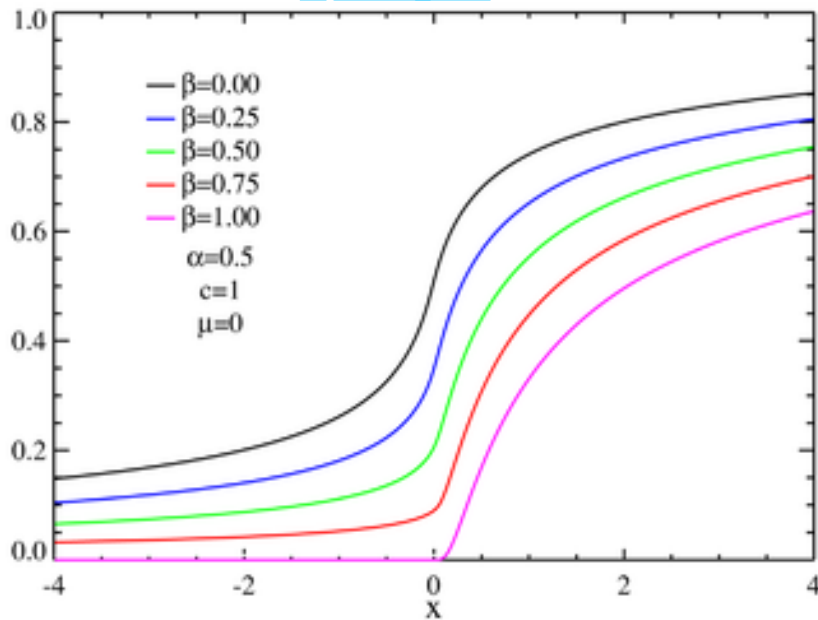


المحاضرة الرابعة

السنة الرابعة - إحصاء رياضي

توزيعات مستقرة



Stationary Distributions

الدوال المميزة في حال المتجهات العشوائية:

بفرض X متجه عشوائي، عندئذ الدالة المميزة لـ X تعطى بالعلاقة:

$$\psi_X(t) = E e^{i\langle t, X \rangle} ; t \in \mathbb{R}^d$$

$$t \cdot X = \sum_{i=1}^d t_i x_i \text{ : علماً أن}$$

من هذا التعريف نجد أن:

1 – $\psi_X(t)$ دالة مستمرة

2 – $\psi_X(0) = 1$

3 – $|\psi_X(t)| \leq 1$

4 – $\psi_{aX+b}(t) = e^{i\langle t, b \rangle} \psi_X(at) ; a \in \mathbb{R}, b \in \mathbb{R}^d$

5 – $\psi_{-X}(t) = \psi_X(-t) = \overline{\psi_X(t)}$

6- من الصيغة العكسية لفورييه يمكننا إيجاد دالة الكثافة في حالة المتجهات

العشوائية، بفرض لدينا متجه عشوائي X بقيم في \mathbb{R}^d وكان $\psi_X(t) \in L^1_d$

عندئذ لقانون X كثافة بالنسبة لقياس لوبيغ تعطى بالشكل:

$$f_X(x) = \frac{1}{(2\pi)^d} \int_{\mathbb{R}^d} e^{-i\langle t,x \rangle} \psi_X(t) dt$$

ملاحظة:

إذا كان X و Y متغيران عشوائيان مستقلان فإن العلاقة التالية صحيحة:

$$\psi_{X+Y}(t) = \psi_X(t) \cdot \psi_Y(t)$$

ولكن العكس غير صحيح في الحالة العامة، ولكن فورييه زاد شروطاً من أجل أن يتحقق العكس.

معيار استقلال فورييه:

إذا كان X_1, X_2, \dots, X_d متجهات عشوائية بقيم في $\mathbb{R}^{d_1}, \mathbb{R}^{d_2}, \dots, \mathbb{R}^{d_n}$ على الترتيب، فإن هذه المتجهات تكون مستقلة إذا وفقط إذا تحقق ما يلي:

$$\forall t_1 \in \mathbb{R}^{d_1}, t_2 \in \mathbb{R}^{d_2}, \dots, t_n \in \mathbb{R}^{d_n}$$

$$: \psi_{X_1, X_2, \dots, X_d}(t) = \psi_{X_1}(t_1) \cdot \psi_{X_2}(t_2) \cdot \dots \cdot \psi_{X_d}(t_n)$$

المتجهات الغاوسية (الطبيعية):

يكن لدينا $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)'$ متجه عشوائي بقيم في \mathbb{R}^d ، عندئذ نقول عن هذا المتجه إنه غاوسي إذا كانت كل التركيبات الخطية المتشكلة من مساقته تتبع توزيعاً طبيعياً على \mathbb{R} ، بمعنى:

$$\forall \lambda \in \mathbb{R}^d : \lambda X = \sum_{j=1}^d \lambda_j x_j \sim N(\mu, \sigma^2)$$

وبشكل خاص فإن كل مسقط X_k يكون متغيراً عشوائياً طبيعياً حيث $1 \leq k \leq d$

ملاحظة:

إذا كان كل مسقط X_k يمثل متغيراً طبيعياً فإنه ليس بالضرورة أن يكون المتجه غاوسياً، لنبين ذلك بالمثال التالي:

مثال:

بفرض أن Y و ξ متغيران عشوائيان مستقلان، بحيث $Y \sim N(0,1)$ وقانون ξ معطى بالشكل:

ξ	-1	1
$P_\xi(x)$	$1/2$	$1/2$

ولنعرف المتغير التالي:

$$\omega = \xi \cdot Y$$

والمطلوب:

-1 بين أن ω يمثل طبيعي معياري.

