

**ΔΕΣΜΕΥΜΕΝΗ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΑ**

ΓΡΑΦΕΙΣ:

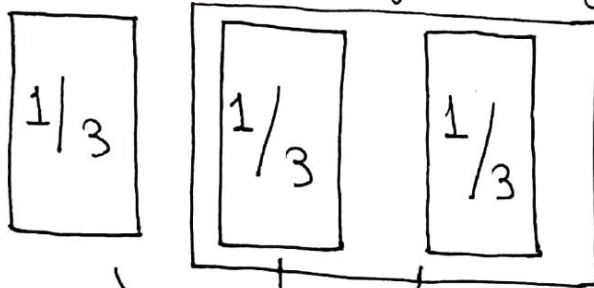
Ειρήνη Θεοδώρου  
Κωνσταντίνα Νησίδη

Εισαγωγή: Το πρόβλημα του Monty Hall:

Σε ένα τηλεπαιχνίδι, ο Monty Hall δίνει στον παίκτη την επιλογή ανάμεσα σε τρεις πόρτες → Μια έχει ένα αμάξι  
→ Οι άλλες 2 από μια κατσίκα (ZONK)

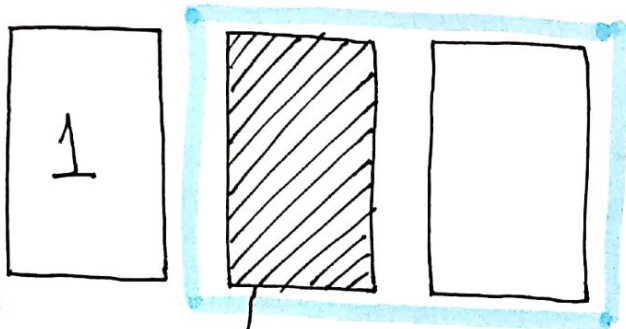
Μετά την επιλογή του παίκτη, ο Monty δίνει στον παίκτη τη δυνατότητα να αλλάξει την επιλογή τους. Τι συμφέρει τον παίκτη;

• Επιχείρημα για το ότι η στρατηγική αλλαγής είναι βέλτιστη:



Συνολική πιθανότητα =  $2/3$  αν "διαλέξω" και τις δύο κάρτες.

Η πιθανότητα να πετύχουμε το αμάξι



Χωρίς βλάβη της γενικής  
Έστω ότι ο παίκτης διαλέξε την πόρτα ①.  
⇒  $1/3$  πιθανότητα να κερδίσει

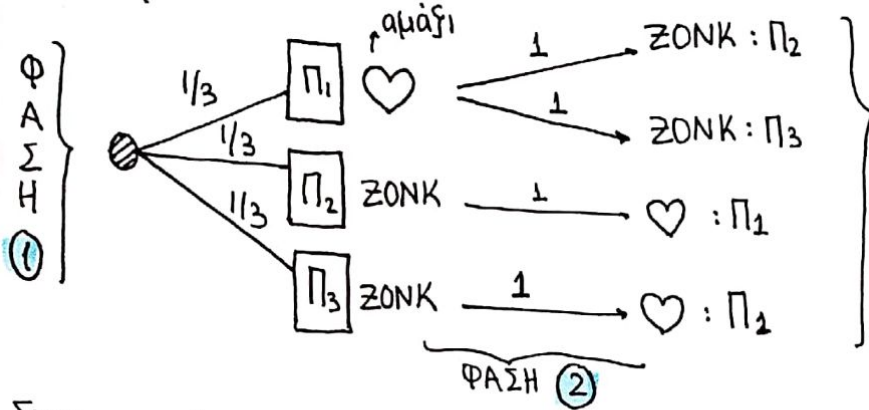
Η πόρτα διαγράφεται από τον Monty.

Η πιθανότητα να είναι το αμάξι σε μια πόρτα διαφορετική της  $\Pi_1$  είναι  $2/3$ .  
Αρα δεδομένου ότι ο Monty διαγράφει την  $\Pi_2$ , η πιθανότητα το αμάξι να είναι στην  $\Pi_3$  είναι  $2/3$ !

# Δέντρο αποφάσεων επιλογών του προβλήματος:

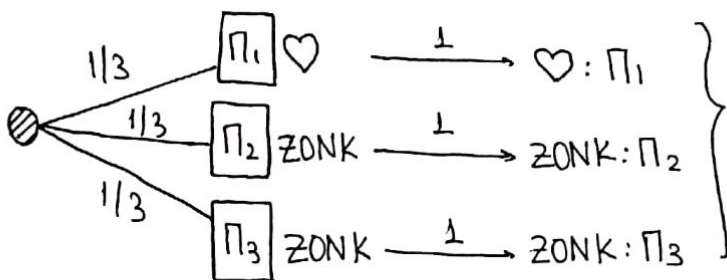
7.3.2023

Στην περίπτωση που ο παίκτης αλλάζει την επιλογή του, έχουμε τα εξής ευδεχόμενα:



$$P(\heartsuit \text{ με αλλαγή}) = 1 \times \frac{1}{3} + 1 \times \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

