\mu$  وهو يمثل متوسط مربعات انحراف القياسات عن متوسطها .

**تعريف** نعرف الانحراف المعياري لـ  $Y$  بأنّه الجذر الموجب لتباين  $Y$  :

$$\sigma_Y := \sqrt{V(Y)}$$

$$V(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2 = E(Y^2) - \mu^2$$

**الصيغة المختزلة للتباين**

◀ البرهان من التعريف نكتب :

$$V(Y) = E(Y - \mu)^2 = E(Y^2 - 2\mu \cdot Y + \mu^2) = E(Y^2) - 2\mu \cdot E(Y) + \mu^2$$

$$\Rightarrow V(Y) = E(Y^2) - 2\mu^2 + \mu^2 \Rightarrow V(Y) = E(Y^2) - \mu^2$$

$\mu^2$  لا نأخذ له توقع لأنه ثابت .

◀ **ملاحظة** التوقع والتباين والانحراف المعياري بمتغير عشوائي أو لدالة فيه هي مقادير ثابتة

ثابت  $E(X)$  ; ثابت  $E(g(X))$  , التباين والانحراف المعياري مقادير موجبة .

### خواص التباين

$$V(C) = 0 ; \forall C \in \mathbb{R} \quad (1)$$

$$V(C) = E(C^2) - (E(C))^2 = C^2 - C^2 = 0 \quad \text{الإثبات}$$

$$V(C.Y) = E(C.Y)^2 - (E(C.Y))^2 = C^2.E(Y)^2 - (C.E(Y))^2 \quad (2)$$

$$C^2 [E(Y)^2 - (E(Y))^2] = C^2.V(Y)$$

$$\sigma_{C.Y} = \sqrt{V(C.Y)} = \sqrt{C^2.V(Y)} = |C|. \sqrt{V(Y)} = |C|\sigma_Y \quad \text{نتيجة}$$

$$V(aY + b) = a^2.V(Y) ; \forall a, b \in \mathbb{R} \quad (3)$$

$$V(aY + b) = E(aY + b)^2 - (E(aY + b))^2 \quad \text{الإثبات}$$

$$= E(a^2Y^2 + 2abY + b^2) - [a^2(E(Y))^2 + 2abE(Y) + b^2]$$

$$= a^2E(Y^2) + 2abE(Y) + b^2 - a^2(E(Y))^2 + 2abE(Y) + b^2$$

$$\Rightarrow V(aY + b) = a^2E(Y^2) - a^2(E(Y))^2 = a^2 [E(Y^2) - (E(Y))^2] = a^2V(Y)$$

$$V(Y) \leq E(Y - a)^2 ; \forall a \in \mathbb{R} \quad (4)$$

$$(Y - a)^2 = (Y - E(Y) + E(Y) - a)^2 \quad \text{الإثبات}$$

$$= (Y - E(Y))^2 + (E(Y) - a)^2 + 2(Y - E(Y))(E(Y) - a)$$

$$\Rightarrow E(Y - a)^2 = E(Y - E)^2 + E(E(Y) - a)^2 + E(2(Y - E(Y)).E(Y) - a)$$

حيث أن :

$$\begin{aligned} E(2(Y - E(Y)).(E(Y) - a)) &= 2(E(Y) - a). (E(Y - E(Y))) \\ &= 2(E(Y) - a). (E(Y) - E(E(Y))) = \text{ثابت} . (E(Y) - E(Y)) = 0 \\ \Rightarrow E(Y - a)^2 &= V(Y) + E(E(Y) - a)^2 \Rightarrow E(Y - a)^2 \geq V(Y) \end{aligned}$$

### تعريف المتغير المعياري

ليكن  $X$  متغيراً عشوائياً توقعه  $\mu$  , وتباينه  $V(X) = \sigma^2$  , عندئذٍ نسمي المتغير التالي :

