

1-11-2017

نظري

◀ دكتور المادة: علي القبوي

عنوان المحاضرة: الاحتمال الشرطي

◀ المحاضرة السابعة



المستوى العلمي : أهلاً بكم أصدقائي سندرس في هذه المحاضرة :

١- الاحتمال الشرطي ، قاعدة الاحتمال المركب

٢- تعريف التجزئة ، نتائج عن التجزئة

٣- دستور بايز (قانون السبب)

الاحتمال الشرطي

ليكن (Ω, F, P) فضاءً احتمالياً وليكن A, B حدثين من F فإذا علمنا أن $P(A) \geq 0$ فإننا نعرّف الاحتمال الشرطي لوقوع B علماً أنّ A قد وقع ب :

$$P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

$$P_A(B) = \frac{\frac{|A \cap B|}{|\Omega|}}{\frac{|A|}{|\Omega|}} = \frac{|A \cap B|}{|A|}$$

نتيجة

مبرهنة : إذا كان (Ω, F, P) فضاءً احتمالياً وكان $A \in F$ بحيث $P(A) > 0$ فإنّ الاحتمال المشروط

ب A يكون احتمالاً على F ، والفضاء (Ω, F, P_A) فضاءً احتمالياً مشروطاً ب A .

◀ البرهان لنبرهن أنّ : $P_A : F \rightarrow \mathbb{R}$ تحقق شروط كولموغوروف للاحتمال أي :

$$\forall B \in F : P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

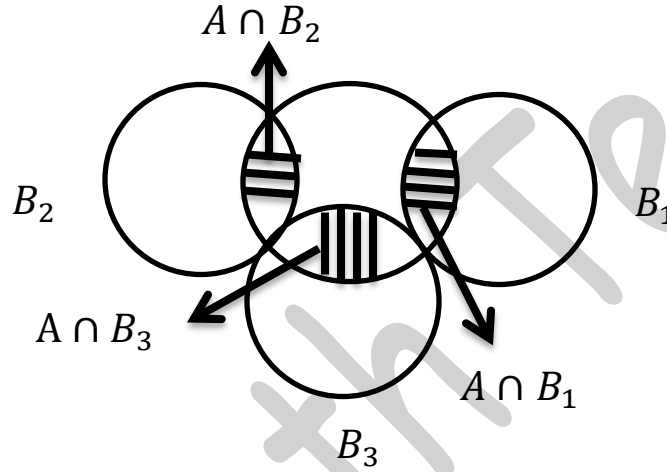
لأنّ : $P(A) > 0$ ، $P(A \cap B) \geq 0$

$$P_A(\Omega) = \frac{P(A \cap \Omega)}{P(A)} = \frac{P(A)}{P(A)} = 1$$

• من أجل متتالية معدودة من الحوادث المتنافية متنى متنى $(B_i)_{i \geq 1}$ ، لدينا :

$$P_A(U_{i \geq 1} B_i) = \frac{P(A \cap (U_{i \geq 1} B_i))}{P(A)} = \frac{P(U_{i \geq 1} (A \cap B_i))}{P(A)}$$

لكون $(B_i)_{i \geq 1}$ متنافية متنى متنى فإن $(A \cap B_i)$ متنافية متنى متنى :



$$\Rightarrow P_A(U_i B_i) = \frac{\sum_{i \geq 1} P(A \cap B_i)}{P(A)} = \sum_{i \geq 1} \frac{P(A \cap B_i)}{P(A)} = \sum_{i \geq 1} P_A(B_i)$$

أي أن الشروط الثلاثة لكون موغوروف محققة وبالتالي P_A هو احتمال على F

◀ **نتيجة:** بما أن P_A هو دالة احتمال فإنه يحقق كل الخواص التي تحققها دالة الاحتمال مثالاً:

$$P_A(B \cup C) = P_A(B) + P_A(C) - P_A(B \cap C)$$

مثال صنفنا 100 شخص وفقاً للجنس (ذكر ، أنثى) ووفقاً للإصابة بمرض معين ، (مصاب ، غير مصاب) وكانت لدينا النتائج التالية :

