

14/9/21-1

ΜΑΤ: ΑΝΤΑΓΩΝΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΠΑΙΓΝΙΑ + ΔΙΑΠΡΑΓΜΑΤΕΥΣΕΙΣ

ΥΠΗ ΜΑΘΗΜΑΤΟΣ

- ΘΕΩΡΙΑ ΑΠΟΦΑΣΕΩΝ ΚΑΤΩ ΑΠΟ ΑΒΕΒΑΙΟΤΗΤΑ
ΣΕ ΑΝΤΙΘΕΣΗ ΜΕ ΚΛΑΣΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ
→ BAYESIAN STATISTICS
BEHAVIORAL ECONOMICS
- ΣΗΜΑΝΤΙΚΗ ΣΤΗΝ ΔΙΟΙΚΗΣΗ: ΑΝΤΥΠΩΝΕΙ
ΠΡΟΤΙΜΗΣΕΙΣ ΑΠΟΦΑΣΙΖΟΝΤΑ (ΩΝ) ΣΤΟΝ ΚΙΝΔΥΝΟ
- UTILITY THEORY
 - Von Neumann - Morgenstern
 - Kahneman Tversky - Allais
Prospect theory
- ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ - CAPM:

ΘΕΩΡΙΑ ΠΑΙΓΝΙΩΝ

- ΔΥΟ ΠΑΙΚΤΩΝ - ΟΧΙ Ν ΠΑΙΚΤΩΝ $N \geq 3$
- ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΩΣ ΔΕΝΔΡΑ ΑΠΟΦΑΣΕΩΝ
- ΕΝΝΟΙΑ ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΗΣ
- ΛΥΣΕΙΣ: ΣΕ ΜΗ ΔΕΝΙΚΟΥ, ΜΗ ΜΗ ΔΕΝΙΚΟΥ
ΑΘΡΟΙΣΜΑΤΟΣ
- ΛΙΓΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ: ΟΛΙΓΟΠΡΟΣΩΠΟ
COURNOT, ΑΝΤΙΜΟΝΟΠΩΛΙΑΚΗ ΠΟΛΙΤΙΚΗ

ΔΙΑΠΡΑΓΜΑΤΕΥΣΕΙΣ

- ΠΡΟΑΙΡΕΤΙΚΟ ΠΑΙΓΝΙΟ ΔΙΑΠΡΑΓΜΑΤΕΥΣΗΣ
- ΛΥΣΗ ΔΙΑΠΡΑΓΜΑΤΕΥΣΗΣ NASH
ΣΤΑ ΠΑΙΓΝΙΑ ΣΥΝΕΡΓΑΣΙΑΣ

ΟΡΓΑΝΩΤΙΚΑ ΜΑΘΗΜΑΤΟΣ

ΕΥΓΓΡΑΜΜΑ : Ε.Φ. ΜΑΓΕΙΡΟΥ :

ΠΑΙΓΝΙΑ ΚΑΙ ΑΠΟΦΑΣΕΙΣ, 2^η ΕΚΔΟΣΗ
ΕΚΔΟΣΕΙΣ ΚΡΙΤΙΚΗ

ΑΛΛΑ ΒΙΒΛΙΑ

• LUCE + RAIFFA : GAMES + DECISIONS
ΕΚΔΟΣΕΙΣ DOVER

• H. RAIFFA : DECISION ANALYSIS

• LUENBERGER D : INVESTMENT
SCIENCE (ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ, CAPM)

• ΜΗΛΟΝΙΑΔΑΚΗΣ : ΘΕΩΡΙΑ ΠΑΙΓΝΙΩΝ

• ΒΑΡΟΥΘΑΚΗΣ Ι. : " "
ΕΚΔ. GUTENBERG

• GIBBONS : ΘΕΩΡΙΑ ΠΑΙΓΝΙΩΝ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΕΣ ΕΦΑΡΜΟΓΕΣ

• : ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΗ
ΟΡΓΑΝΩΣΗ

• HILLIER - LIEBERMAN :
INTRODUCTION TO OR

• ΕΓΓΡΑΦΗ ΣΤΟ εclass ΓΙΑ
ΝΑ ΠΑΜΒΑΝΕΤΕ ΑΒΑΚΕΔΙΝΟΥΣΕΡΕ
(ΤΟ ΠΡΟΤΙΜΟ ΑΠΟ TEAMS)

• ΔΙΑΦΟΡΑ ΕΓΓΡΑΦΑ

• ΠΑΛΙΟΤΕΡΗ ΘΕΜΑΤΑ

• ΒΑΘΜΟΛΟΓΙΑ ΜΑΘΗΜΑΤΟΣ

ΔΙΑΦΟΡΕΣ ΚΛΑΣΣΙΚΗΣ ΕΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΑΠΟ ΘΕΩΡΙΑ ΑΠΟΦΑΣΕΩΝ

• ΕΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

• H_0 : NULL HYPOTHESIS

• H_1 : ALTERNATIVE "