Στην περίπτωση που ο παίκτης κρατάει την επιλογή του:

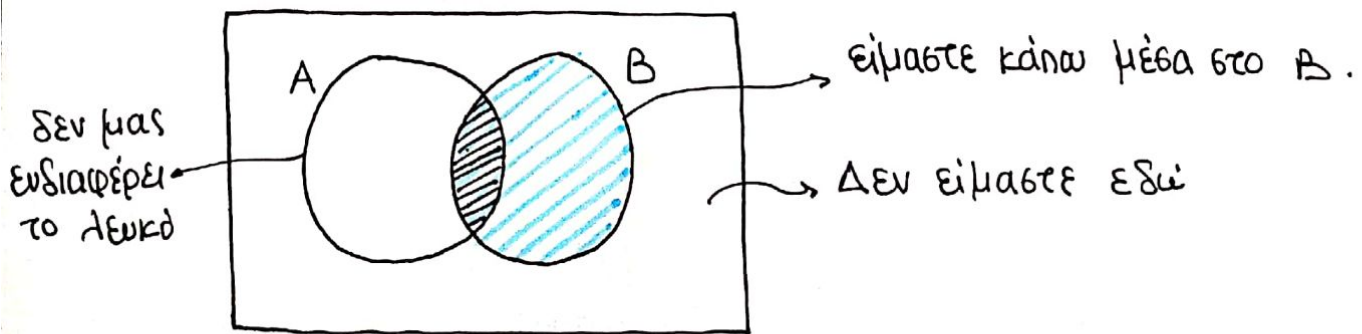


$$P(\heartsuit \text{ αν κρατήσω}) = \frac{1}{3} \times 1 = \frac{1}{3}$$

→ Ξεκινάμε με έναν δ.χ.  $\Omega$  με μέτρο πιθανότητας  $P$ .

→ Γνωρίζουμε μια "πληροφορία" για το πείραμα τύχης που περιγράφεται από τον  $\chi$ . πιθανότητας  $(\Omega, P)$ , δηλαδή γνωρίζουμε ότι συμβαίνει ένα ευδεχόμενο  $B$  του  $\Omega$ .

→ Θέλουμε να προσδώσουμε πιθανότητα σε ένα ευδεχόμενο  $A$  του  $\Omega$  δεδομένης της πληροφορίας που έχουμε, ότι συμβαίνει το  $B$ .



→ Η πιθανότητα να συμβεί το  $A$  δεδομένου ότι συμβαίνει το  $B$ , προσδιορίζεται από την πιθανότητα της τομής  $A \cap B$  στον δειγματικό χώρο που ορίζει το  $B$ .

**ΟΡΙΣΜΟΣ**: Η δεσμευμένη πιθανότητα του A, δεδομένου του B:

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

**Παράδειγμα**: Ρίχνουμε ένα νόμισμα 2 φορές.

α) Ποιά η πιθανότητα να φέρουμε κορώνα την 2<sup>η</sup> φορά δεδομένου ότι φέραμε κορώνα την 1<sup>η</sup>.

Λύση:

Ορίζουμε τα ενδεχόμενα:  $\begin{cases} A = \text{κορώνα τη } 2^{\text{η}} \\ B = \text{κορώνα τη } 1^{\text{η}} \end{cases}$

$$\bullet A \cap B = \{\text{κορώνα } 1^{\text{η}}, \text{κορώνα } 2^{\text{η}}\} = \{KK, K\} \Rightarrow P(A \cap B) = \frac{|\{KK\}|}{|\{KK, KG, GK, GG\}|} = \frac{1}{4}$$

$$\bullet B = \{\text{κορώνα } 1^{\text{η}}\} = \{KK, KG\}, P(B) = \frac{|\{KK, KG\}|}{|\{KK, KG, GK, GG\}|} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$$

$$\text{Άρα } P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{2}} = \boxed{\frac{1}{2}}$$

β) Ποιά η πιθανότητα να φέρουμε κορώνα, δεδομένου ότι φέραμε τουλάχιστον μια κορώνα?

Ορίζουμε τα ενδεχόμενα:  $\begin{cases} A = \text{κορώνα τη } 2^{\text{η}} \\ B = \text{κορώνα τουλάχιστον μια} \end{cases}$

$$\left. \begin{array}{l} B = \{KK, KG, GK\}, P(B) = \frac{3}{4} \\ A \cap B = \{KK, GK\}, P(A \cap B) = \frac{1}{2} \end{array} \right\} \Rightarrow P(A|B) = \boxed{\frac{2}{3}}$$

**Παράδειγμα 2**: Ρίχνουμε  $n$  φορές ένα αμερόληπτο νόμισμα.

- 1] Ποιά η πιθανότητα να φέρουμε διαδοχικά  $\Gamma$ ?
- 2] Ποιά η πιθανότητα να φέρουμε  $\Gamma$  στη ρίψη  $n+1$ , δεδομένου ότι φέραμε διαδοχικές πλεύρες  $\Gamma$   $n$  φορές ήδη;