المجموع	غير مصاب	مصاب	
60	58	2	ذكر
40	39	1	أنثى
100	97	3	المجموع

اخترنا عشوائياً شخصاً واحداً ، والمطلوب :

- (١) إذا علمنا أن الشخص الذي تم اختياره كان ذكراً فما هو احتمال أن يكون مصاباً؟
 (٢) إذا علمنا أن الشخص الذي تم اختياره كان مصاباً فما هو احتمال أن يكون ذكراً؟

الحل

بفرض A الحدث الدال على أن الشخص مصاب و B الحدث الدال على أن الشخص ذكر ، عندئذ :

• الحدث المطلوب هو : $P_B(A) = ?$

$$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{|A \cap B|}{|B|} = \frac{2}{60} = \frac{1}{30} \cong 0.03$$

• الحدث المطلوب هو : $P_A(B) = ?$

$$P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{2}{3} \cong 0.6$$

قاعة الاحتمال المركب

نستنتج من التعريف للاحتمال الشرطي ، حيث لدينا :

$$P_A(B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \Rightarrow P(A \cap B) = P_A(B) \cdot P(A)$$

$$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \Rightarrow P(A \cap B) = P_B(A) \cdot P(B) \quad \text{ولدينا أيضاً :}$$

$$\Rightarrow P(A \cap B) = P_A(B) \cdot P(A) = P_B(A) \cdot P(B) \dots (*)$$

ويمكن تعميم هذه العلاقة من أجل متتالية الأحداث $(A_i)_{1 < i \leq n}$:

$$P \left(\bigcap_{i=1}^n A_i \right) = P(A_1) \cdot P_{A_1}(A_2) \cdot P_{A_1 \cap A_2}(A_3) \dots P_{\bigcap_{i=1}^{n-1} A_i}(A_n)$$

مثال صندوق يحوي n كرة زرقاء و $m \geq 2$ كرة سوداء ، سحبنا على التتالي كرتين وبدون إعادة ، عين احتمال الحصول على كرتين سوداوين .

الحل: بفرض A الحدث الدال على أنّ الكرة الأولى سوداء و B الحدث الدال على أنّ الكرة الثانية سوداء فيكون الحدث المطلوب هو : $A \cap B$ ، وبالتالي حسب قاعدة الاحتمال المركّب :

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P_A(B) = \frac{C_1^m}{C_1^{m+n}} \cdot \frac{C_1^{m-1}}{C_1^{m+n-1}} = \frac{m}{m+n} \cdot \frac{m-1}{m+n-1}$$

$$= \frac{m(m-1)}{(m+n)(m+n-1)}$$

... تعريف التجزئة ...

ليكن (Ω, F, P) فضاءً احتمالياً ، و $(A_i)_{i \geq 1}$ أحداث من F نقول عن $(A_i)_{i \geq 1}$ إنها تشكّل تجزئة لفضاء العينة Ω إذا تحققت الشروط :