-2 ليكن X هو عبارة عن $X = (Y, \omega)$ عندئذ بين أن هذا المتجه ليس متجه غاوسي.

الحل:

-1 نوجد الدالة المميزة لـ ω :

$$\begin{aligned}\psi_{\omega}(t) &= E e^{it\omega} = E e^{it\xi Y} \\ &= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} e^{itxy} P_Y(dy) P_{\xi}(dx) \\ &= \int_{\mathbb{R}} E e^{itxy} P_{\xi}(dx) = \int_{\mathbb{R}} e^{\frac{-t^2 x^2}{2}} P_{\xi}(dx) \\ &= E e^{\frac{-t^2 \xi^2}{2}} = \sum_x e^{\frac{-t^2 x^2}{2}} P(\xi = x) \\ &= E e^{itY} P(\xi = 1) + E e^{-itY} P(\xi = -1) \\ &= \frac{e^{-\frac{t^2}{2}}}{2} + \frac{e^{-\frac{t^2}{2}}}{2} = e^{-\frac{t^2}{2}}\end{aligned}$$

وهي دالة لطبيعي معياري، أي أن $\omega \sim N(0,1)$.

2- لنثبت أن $X = (Y, \omega)$ ليس متجه غاوسي، هذا الكلام صحيح لأنه لو أخذنا التركيب الخطي $Y + \omega$ نجد ما يلي:

$$Y + \omega = Y + \xi Y = (1 + \xi)Y$$

أي لنثبت أن $(1 + \xi)Y$ لا يخضع للتوزيع الغاوسي، نجد أنه من أجل قيم ξ ما يلي:

$$\begin{aligned} P((Y + \omega) = 0) &= P(Y + \xi Y = 0) = P((1 + \xi)Y = 0) \\ &= P(Y = 0, 1 + \xi \neq 0) + P(Y \neq 0, 1 + \xi = 0) \\ &= 0 + P(\xi = -1) = 0 + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

وهذا غير ممكن لأجل متغير عشوائي طبيعي، لأنه لو كان $Y + \omega$ طبيعي لكان الاحتمال السابق يساوي الصفر، أي وجدنا تركيب خطي مشكل من مساقطه ولا يخضع للتوزيع الطبيعي.

أمثلة على المتجهات الغاوسية:

1- المتجه الصفري $O \in \mathbb{R}^d$ هو متجه غاوسي تافه (أو أبسط متجه غاوسي)،

قانونه هو قياس ديراك δ_m وقد تم الحاقه بالمتجهات الغاوسية.

2- إذا كانت X_1, X_2, \dots, X_d متغيرات طبيعية مستقلة ولها نفس التوزيع

الاحتمالي الطبيعي، عندئذ المتجه $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)'$ هو متجه

غاوسي، نعلم أن مجموع متغيرات عشوائية طبيعية مستقلة هو متغير عشوائي طبيعي، وأيضاً أي تركيب خطي لمتغيرات عشوائية مستقلة هو أيضاً طبيعي جديد، وذلك لأنه بأخذ $\lambda \in \mathbb{R}^d$ عندها نجد أن:

$$N\left(\left(\sum_{j=1}^d \lambda_j\right)\mu, \left(\sum_{j=1}^d \lambda_j^2\right)\sigma^2\right) \sim \lambda \cdot X = \sum_{j=1}^d \lambda_j X_j$$

يتم برهان ذلك بأخذ متغيرين عشوائيين مستقلين لنجد أن:

$$\begin{aligned} \psi_{\lambda_1 X_1 + \lambda_2 X_2}(t) &= \psi_{\lambda_1 X_1}(t) \cdot \psi_{\lambda_2 X_2}(t) \\ &= e^{i\mu\lambda_1 t_1 - \frac{\sigma^2 \lambda_1^2 t_1^2}{2}} \cdot e^{i\mu\lambda_2 t_2 - \frac{\sigma^2 \lambda_2^2 t_2^2}{2}} \\ &= e^{i\mu(\lambda_1 t_1 + \lambda_2 t_2) - \frac{\sigma^2}{2}(\lambda_1^2 t_1^2 + \lambda_2^2 t_2^2)} \end{aligned}$$

3- إذا كان $X = (X_1, X_2, \dots, X_d)'$ متجه غاوسي و A مصفوفة غير

عشوائية من المرتبة $d \times d$ وبفرض أن $B \in \mathbb{R}^d$ ، عندئذ المتجه:

$Y = AX + B$ يمثل متجه غاوسي، لأن التراكيب الخطية من مركبات

Y هي تراكيب خطية لـ X_1, X_2, \dots, X_d بالإضافة إلى الثوابت ومنه

يكون:

$$EY = AEX + B$$

$$k(Y) = k(AX) = A \cdot k(X) \cdot A^T$$