

Δεσμευμένη Πιθανότητα ενός ενδεχομένου

Ορισμός: Έστω Ω δειγματικός χώρος και $B \subseteq \Omega$ με $P(B) > 0$.

Η δεσμευμένη πιθανότητα του A δθέντος του B ορίζεται

ως εξής:

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}$$

πχ Σε μια χώρα η πιθανότητα να ζήσει ένας άνδρας τουλάχιστον 70 χρόνια είναι 0.85 ενώ η πιθανότητα να ζήσει τουλάχιστον 75 χρόνια είναι 0.8. Αν διαλέξουμε τυχαία έναν 70-χρονο άνδρα, ποιά είναι η πιθανότητα να ζήσει τουλάχιστον επιπλέον 5 χρόνια;

Απάντηση: A: ένας άνδρας ζει περισσότερο από 75 χρόνια
B: " " " " " 70 "

$P(A) = 0.8$, $P(B) = 0.85$. Η ζητούμενη πιθανότητα είναι:

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A)}{P(B)} = \frac{0.8}{0.85} \approx 0.94$$

πχ. Δοχείο περιέχει 4 μπλέ και 6 άσπρες σφαίρες. Εξάγουμε χωρίς επανάθεση 2 σφαίρες. Έστω

A_i : στην i-οστή εξαγωγή διαλέγουμε άσπρη σφαίρα $i=1,2$
 B_i : " " " " " μπλέ "

Απάντηση: $P(A_2|A_1) = \frac{5}{9}$ $P(A_2|B_1) = \frac{6}{9}$

$P(B_2|A_1) = \frac{4}{9}$ $P(B_2|B_1) = \frac{3}{9}$

π.χ. Ρίχνουμε ένα νόμισμα 3 φορές.

A: Το αποτέλεσμα της 3ης ρίψης είναι "Γράμματα"

$$P(A) = \frac{\# \text{ ευνοϊκών περιπτώσεων}}{\# \text{ δυνατών περιπτώσεων}} = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

$$= \frac{\# \{KKΓ, ΓΚΓ, ΓΓΓ, ΚΓΓ\}}{\# \{KKK, KKΓ, ΓΚΓ, ΓΓΓ, ΚΓΓ, ΓΓΚ, ΚΓΚ, ΓΚΚ\}} = \frac{4}{8} = \frac{1}{2}$$

B: Στις τρεις ρίψεις οι δύο ακριβώς έδωσαν "Γράμματα"

$$B = \{ΓΚΓ, ΚΓΓ, ΓΓΚ\}, \quad AB = \{ΓΚΓ, ΚΓΓ\}$$

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{\frac{2}{8}}{\frac{3}{8}} = \frac{2}{3}$$

Πρόταση: Ω δειγματικός χώρος, B ⊆ Ω με P(B) > 0.

- PG1
- PG2
- PG3

P(A|B) ≥ 0, για κάθε ενδεχόμενο του Ω.
 P(Ω|B) = 1.
 Αν A1, A2, ... ακολουθία ζέτων ανά δύο ενδεχομένων του Ω.
 Τότε:

$$P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i | B) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i | B)$$

Απόδειξη: $P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} \geq 0$

$$P(\Omega|B) = \frac{P(\Omega B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$$

$$P(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i | B) = \frac{P[(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i) \cap B]}{P(B)} = \frac{P[\bigcup_{i=1}^{\infty} (A_i \cap B)]}{P(B)} = \frac{\sum_{i=1}^{\infty} P(A_i \cap B)}{P(B)}$$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} \frac{P(A_i \cap B)}{P(B)} = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i | B)$$

Σημείωση: Οι ιδιότητες των πιθανοτήτων ισχύουν και για τις δεσμευμένες πιθανότητες, Έστω $P(B) > 0$:

α. $P(\emptyset | B) = 0$

β. $P(A' | B) = 1 - P(A | B)$

γ. $P(A \cap \Gamma' | B) = P(A - \Gamma | B) = P(A | B) - P(A \cap \Gamma | B)$

δ. $\Gamma \subseteq A \Rightarrow P(\Gamma | B) \leq P(A | B)$

ε. $P(A \cup \Gamma | B) = P(A | B) + P(\Gamma | B) - P(A \cap \Gamma | B)$

Σημείωση: Ο υπολογισμός της δεσμευμένης πιθανότητας $P(A | B)$ μπορεί να γίνει με δύο τρόπους:

- I) Περιορίζοντας τον δειγματικό χώρο στο σύνολο B
- II) Χρησιμοποιώντας τον ορισμό.

