



كلية العلوم

القسم : الرياضيات

السنة : الثالثة

المادة : نظرية الاحتمالات

المحاضرة : الحادية عشر/نظري/

{{ مكتبة A to Z }}

مكتبة A to Z : Facebook Group

كلية العلوم ، كلية الصيدلة ، الهندسة التقنية

يمكنكم طلب المحاضرات برسالة نصية (SMS) أو عبر (What's app-Telegram) على الرقم 0931497960



الدكتور :

المحاضرة:

11 نظري



القسم: الرياضيات

السنة: الثالثة

المادة: نظرية الاحتمالات

التاريخ: / /

A to Z Library for university services

توقع الدوال ذات المتغيرين العشوائيين :

نرمي حجرين نرد مرتين فإذا كانت دالة التوزيع الاحتمالي المشتركة للمتغيرين X و Y تعقد على نتائج الترميمات بالشكل :

$$U(x, y) = \begin{cases} X + Y & \text{و } X \neq Y \\ X \text{ زوجي و } Y \text{ زوجي} & \text{و } X = Y \\ X & \text{و } X \text{ زوجي و } Y \text{ زوجي} \\ -X & \text{و } X \text{ زوجي و } Y \text{ زوجي} \end{cases}$$

جدول D:

$y \backslash x$	1	2	3	4	5	6	-
1	1	-3	4	-5	6	-7	-
2	-3	-2	-5	6	-7	8	-
3	4	-5	3	-7	8	-9	-
4	-5	6	-7	-4	-9	10	-
5	6	-7	8	9	5	-11	-
6	-7	8	-9	10	-11	-6	-

$$P(U(x, y) = 5) = \frac{1}{36}$$

$$P(U(x, y) = -5) = \frac{4}{36}$$

جدول (2)

U	-11	-9	-7	-6	-5	-4	-3	-2	1	3	4	5	6
P(U)	$\frac{2}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{4}{36}$

U	8	10
P(U)	$\frac{4}{36}$	$\frac{2}{36}$

$$E(U) = \sum U \cdot p(U) = \left(\frac{2}{36}\right)(-11) + \frac{4}{36}(-9) + \dots + \frac{2}{36}(10) = -\frac{5}{4}$$

إذاً لقد قمنا بالنظر على الدالة $U(x, y)$ على أنها متغير عشوائي أحادي البعد يتبع توزيعاً متقطعاً. دالة كثافته الاحتمالية موضح بالمجدول السابق [2] و قمنا بحساب التوقع كالمعاد

هناك طريقة أخرى لإيجاد توقع الدالة U وهو أن نتعامل معها كدالة بمتغيرين x و y هذان المتغيران يتبعان توزيعاً احتمالياً ثنائي البعد متقطع. دالة كثافته الاحتمالية موصوفة بالمجدول 1 في هذه الحالة:

$$E(U) = \sum_{(x,y) \in R_{x,y}} U(x,y) \cdot P(x,y)$$

$$E(U) = 1 \cdot \left(\frac{1}{36}\right) + (-3) \cdot \left(\frac{1}{36}\right) + (-7) \cdot \left(\frac{1}{36}\right) + \dots + (-6) \cdot \frac{1}{36}$$

$$= \frac{1}{36} (1 - 3 + 4 - 5 - 6) = -\frac{5}{4}$$

الخلاصة: ليكن (x, y) متغير عشوائي ثنائي له دالة توزيع احتمالي مشترك $P(x, y)$. إذا كانت $U = U(x, y)$ دالة بالشبة x و y فإن توقع هذه الدالة يُعطى بالعلاقة:

$$E(U) = \sum_{(x,y) \in R_{x,y}} U(x,y) \cdot P(x,y) \quad \text{توزيع ثنائي متقطع}$$

$$E(U) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} U(x,y) \cdot P(x,y) \, dx \, dy \quad \text{توزيع ثنائي مستمر}$$

ملاحظة: إذا كانت (x, y) متغيراً عشوائياً ثنائياً له دالة توزيع احتمالي مشترك

$$U(x,y) = a_1 x + a_2 y = P(x,y)$$

$$E(U) = a_1 E(x) + a_2 E(y)$$

$$Var(U) = a_1^2 Var(x) + a_2^2 Var(y) + 2 a_1 a_2 Cov(x, y)$$

$$Cov(x, y) = E(xy) - E(x) E(y) \quad \text{منه}$$

الاثبات:

$$\begin{aligned} E(U) &= E(a_1 x + a_2 y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (a_1 x + a_2 y) f(x, y) dx dy = \\ &= a_1 \int_{-\infty}^{+\infty} x dx \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy + a_2 \int_{-\infty}^{+\infty} y dy \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx \\ &= a_1 \int_{-\infty}^{+\infty} x f_1(x) dx + a_2 \int_{-\infty}^{+\infty} y f_2(y) dy \\ &= a_1 E(x) + a_2 E(y) \end{aligned}$$

نعلم أنه في التوزيع الثنائي:

$$\left. \begin{aligned} E(x) &= \sum x \cdot f_1(x) \\ E(y) &= \sum y \cdot f_2(y) \end{aligned} \right\} \text{ في حالة المنقطع}$$

$$\left. \begin{aligned} E(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_1(x) dx \\ E(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} y \cdot f_2(y) dy \end{aligned} \right\} \text{ في حالة المستمر}$$