Λύση

1] Ευνοϊκά Αποτελέσματα:  $|\Gamma| |\Gamma| \dots |\Gamma| \rightsquigarrow 1$  ευνοϊκό

Συνολικά Αποτελέσματα:  $|2| |2| \dots |2| \rightsquigarrow 2^n$  αποτελέσματα

$\hookrightarrow P(Ep 1) = \frac{1}{2^n}$

2]  $A = \{n \text{ πρώτες ρίψεις} = \Gamma\}$  }  $\Rightarrow P(B|A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)} = \frac{1/2^{n+1}}{1/2^n} = \frac{1}{2}$

$B = \{(n+1)\text{-στή ρίψη} = \Gamma\}$

**ΠΡΟΤΑΣΗ**: Έστω  $\Omega$  με μέτρο πιθανότητας  $P$  και έστω ενδεχόμενο  $A \subseteq \Omega$  με πιθανότητα  $P(A) > 0$ .

Τότε η απεικόνιση  $B \mapsto P(B|A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)}$  είναι ένα κανονικό μέτρο πιθανότητας στον  $\Omega$ .

Επιπλέον έχουμε  $P(B|A) = 0$ , οπότε  $P(A \cap B) = \emptyset$ .

ΑΠΟΔΕΙΞΗ:

Πρέπει να δείξουμε τα:

- α)  $P(B|A) \in [0, 1] \forall B \subseteq \Omega$
- β)  $P(\Omega|A) = 1$
- γ)  $P(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i | A) = \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i | A) \forall$  συλλογή  $B_1, \dots, B_n \subseteq \Omega : B_i \cap B_j = \emptyset \forall i, j$

Πράγματι:

α)  $P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \leq \frac{P(A)}{P(A)} = 1$  ( $P(B|A) \geq 0$  τετ/νο)

β)  $P(\Omega|A) = \frac{P(\Omega \cap A)}{P(A)} = \frac{P(A)}{P(A)} = 1$ .

(γ)  
 $\xrightarrow{\hspace{2cm}}$   
Σελ. 5

δ) Τέλος, για την ένωση  $\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i$ , έχουμε:

$$P(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i | A) = \frac{P((\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i) \cap A)}{P(A)} = \frac{P(\bigcup_{i=1}^{\infty} (B_i \cap A))}{P(A)}$$

Δεδομένου ότι  $B_i \cap B_j = \emptyset$  άρα  $B_i \cap A = \emptyset$

$$= \sum_{i=1}^{\infty} \frac{P(B_i \cap A)}{P(A)} = \sum_{i=1}^{\infty} P(B_i | A) \quad \square$$

γιατί;  
 $(B_i \cap A) \cap (B_j \cap A) = (B_i \cap B_j) \cap (A \cap A) = \emptyset \cap A = \emptyset$

⊗ Ασυμμετρία της Δεδομένης Πιθανότητας.

$$P(A|B) \neq P(B|A)$$

$$\frac{P(A \cap B)}{P(B)} \neq \frac{P(B \cap A)}{P(A)}$$

Παράδειγμα: Στην ρίψη 2 γαριών θεωρούμε τα ενδεχόμενα  
 $A = \{2 \text{ γυφοί}\}$   
 $B = \{ \text{γυφοί άθροισμα}\}$

}  $P(A|B) < 1 = P(B|A)$

**ΘΕΩΡΗΜΑ του BAYES**: Αν  $(\Omega, P)$  χώρος πιθανότητας και  $P(A)P(B) > 0$ , τότε:

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

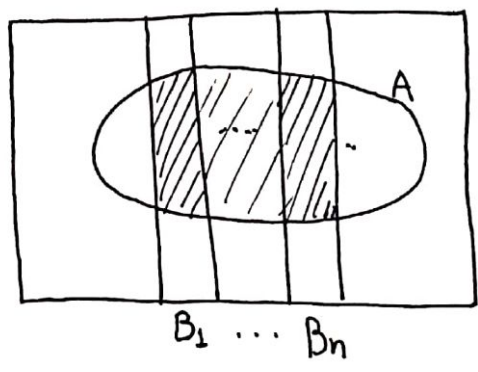
⊗ **ΘΕΩΡΗΜΑ ΟΙΚΗΣ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΑΣ**

Έστω χώρος πιθανότητας  $(\Omega, P)$  και έστω οικογένεια ενδεχομένων  $B_i, i=1, \dots, n$  ξένων μεταξύ τους,  $P(B_i) > 0$ .

Τότε:  $P(A) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i) P(B_i)$  όταν  $A \subseteq \bigcup_{i=1}^n B_i$

ΑΠΟΔΕΙΞΗ

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



**ΠΟΡΙΣΜΑ**: Αν τα  $B_i$  διαμερίζουν όλο τον  $\Omega$ :

$$[\bigcup_{i=1}^n B_i = \Omega \text{ και } B_i \cap B_j = \emptyset]$$

τότε:  $P(A) = \sum_{i=1}^n P(A|B_i) P(B_i)$