Πολλαπλασιαστικός Τύπος:

Έστω A_1, A_2, \dots, A_n ενδεχόμενα του δειγματικού χώρου Ω και $P(A_1 A_2 \dots A_{n-1}) > 0$. Τότε:

$$P(A_1 A_2 \dots A_n) = P(A_1) P(A_2 | A_1) P(A_3 | A_1 A_2) \dots P(A_n | A_1 A_2 \dots A_{n-1})$$

Απόδειξη: Αφού $P(A_1 \dots A_{n-1}) > 0$ τότε:

$$P(A_1) \geq P(A_1 A_2) \geq \dots \geq P(A_1 A_2 \dots A_{n-1}) > 0. \quad \text{Οπότε:}$$

$$\begin{aligned}
& P(A_1) P(A_2 | A_1) P(A_3 | A_1 A_2) \dots P(A_n | A_1 A_2 \dots A_{n-1}) \\
&= P(A_1) \frac{P(A_1 A_2)}{P(A_1)} \frac{P(A_1 A_2 A_3)}{P(A_1 A_2)} \dots \frac{P(A_1 A_2 \dots A_{n-1} A_n)}{P(A_1 A_2 \dots A_{n-1})}
\end{aligned}$$

$$= P(A_1 A_2 \dots A_n)$$

πχ Δοχείο περιέχει 5 άσπρες και 15 μαύρες σφαίρες.

Διαλέγουμε κατά τυχαίο τρόπο 4 σφαίρες. Ποιά είναι η πιθανότητα να πάρουμε την σειρά ΑΜΑΜ αν

- α) Η δειγματοληψία γίνεται με επανάθεση
- β) " " " " χωρίς "

Απάντηση: Έστω τα εξής ενδεχόμενα

- A_i : Η i -οστή σφαίρα είναι άσπρη $i=1,2,3,4$
- M_i : " " " " μαύρη

$$P(A_1 M_2 A_3 M_4) = P(A_1)P(M_2|A_1)P(A_3|A_1 M_2)P(M_4|A_1 M_2 A_3)$$

β) ~~με~~ χωρίς επανάθεση:

$$P(A_1 M_2 A_3 M_4) = \frac{5}{20} \cdot \frac{15}{19} \cdot \frac{4}{18} \cdot \frac{14}{17} \approx 0.036$$

α) με επανάθεση:

$$P(A_1 M_2 A_3 M_4) = \frac{5}{20} \cdot \frac{15}{20} \cdot \frac{5}{20} \cdot \frac{15}{20} \approx 0.035$$

πχ. Μετά από μια ληστεία σε τράπεζα η αστυνομία έχει συλλάβει 10 ύποπτους από τους οποίους 4 είχαν πράγματι συμμετάσχει στη ληστεία. Ο ανακριτής διαλέγει στην τύχη ένα άτομο, μετά ένα δεύτερο και τέλος ένα τρίτο. Ποιά είναι η πιθανότητα τα τρία άτομα που επιλέχθηκαν να είναι και τα τρία αθώα ή και τα τρία ένοχα ;

- Απάντηση:
- A_i : Το i άτομο είναι αθώο $i=1,2,3$
 - E_i : " " " " ένοχο

$$\begin{aligned}
 P(A_1 A_2 A_3 \cup E_1 E_2 E_3) &= P(A_1 A_2 A_3) + P(E_1 E_2 E_3) \\
 &= P(A_1)P(A_2|A_1)P(A_3|A_1 A_2) + P(E_1)P(E_2|E_1)P(E_3|E_1 E_2) \\
 &= \frac{6}{10} \cdot \frac{5}{9} \cdot \frac{4}{8} + \frac{4}{10} \cdot \frac{3}{9} \cdot \frac{2}{8} = \frac{144}{720} = 0.2
 \end{aligned}$$