لبرهان المشتقة الثاني:

$$U^2 = (a_1 x + a_2 y)^2 = a_1^2 x^2 + a_2^2 y^2 + 2 a_1 a_2 xy$$

$$g(x, y) = a_1^2 x^2 + a_2^2 y^2 + 2 a_1 a_2 xy$$

نعرف دالة:

$$\begin{aligned} E(U^2) &= E(g(x, y)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (a_1^2 x^2 + a_2^2 y^2 + 2 a_1 a_2 xy) \cdot f(x, y) dx dy \\ &= a_1^2 \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_1(x) dx + a_2^2 \int_{-\infty}^{+\infty} y^2 f_2(y) dy + 2 a_1 a_2 \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy \\ &= a_1^2 E(x^2) + a_2^2 E(y^2) + 2 a_1 a_2 E(xy) \end{aligned}$$

كما نلاحظ:

$$Var(U) = E(U^2) - \{E(U)\}^2$$

$$Var(U) = a_1^2 E(x^2) + a_2^2 E(y^2) + 2 a_1 a_2 E(xy) - a_1^2 \{E(x)\}^2 -$$

$$a_2^2 \{E(y)\}^2 - 2 a_1 a_2 E(x) E(y)$$

$$\text{Var.}(U) = a_1^2 \text{Var.}(X) + a_2^2 \text{Var.}(Y) + 2a_1a_2 \text{Cov.}(X, Y)$$

$$E(X+Y) = E(X) + E(Y) \quad \text{عندئذٍ } a_1 = a_2 = 1$$

$$\text{Var.}(X+Y) = \text{Var.}(X) + \text{Var.}(Y) + 2\text{Cov.}(X, Y)$$

$$\text{وعندما } a_1 = 1 \text{ و } a_2 = -1 \text{ عندئذٍ فإن:}$$

$$E(X-Y) = E(X) - E(Y)$$

$$\text{Var.}(X-Y) = \text{Var.}(X) + \text{Var.}(Y) - 2\text{Cov.}(X, Y)$$

تصريح: نظام الإلكترونيات مكونة من عدة مكونات هذه المكونات قد تتغير من العمل لذلك

يوجد مكونات احتياطية تحل محلها لضمان استمرار عمل النظام الإلكتروني، فمفهوم الاستقرار

عمل هذا النظام الإلكتروني بالمعنى T حيث $T = X + Y$ و X إلى المكونات الأساسية

للنظام الإلكتروني و Y من المكونات الاحتياطية فإذا كانت X و Y متغيرين عشوائيين

مستقلين ومستقلين، نك فيها توزيع احتمالي موحد بالمتغيرات $\lambda_1 e^{-\lambda_1 x}$ و $\lambda_2 e^{-\lambda_2 y}$

$$\text{حيث } \lambda_2 e^{-\lambda_2 y} \quad \text{حيث } 0 < x, y < \infty \text{ على الترتيب}$$

احسب متوسط البقاء لهذا النظام الإلكتروني وتبانيته؟

الحل: الدوال الاحتمالية هي:

$$P_1(x) = \lambda_1 e^{-\lambda_1 x}$$

$$P_2(y) = \lambda_2 e^{-\lambda_2 y}$$

X و Y كل منهما يتبع توزيعاً أساسياً سالباً بعالم وهي λ_1 و λ_2 على الترتيب إذاً:

$$E(X) = \frac{1}{\lambda_1}$$

$$E(Y) = \frac{1}{\lambda_2}$$

$$\text{Var.}(X) = \frac{1}{\lambda_1^2}$$

$$\text{Var.}(Y) = \frac{1}{\lambda_2^2}$$

$$E(T) = E(X+Y) = E(X) + E(Y) = \frac{1}{\lambda_1} + \frac{1}{\lambda_2}$$

$$E(X \cdot Y) = \int_0^\infty \int_0^\infty xy \cdot f(x, y) dx dy$$

وبما أن X و Y مستقلان إذاً:

$$f(x, y) = P_1(x) \cdot P_2(y) = \lambda_1 \lambda_2 e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y}$$

$$E(X, Y) = \int_0^\infty \int_0^\infty xy \lambda_1 \lambda_2 e^{-\lambda_1 x - \lambda_2 y} dx dy = E(X) E(Y) = \frac{1}{\lambda_1} \cdot \frac{1}{\lambda_2}$$

$$\text{Var}(I) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \text{Cov}(X, Y)$$

$$= \frac{1}{\lambda_1^2} + \frac{1}{\lambda_2^2} + 2 \left[\frac{1}{\lambda_1} \cdot \frac{1}{\lambda_2} - \frac{1}{\lambda_1} \cdot \frac{1}{\lambda_2} \right] = \frac{1}{\lambda_1^2} + \frac{1}{\lambda_2^2}$$

ملاحظة: X و Y مستقلان يعنيان توزيعاً ثنائياً منفصلاً $P(x, y)$

$$E(x, y) = E(x) \cdot E(y) \quad \text{Cov}(x, y) = 0$$

انتهى المحاضرة