• ΕΠΙΛΟΓΗ H_0 ή H_1 , ΜΕΤΑ ΑΠΟ ΜΕΤΡΗΣΗ / ΠΕΙΡΑΜΑ ΤΙΟΥ ΕΙΝΑΙ ΠΡΑΓΜΑΤΟΠΟΙΗΣΗ Τ.Μ. (ΤΥΧΑΙΑΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ) \tilde{X} ΚΑΤΑΝΟΜΗ $H_0 \rightarrow p_0$ $H_1 \rightarrow p_1$

• ΣΦΑΛΜΗΤΑ

ΤΙ ΑΠΟΦΑΣΙΣΑΜΕ	H_0	H_1
ΤΙ ΙΣΧΥΕΙ		
H_0		I
H_1	II	

$\alpha = P(I)$ $\beta = P(II)$

• ΠΩΣ ΑΠΟΦΑΣΙΖΟΥΜΕ ;

ΕΣΤΟ "ΚΑΝΟΝΕΣ ΑΠΟΦΑΣΗΣ" d_i

$d_i : X \rightarrow \{H_0, H_1\}$

ΠΡΑΓΜΑΤΟΠΟΙΗΣΗ $X=x \rightarrow d_i(x)$

$\alpha_i = P(I) = P(d_i(x) = H_1 ; \text{ΚΑΤΑΝΟΜΗ } p_0)$

$\beta_i = P(II) = P(d_i(x) = H_0 ; \text{ΚΑΤΑΝΟΜΗ } p_1)$

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ

$X \sim \mathcal{N}(\theta; 1)$

$H_0 : \theta = 0$

$H_1 : \theta = 1$

ΑΠΟΦΑΣΗ: $d_{1/2}$

ΑΝ $X \leq 1/2 \Rightarrow H_0$

H_1 ΔΙΑΦΟΡΕΤΙΚΑ

$$\alpha_{1/2} = P(X \geq 1/2; \theta = 0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{1/2}^{\infty} e^{-x^2/2} dx$$

$$= 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{1/2} e^{-x^2/2} dx = 1 - 0,691 = \underline{0,309}$$

$$\beta_{1/2} = P(X \leq 1/2; \theta = 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{1/2} e^{-\frac{(x-1)^2}{2}} dx$$

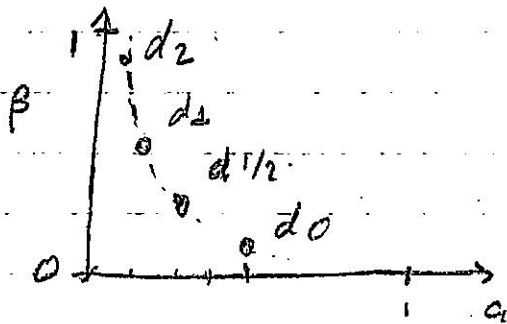
$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-1/2} e^{-x^2/2} dx = \underline{0,308}$$

Απόφαση d_1

$$\alpha_1 = P(X \geq 1; \theta = 0) = 1 - \Phi(1; 0, 1) = \underline{0,159}$$

$$\beta_1 = P(X \leq 1; \theta = 1) = \underline{0,50}$$

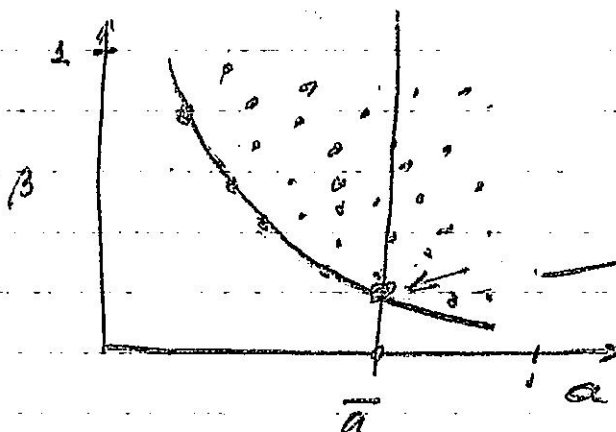
ΜΕΙΩΣΗ α - ΑΥΞΗΣΗ β



$$\alpha_2 = 0,023 \quad \beta_2 = 0,841$$

$$\alpha_0 = 0,500 \quad \beta_0 = 0,159$$

ΓΕΝΙΚΟ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ



NEYMAN-PEARSON
LEMMA

NEYMAN-PEARSON ΛΗΜΜΑ - ΔΙΑΚΡΙΤΗ Τ.Μ.

$X \in \{x_1, \dots, x_n\}$ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΙΣ

$$\begin{cases} P(X = x_i, H_0) = p_i \\ P(X = x_i, H_1) = q_i \end{cases}$$

ΑΠΟΦΑΣΗ: ΑΝ ΔΟΥΜΕ x_i ΕΠΙΛΕΓΟΥΜΕ
 H_0 ΜΕ ΠΙΘΤΑ γ_i (H_1 ΜΕ $1 - \gamma_i$)

ΕΠΙΛΕΓΟΥΜΕ γ_i ΟΣΤΕ ΓΙΑ ΔΕΔΟΜΕΝΟ α
ΕΛΑΧΙΣΤΟ β

$$\alpha = P(I) = \sum_{j=1}^n (1 - \gamma_j) p_j$$

$$\beta = P(II) = \sum_{j=1}^n \gamma_j q_j$$

ΑΡΑ

$$\min \sum_{j=1}^n \gamma_j q_j$$

$$\text{ΟΣΤΕ} \quad \sum_{j=1}^n (1 - \gamma_j) p_j \leq \alpha_0$$

$$0 \leq \gamma_j \leq 1$$

ΓΡΑΜΜΙΚΟΣ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΙΣΜΟΣ!