Θεώρημα Ολικής Πιθανότητας

(35)

Έστω ότι: $\Omega = B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n$ με $P(B_i) > 0$, $i = 1, \dots, n$
και $B_i B_j = \emptyset$, $i \neq j$. Τότε

$$P(A) = P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) + \dots + P(A|B_n)P(B_n) \\ = \sum_{i=1}^n P(A|B_i)P(B_i)$$

Απόδειξη: $A = A\Omega = A(B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n) = AB_1 \cup AB_2 \cup \dots \cup AB_n$

$$(AB_i)(AB_j) = A(B_i B_j) = A\emptyset = \emptyset, \quad i \neq j.$$

$$P(A) = P\left(\bigcup_{i=1}^n AB_i\right) = \sum_{i=1}^n P(AB_i) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i)P(B_i)$$

Συμπερίληψη: Έστω $n=2$. $\Omega = B \cup B'$, $0 < P(B) < 1$. Τότε

$$P(A) = P(A|B)P(B) + P(A|B')P(B').$$

π.χ. Μια ασφαλιστική εταιρία χωρίζει τους πελάτες σε δύο κατηγορίες

πελάτης $\left\{ \begin{array}{l} \text{Κατηγορία I (υψηλός κινδύνος)} \quad 25\% \\ \text{Κατηγορία II (χαμηλός ")} \quad 75\% \end{array} \right.$

Έστω: A = πελάτης προκαλεί ατύχημα

B : πελάτης ανήκει στην κατηγορία I

$$P(A|B) = 0.6 \quad P(A|B') = 0.3$$

$$P(A) = ?$$

Απάντηση:

$$P(A) \stackrel{\text{θ.ο.π.}}{=} P(A|B)P(B) + P(A|B')P(B')$$

$$= 0.6 \times 0.25 + 0.3 \times 0.75$$

$$= 0.375$$

π.χ Εργοστάσιο έχει τρεις γραμμές παραγωγής.

A: Το προϊόν είναι ελαττωματικό

B_i: Το προϊόν κατασκευάστηκε στην γραμμή παραγωγής i, i=1,2,3

P(B₁) = 0.5 P(B₂) = 0.3 P(B₃) = 0.2

P(A|B₁) = 0.004 P(A|B₂) = 0.006 P(A|B₃) = 0.012

B₁ ∪ B₂ ∪ B₃ = Ω B₁B₂ = B₁B₃ = B₂B₃ = ∅

P(A) ^{θ.α.π.} = P(A|B₁)P(B₁) + P(A|B₂)P(B₂) + P(A|B₃)P(B₃)
= 0.004 * 0.5 + 0.006 * 0.3 + 0.012 * 0.2 = 0.0062

π.χ. Σ' ένα ~~καταστήρι~~ ^{συρτάρι} υπάρχουν 4 ελαττωματικά και 21 μη ελαττωματικά εξαρτήματα για την κατασκευή προσωπικών υπολογιστών. Ο τεχνικός διαλέγει τυχαία δύο εξαρτήματα και κατασκευάζει δύο PC. Ποιά είναι η πιθανότητα το τρίτο PC που θα κατασκευαστεί να μη λειτουργεί;

Απάντηση: E_i: Το i-οστό ανταλλακτικό που επιλέγεται είναι ελαττωματικό, i=1,2,3
K_i: " " " " " " " " μη ελαττωματικό, i=1,2

Τα ενδεχόμενα E₂K₁, E₂E₁, K₂E₁, K₂K₁ είναι ζεύγη στα δύο και η ένωση τους ισούται με τον δείγματικό χώρο. Από το θεώρημα Ολικής Πιθανότητας έχουμε:

P(E₃) = P(E₃|E₂K₁)P(E₂K₁) + P(E₃|E₂E₁)P(E₂E₁) + P(E₃|K₂E₁)P(K₂E₁) + P(E₃|K₂K₁)P(K₂K₁)
= $\frac{3}{23}$ P(E₂K₁) + $\frac{2}{23}$ P(E₂E₁) + $\frac{3}{23}$ P(K₂E₁) + $\frac{4}{23}$ P(K₂K₁)