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

متغيراً عشوائياً معيارياً , ويكون توقعه صفرًا  $E(Z) = 0$  , وتباينه واحد  $V(Z) = 1$

$$E(Z) = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma} \cdot E(X - \mu) = \frac{1}{\sigma} \cdot (\mu - \mu) = 0 \quad \leftarrow \text{البرهان}$$

$$V(Z) = V\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2} \cdot V(X - \mu) = \frac{1}{\sigma^2} \cdot [V(X) - V(\mu)] = \frac{1}{\sigma^2} \cdot [\sigma^2 - 0] = 1$$

### التغاير وخواصه

### تعريف

ليكن  $X$  و  $Y$  متغيرين عشوائيين لكا منهما توقع منته , واللجاء  $(X, Y)$  توقع منته , عندئذٍ :

نعرف التغاير بين  $X$  و  $Y$  :

$$cov(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = \sigma_{X, Y}$$

### الصيغة المختزلة لحساب التغاير

$$cov(X, Y) = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y)$$

البرهان من التعريف لدينا :  $cov(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$

$$= E[X \cdot Y + E(X)E(Y) - Y \cdot E(X) - X \cdot E(Y)]$$

وحيث إن التوقع الرياضي للمتغير مقدار ثابت

$$\Rightarrow cov(X, Y) = E(X.Y) + E(X).E(Y) - E(X).E(Y) - E(X).E(Y)$$

$$\Rightarrow cov(X, Y) = E(X.Y) - E(X).E(Y)$$

حيث  $E(X.Y)$  , يعطى (تعريفياً) بـ :

$$E(X.Y) = \begin{cases} \sum_x \sum_y x.y.f(x,y) ; \text{ منقطع } (X, Y) \\ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x.y.f(x,y).dx.dy ; \text{ مستمر } (X, Y) \end{cases}$$

◀ **نتيجة** إذا كان  $X$  و  $Y$  مستقلين عشوائياً فإنَّ :  $cov(X, Y) = 0$

$$\text{لأنَّ : } cov(X, Y) = E(X.Y) - E(X).E(Y)$$

$$cov(X, Y) = E(X).E(Y) - E(X).E(Y) = 0 \Leftarrow \text{وبسبب الاستقلال}$$

♥ **ملاحظة** ورد إثبات هذه النتيجة في دورة سابقة ولكن مع إثبات استقلال  $X, Y$  , أي في حال ورد كسؤال امتحاني نثبت أولاً استقلال  $X, Y$  , ثم نثبت  $cov(X, Y) = 0$  .

### مبرهنة

$$V(X \pm Y) = E(X \pm Y)^2 - (E(X \pm Y))^2$$

من التعريف لدينا :

الإثبات

$$\begin{aligned} V(X \pm Y) &= E(X \pm Y)^2 - (E(X \pm Y))^2 \\ &= E[X^2 + Y^2 \pm 2XY] - [(EX)^2 + (EY)^2 \pm 2EX.EY] \\ &= EX^2 + EY^2 \pm 2EXY - (EX)^2 - (EY)^2 \pm 2EX.EY \\ &= EX^2 - (EX)^2 + EY^2 - (EY)^2 \pm 2(E(X.Y) - EX.EY) \\ &= V(X) + V(Y) \pm 2cov(X, Y) \end{aligned}$$

◀ **نتيجة هامة** إذا كان  $X, Y$  مستقلين عشوائياً فإنَّ :

$$V(X \pm Y) = V(X) + V(Y)$$

## البرهان

بما أن  $X, Y$  مستقلين عشوائياً فإن  $cov(X, Y) = 0$  وحسب المبرهنة السابقة فإن :

$$V(X \pm Y) = V(X) + V(Y)$$

$$cov(X, X) = V(X)$$

ملاحظة ◀

$$cov(X, X) = E(X.X) - E(X).E(X) = E(X^2) - E(X)^2 = V(X)$$

$$cov(a.X + b, c.Y + d) = a.c.cov(X, Y) \quad \heartsuit \text{نتيجة}$$

## البرهان (هام)

$$\begin{aligned} cov(a.X + b, c.Y + d) &= E[(a.X + b)(c.Y + d)] - E(a.X + b).E(c.Y + d) \\ &= E[ac.XY + cb.Y + ad.X + bd] - [a.c.E(X).E(Y) + ad.E(X) + bc.E(Y) + bd] \\ &= ac.E(X.Y) + c.b.E(Y) + a.d.E(X) + bd - ac.E(X).E(Y) - ad.E(X) - bcE(Y) - bd \\ &= ac.[E(X.Y) - E(X).E(Y)] = ac.cov(X, Y) \\ &\Rightarrow cov(a.X + b, c.Y + d) = a.c.cov(X, Y) \end{aligned}$$