ΜΕ ΔΥΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΥΠΑΡΧΕΙ $\lambda > 0$

ΟΣΤΕ ΤΟ ΒΕΒΑΙΣΤΟ γ_j^* ΙΚΑΝΟΠΟΙΕΙ

$$\gamma_j^* = 1 \rightarrow p_j / q_j > 1/\lambda$$

$$\gamma_j^* = 0 \rightarrow p_j / q_j < 1/\lambda$$

$$\text{ΕΝΔΕ} \quad \text{ΑΝ} \quad 0 < \gamma_j^* < 1 \quad p_j / q_j = 1/\lambda$$

p_j / q_j LIKELIHOOD RATIO
ΠΟΣΟΣΤΟ ΠΙΘΑΝΟΘΕΩΡΕΙΑΣ

ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΣΕ EXCEL

- ΣΧΕΣΗ ΜΕ ΠΡΟΒΛΗΜΑ ΕΑΚΚΙΔΙΟΥ

$$\max \sum p_j y_j$$

$$\sum p_j y_j \geq 1 - \alpha_0$$

$y_j \in \{0, 1\}$ ← NP COMPLETE
 ΠΡΟΒΛΗΜΑ
 ΑΚΕΡΑΙΟΣ ΠΡΟΓ/ΣΜΟΣ

ΣΕ ΣΥΝΕΧΕΙΣ ΜΕΤΑΒΑΝΤΕΣ NEYMAN-PEARSON

- \tilde{X} : ΣΥΝΕΧΗΣ Τ.Μ. ΜΕ ΚΑΤΑΝΟΜΗ $P(x; \theta)$
- ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΣ

ΔΗΛΑΔΗ ΑΝ $H_0: \theta = \theta_0$

$$P(x_0 \leq X \leq x_0 + \Delta x) = p(x; \theta_0) \Delta x$$

- ΕΣΤΟ ΟΤΙ ΘΕΛΟΥΜΕ ΝΑ ΑΠΟΦΑΣΙΣΟΥΜΕ
 ΟΣΤΕ $\alpha \leq \alpha_0$ ΚΑΙ β ΕΝΑΧΙΣΤΟ

- ΤΟΤΕ ΕΠΙΝΕΛΟΥΜΕ H_0 ΑΝ

$$\frac{p(x; \theta_0)}{p(x; \theta_1)} \geq \lambda$$

ΜΕ λ ΕΣΤΑΘΕΡΑ ΤΕΤΟΙΑ ΟΣΤΕ ΤΟ
 $\alpha(\lambda) \leq \alpha_0$.

ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΣΤΟ ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ ΜΕ ΤΗΝ ΚΑΝΟΝΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ: ΠΑΡΕΠΕΙ

$$\exp(-x^2/2) / \exp(-(\frac{x-\mu}{\sigma})^2) \geq \lambda$$

- ΠΟΥ ΣΥΝΕΠΑΓΕΤΑΙ $X \leq \mu(1)$
- ΤΟ μ ΙΚΑΝΟΠΟΙΕΙ $a \leq a_0$ ΚΑΙ

$$a = P(X > \mu; \theta = a) = 1 - P(X < \mu; \theta = 0)$$

π.χ. αν $a_0 = 10\%$ $\mu = 1.284$ (> 1)

ΤΟΤΕ ΤΟ β ΕΙΝΑΙ 0.900 (!!)

ΠΡΟΣΟΧΗ ΤΟ ΙΑΙΟ ΙΣΧΥΕΙ ΓΙΑ ΟΠΟΙΑΔΗΠΟΤΕ θ , ΣΤΗΝ H_1 ΕΡΕΣΩΝ

$$\exp(-x^2/2) / \exp(-(\frac{x-\theta_1}{\sigma})^2) \geq \lambda$$

ΣΥΝΕΠΑΓΕΤΑΙ $X \leq \mu(\theta_1)$

ΟΜΩΣ Η ΤΙΜΗ ΤΟΥ $\mu(\theta_1)$ ΠΡΟΣΔΙΟΡΙΖΕΤΑΙ ΧΩΡΙΣ ΝΑ ΠΗΘΕΙ ΥΠΟΨΗ Η ΤΙΜΗ ΤΟΥ θ_1 .

- ΑΡΑ Ο ΕΛΕΓΧΟΣ ΕΙΝΑΙ ΙΣΧΥΡΟΤΕΡΟΣ ΩΣ ΠΡΟΣ ΤΗ ΣΥΝΟΨΗ $H_1 = \{ \theta > \theta_0 \}$