P(E₂K₁) = P(E₂|K₁)P(K₁) = $\frac{4}{24} \cdot \frac{21}{25}$

P(E₂E₁) = P(E₂|E₁)P(E₁) = $\frac{3}{24} \cdot \frac{4}{25}$

P(K₂E₁) = P(K₂|E₁)P(E₁) = $\frac{21}{24} \cdot \frac{4}{25}$

P(K₂K₁) = P(K₂|K₁)P(K₁) = $\frac{20}{24} \cdot \frac{21}{25}$

Μετά από πράξεις: P(E₃) = $\frac{4}{25}$

π.χ. Ένα στα κίλια άτομα ενός πληθυσμού πάσχει από μια σοβαρή ασθένεια. Το τεστ για την διάγνωση δίνει λάθος διάγνωση στις 1% των περιπτώσεων αν το άτομο που υποβιβάζεται στο τεστ πάσχει πράγματι από την ασθένεια και στο 2% των περιπτώσεων αν δεν πάσχει. Αν το τεστ βγει θετικό για ένα άτομο, ποιά είναι η πιθανότητα πράγματι να πάσχει από την ασθένεια ;

Απάντηση: Έστω B_1 : Το άτομο πάσχει από την ασθένεια
 B_2 : " " " " " " " " " " " "
 A : Το τεστ είναι θετικό

$P(B_1) = 0.001$ $P(B_2) = 0.999$
 $P(A|B_1) = 0.99$ $P(A|B_2) = 0.02$

Από θεωρημα Bayes έχουμε:

$$P(B_1|A) = \frac{P(A|B_1)P(B_1)}{P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2)} = \frac{0.99 \times 0.001}{0.99 \times 0.001 + 0.02 \times 0.999} \approx 0.0472$$

π.χ. Εργοστάσιο έχει 3 γραμμές παραγωγής.

A : Το προϊόν είναι ελαττωματικό
 B_i : " " κατασκευάστηκε στην γραμμή παραγωγής $i, i=1,2,3$

$P(B_1) = 0.5$ $P(B_2) = 0.3$ $P(B_3) = 0.2$
 $P(A|B_1) = 0.004$ $P(A|B_2) = 0.006$ $P(A|B_3) = 0.012$
 $B_1 \cup B_2 \cup B_3 = \Omega$ $B_1 B_2 = B_1 B_3 = B_2 B_3 = \emptyset$

$P(A) \stackrel{\text{θ.ο.π.}}{=} P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) + P(A|B_3)P(B_3)$
 $= 0.004 \times 0.5 + 0.006 \times 0.3 + 0.012 \times 0.2 = 0.0062$

$P(B_1|A) \stackrel{\text{θ. Bayes}}{=} \frac{P(A|B_1)P(B_1)}{P(A|B_1)P(B_1) + P(A|B_2)P(B_2) + P(A|B_3)P(B_3)} = \frac{0.5 \times 0.004}{0.5 \times 0.004 + 0.3 \times 0.006 + 0.2 \times 0.012} = 0.32$
0.0062

$P(B_2|A) \stackrel{\text{θ. Bayes}}{=} \frac{P(A|B_2)P(B_2)}{0.0062} = \frac{0.006 \times 0.3}{0.0062} \approx 0.29$

$P(B_3|A) \stackrel{\text{θ. Bayes}}{=} \frac{P(A|B_3)P(B_3)}{0.0062} = \frac{0.012 \times 0.2}{0.0062} \approx 0.39$

Παρατήρηση: $P(B_1) = 0.5 \longrightarrow P(B_1|A) = 0.32$ (μειώθηκε! Λογικό επειδή η 1^η γραμμή παραγωγής παράγει μικρό ποσοστό ελαττωματικών σε σχέση με τις άλλες δύο)

Ορισμός: Έστω A, B δύο ενδεχόμενα του ίδιου δειγματικού χώρου Ω .
Τα A και B λέγονται ανεξάρτητα αν ισχύει:

$$P(AB) = P(A)P(B)$$

Αν $P(AB) \neq P(A)P(B)$ τα ενδεχόμενα A και B λέγονται εξαρτημένα.