## معامل الارتباط وخصائصه

ليكن  $X, Y$  متغيرين عشوائيين لهما عزوم من المرتبة الثانية :

## تعريف

$$(E|Y|^2 < v, E|X|^2 < v)$$

نعرف معامل الارتباط بين المتغيرين  $X, Y$  بالعلاقة :

$$\rho(X, Y) = \frac{cov(X, Y)}{\sqrt{V(X)}.\sqrt{V(Y)}} = \frac{\sigma_{X,Y}}{\sigma_X.\sigma_Y}$$

نتيجة ◀ إذا كان  $X$  و  $Y$  مستقلان عشوائياً فإن :  $\rho(X, Y) = 0$

لأن :  $cov(X, Y) = 0$

## خواص معامل الارتباط

$$\rho(X, X) = \frac{cov(X, Y)}{\sqrt{V(X)} \cdot \sqrt{V(Y)}} = \frac{V(X)}{V(X)} = 1 \quad : \text{لأن } \rho(X, X) = 1 \quad (1)$$

$$-1 \leq \rho(X, Y) \leq +1 \quad (2)$$

البرهان باستخدام متراجحة شوارتز :  $(E(X \cdot Y))^2 \leq E(X^2) \cdot E(Y^2)$

باستبدال  $X - E(X)$  بـ  $X$  و  $Y - E(Y)$  بـ  $Y$  في المتراجحة نجد أن :

$$\left( E \left( X - E(X) \cdot (Y - E(Y)) \right) \right)^2 \leq E \left( X - E(X) \right)^2 \cdot E \left( Y - E(Y) \right)^2$$

$$\Rightarrow [cov(X, Y)]^2 \leq V(X) \cdot V(Y) \Rightarrow \frac{[cov(X, Y)]^2}{V(X) \cdot V(Y)} \leq 1$$

$$\Rightarrow \left[ \frac{cov(X, Y)}{\sqrt{V(X)} \cdot \sqrt{V(Y)}} \right]^2 \leq 1 \Rightarrow (\rho(X, Y))^2 \leq 1$$

$$\Rightarrow |\rho(X, Y)| \leq 1 \Rightarrow -1 \leq \rho(X, Y) \leq +1$$

$$\rho(a \cdot X + b, c \cdot Y + d) = \begin{cases} \rho(X, Y) & ; a \cdot c > 0 \\ -\rho(X, Y) & ; a \cdot c < 0 \end{cases}$$

البرهان بالتعريف لدينا :  $\rho(a \cdot X + b, c \cdot Y + d) = \frac{cov(aX+b, cY+d)}{\sqrt{V(aX+b)} \cdot \sqrt{V(cY+d)}}$

$$= \frac{a \cdot c \cdot cov(X, Y)}{|a| \cdot \sqrt{V(X)} \cdot |c| \cdot \sqrt{V(Y)}} \quad \text{ومنه حسب خواص } cov \text{ و } \rho$$

$$= \frac{a \cdot c}{|a| \cdot |c|} \cdot \rho(X, Y) = \begin{cases} \rho(X, Y) & ; a \cdot c > 0 \\ -\rho(X, Y) & ; a \cdot c < 0 \end{cases}$$

نتيجة بدون برهان : الشرط الازم والكافي ليكون  $X$  و  $Y$  مرتبطين خطياً هو أن يكون  $\rho^2(X, Y) = 1$

انتهت المحاضرة

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

نعتذر عن بعض الأخطاء الواردة في  
المحاضرة السابعة عشر وهي :

الخطأ :  $|Y| < +\infty, E|X| < +\infty$

الصواب :  $E|Y| < +\infty, E|X| < +\infty$