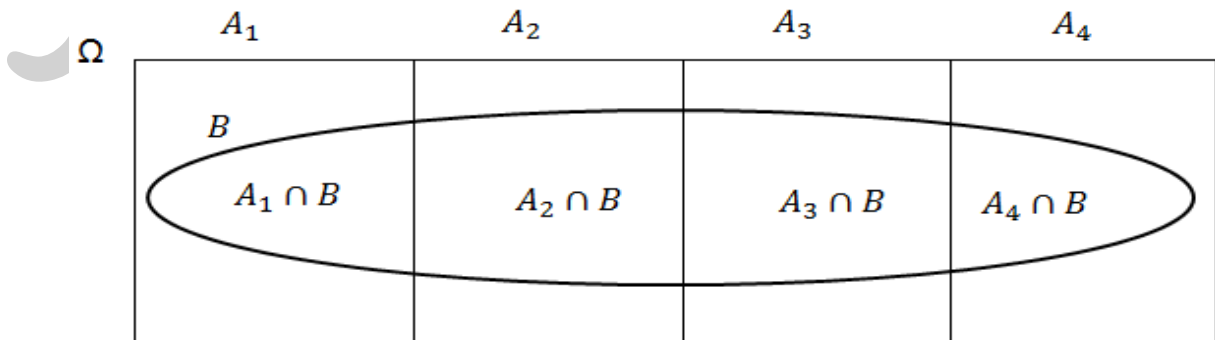
$$\begin{aligned} (1) \quad & A_i \neq \emptyset ; i \geq 1 \\ (2) \quad & A_i \cap A_j = \emptyset ; i \neq j \\ (3) \quad & \bigcup_{i \geq 1} A_i = \Omega \end{aligned}$$

نتائج التجزئة: بفرض أن $(A_i)_{i \geq 1}$ تشكل تجزئة للحدث الأكيد Ω (حيث A_i متتالية من أحداث F) فإن

- $P(\bigcup_{i \geq 1} A_i) = \sum_{i \geq 1} P(A_i) = P(\Omega) = 1$ وذلك كون $(A_i)_{i \geq 1}$ متنافية متنى متنى وندعو

العلاقة : $\sum_{i \geq 1} P(A_i) = 1$ (بقاعدة الاحتمال الكلي)

- إنّ أي تجزئة للحدث الأكيد Ω تؤدي إلى تجزئة لأي حدث متعلق بالتجزئة ذاتها ، فإذا كانت
- $(A_i)_{i \geq 1}$ تجزئة ل Ω وكان B حدثاً متعلقاً بالتجزئة ذاتها فإن $(B \cap A_i)_{i \geq 1}$ تشكل تجزئة ل B



أي أن : $B = B \cap \Omega = B \cap (\bigcup_{i \geq 1} A_i) = \bigcup_{i \geq 1} (B \cap A_i)$ وكون $(A_i)_{i \geq 1}$ متنافية مثنى مثنى فإن $B \cap A_i$ متنافية أيضاً ومنه :

$$P(B) = P\left(\bigcup_{i \geq 1} (B \cap A_i)\right) = \sum_{i \geq 1} P(B \cap A_i)$$

وبالتالي $(B \cap A_i)$ تشكل تجزئة ل B المرتبط ب Ω وباستخدام قاعدة الاحتمال المركب يمكن كتابة :

$$P(B) = \sum_{i=1}^n P(B \cap A_i) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \cdot P_{A_i}(B)$$

دستور بايز(قانون السبب)

لتكن $(A_i)_{i \geq 1}$ تجزئة ل Ω في الفضاء الاحتمالي (Ω, F, P) وليكن B حدثاً مرتبطاً بهذه التجربة فإن دستور بايز ينص على أن :

$$P_B(A_i) = \frac{P(A_i \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A_i) \cdot P_{A_i}(B)}{\sum_{i \geq 1} P(A_i) \cdot P_{A_i}(B)}$$

حسب قاعدة الاحتمال المركب حسب الاحتمال مشروط

أي أنه إذا وقع B فما احتمال أن يكون الجزء (A_i) هو السبب في وقوعه .

$$P_B(A_i) = \frac{P(A_i \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A_i) \cdot P_{A_i}(B)}{\sum_{i \geq 1} P(B \cap A_i)} = \frac{P(A_i) \cdot P_{A_i}(B)}{\sum_{i \geq 1} P(A_i) \cdot P_{A_i}(B)}$$

الإثبات

إثبات المظاهرة

إعداد: منى شغل * إيناس دليل * نور مهرة

"النجاح ليس دوماً عن العظمة بل هو الثبات ، الثبات على العمل الشاق يوصلك للنجاح ، والعظمة تأتي معه "