Σημείωση: Αν για το ενδεχόμενο A ισχύει ότι: $P(A)=0$ ή $P(A)=1$, τότε το A είναι ανεξάρτητο από οποιοδήποτε άλλο ενδεχόμενο B του Ω .

Απόδειξη: Αν $P(A)=0$, τότε $P(AB) \leq P(A)=0$ άρα $P(AB)=0$.

Οπότε ισχύει $P(AB) = P(A)P(B)$. (άρα A, B ανεξάρτητα)

Αν $P(A)=1$ από την $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$ έχουμε

$$1 = 1 + P(B) - P(AB)$$

Άρα $P(B) = P(AB)$ και συνεπώς $P(AB) = P(A)P(B)$ (άρα A, B ανεξάρτητα)

Πχ Για το μάθημα "ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΕΣ Ι" υπάρχουν δύο εξετάσεις προόδου.
Αν ένας φοιτητής πετύχει και στις δύο εξετάσεις, τότε κατοχυρώνει το μάθημα.

Το ποσοστό των φοιτητών που πετυχαίνουν στην 1^η πρόοδο : 68%

" " " " " " " 2^η " : 54%

" " " " " κατοχυρώσαν το μάθημα : 45%

Έστω τα ενδεχόμενα:

A : ο φοιτητής επέτυχε στην 1^η πρόοδο

B : " " " " 2^η "

$$P(A) = 0.68 \quad P(B) = 0.54 \quad P(AB) = 0.45$$

$$P(A)P(B) = 0.68 \times 0.54 = 0.3672 \neq 0.45 = P(AB)$$

π.κ. Ρίχνουμε αμερόληπτο ζάρι δύο φορές.

A : Η ένδειξη του πρώτου ζαριού είναι 3

B : Το άθροισμα των ενδείξεων των δύο ζαριών είναι 5

$$P(A) = \frac{6}{36} = \frac{1}{6} \quad P(B) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9} \quad P(AB) = \frac{1}{36}$$

$$P(A)P(B) = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{9} = \frac{1}{54} \neq \frac{1}{36} = P(AB)$$

Άρα τα ενδεχόμενα A και B ΔΕΝ είναι ανεξάρτητα.

Διασθητική Εξήγηση: Αν το αποτέλεσμα της ρίψης του

1ου ζαριού είναι 3 (ή 1, 2, 4) είμαστε ευχαριστημένοι, επειδή σε αυτές τις περιπτώσεις υπάρχει πιθανότητα 1/6 να πετύχουμε άθροισμα = 5. Αν όμως το αποτέλεσμα της ρίψης του 1ου ζαριού είναι 5 ή 6, δεν υπάρχει καμία περίπτωση να φτάσουμε στο επιθυμητό αποτέλεσμα. Αν

Γ : Το άθροισμα των ενδείξεων των δύο ζαριών είναι 7

$$P(A)P(\Gamma) = \frac{1}{6} \cdot \frac{6}{36} = \frac{1}{36} = P(A\Gamma) \quad \text{Άρα } A, \Gamma \text{ ανεξάρτητα.}$$

Πρόταση: Αν A, B δύο ανεξάρτητα ενδεχόμενα του Ω, τότε :

- α) A και B' ανεξάρτητα
- β) A' και B ανεξάρτητα
- γ) A' και B' ανεξάρτητα.

Απόδειξη: α) $P(AB') = P(A)P(B') \Leftrightarrow P(A) - P(AB) = P(A)[1 - P(B)] \Leftrightarrow P(AB) = P(A)P(B)$
ισχύει.

β) $P(A'B) = P(A')P(B) \Leftrightarrow P(B) - P(AB) = [1 - P(A)]P(B) \Leftrightarrow P(AB) = P(A)P(B)$
ισχύει.

γ) $P(A'B') = P(A')P(B') \Leftrightarrow$
 $P[(A \cup B)'] = [1 - P(A)][1 - P(B)] \Leftrightarrow$
 $1 - [P(A) + P(B) - P(AB)] = 1 - P(B) - P(A) + P(A)P(B) \Leftrightarrow$
 $P(AB) = P(A)P(B)$