



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΠΑΤΡΩΝ
UNIVERSITY OF PATRAS

ΑΝΟΙΚΤΑ ακαδημαϊκά
μαθήματα ΠΠ

ΕΦΑΡΜΟΓΕΣ ΤΗΣ ΨΗΦΙΑΚΗΣ ΕΠΕΞΕΡΓΑΣΙΑΣ ΣΗΜΑΤΩΝ

© Έλεγχος Υποθέσεων

Εμμανουήλ Ζ. Ψαράκης
Πολυτεχνική Σχολή
Τμήμα Μηχανικών Η/Υ & Πληροφορικής

Έλεγχος Υποθέσεων

Ανταγωνιστικές Υποθέσεις

$$\mathcal{H}_0 : X \sim \mathcal{N}(0,1) \text{ (ή } \mu = 0 \text{)}$$

$$\mathcal{H}_1 : X \sim \mathcal{N}(1,1) \text{ (ή } \mu = 1 \text{)}.$$

Ένα Παράδειγμα: Το πρόβλημα της ανίχνευσης στην ΨΕΣ

$$\mathcal{H}_0 : x[0] = w[0]$$

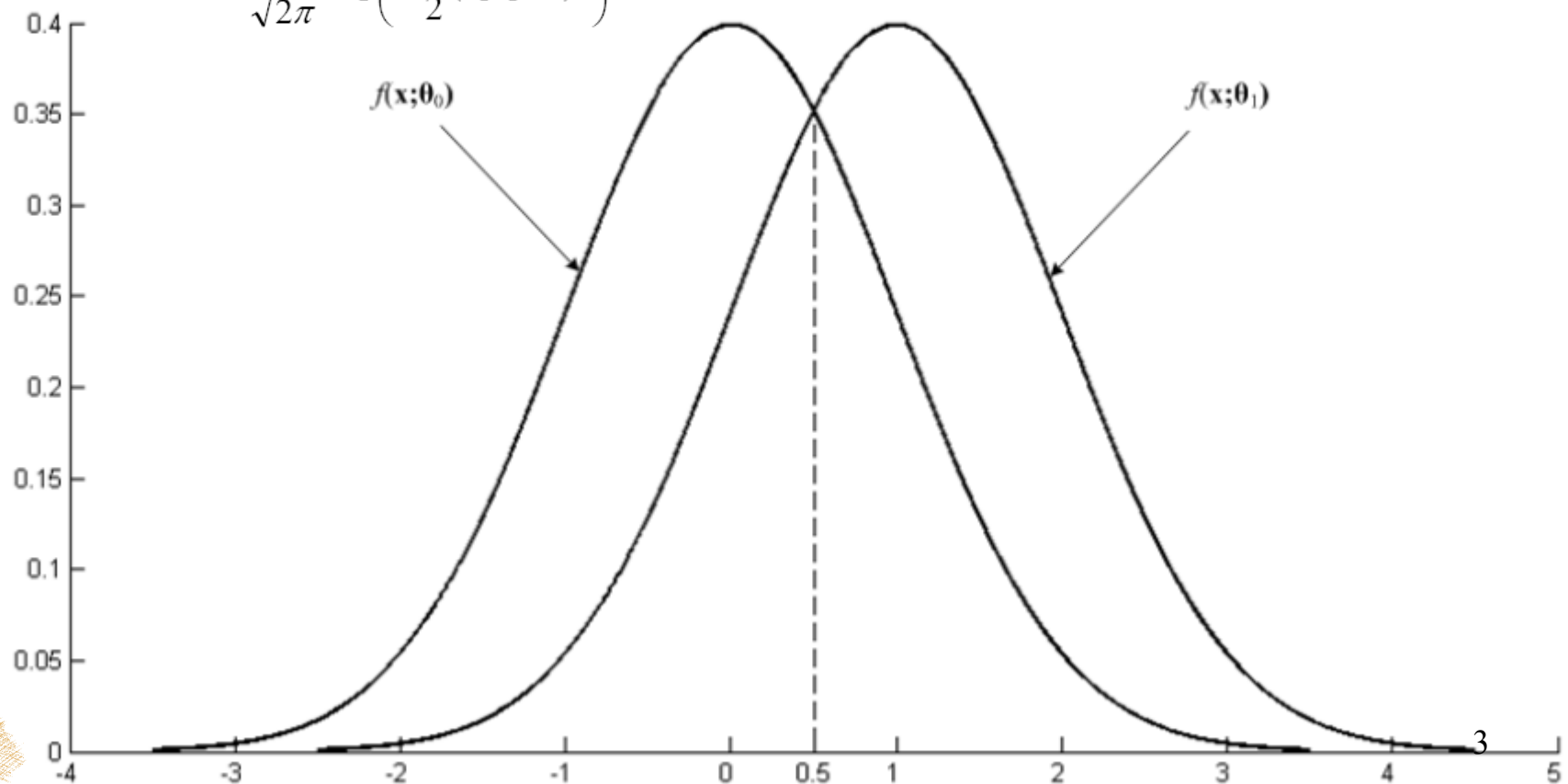
$$\mathcal{H}_1 : x[0] = s[0] + w[0]$$



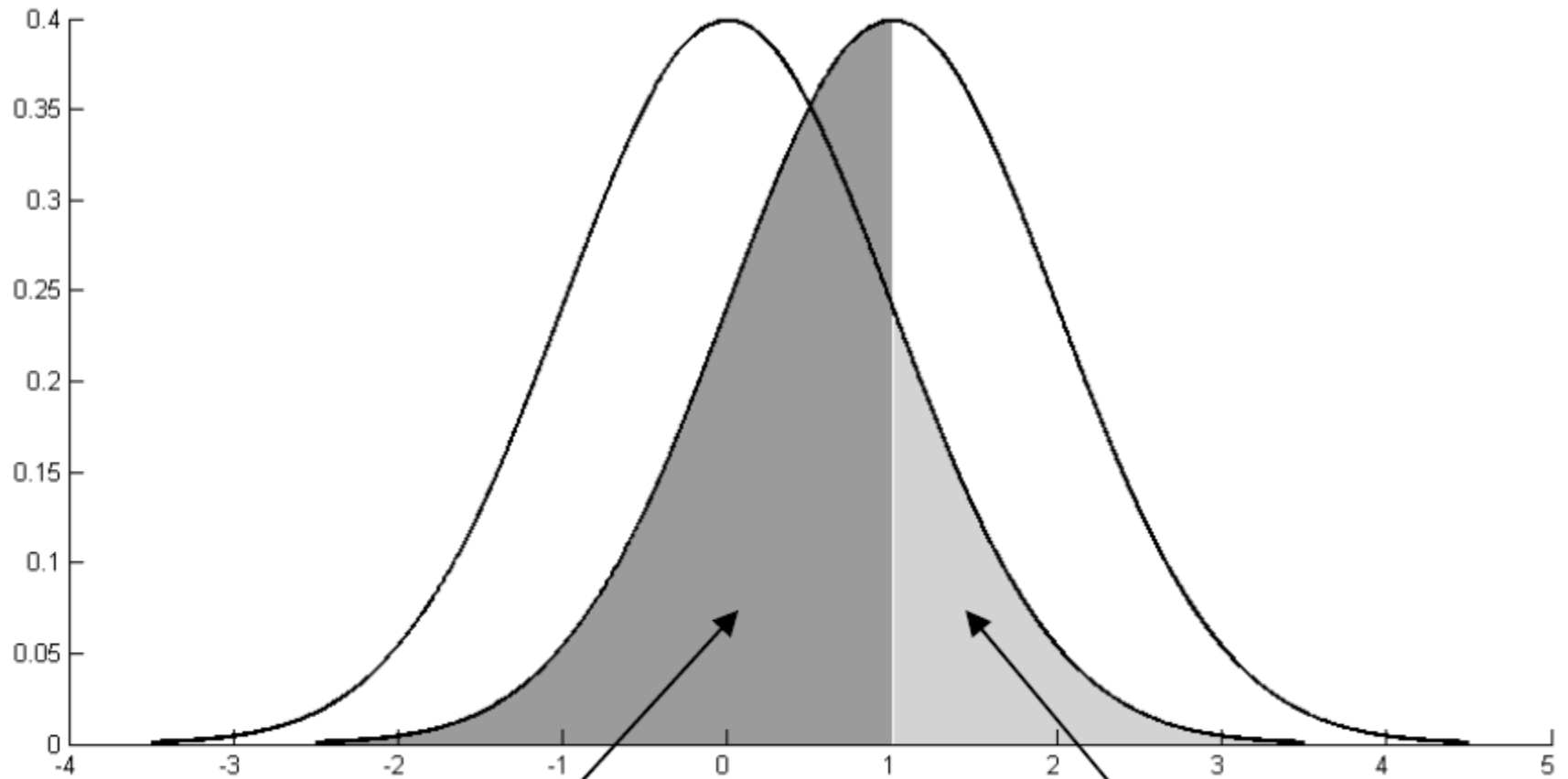
Έλεγχος Υποθέσεων

$$f(x; \theta_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x[0])^2\right)$$

$$f(x; \theta_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x[0] - 1)^2\right)$$



Έλεγχος Υποθέσεων



Σφάλμα Τύπου II, $P(\{O_0 | \mathcal{H}_1\})$

Σφάλμα Τύπου I, $P(\{O_1 | \mathcal{H}_0\})$



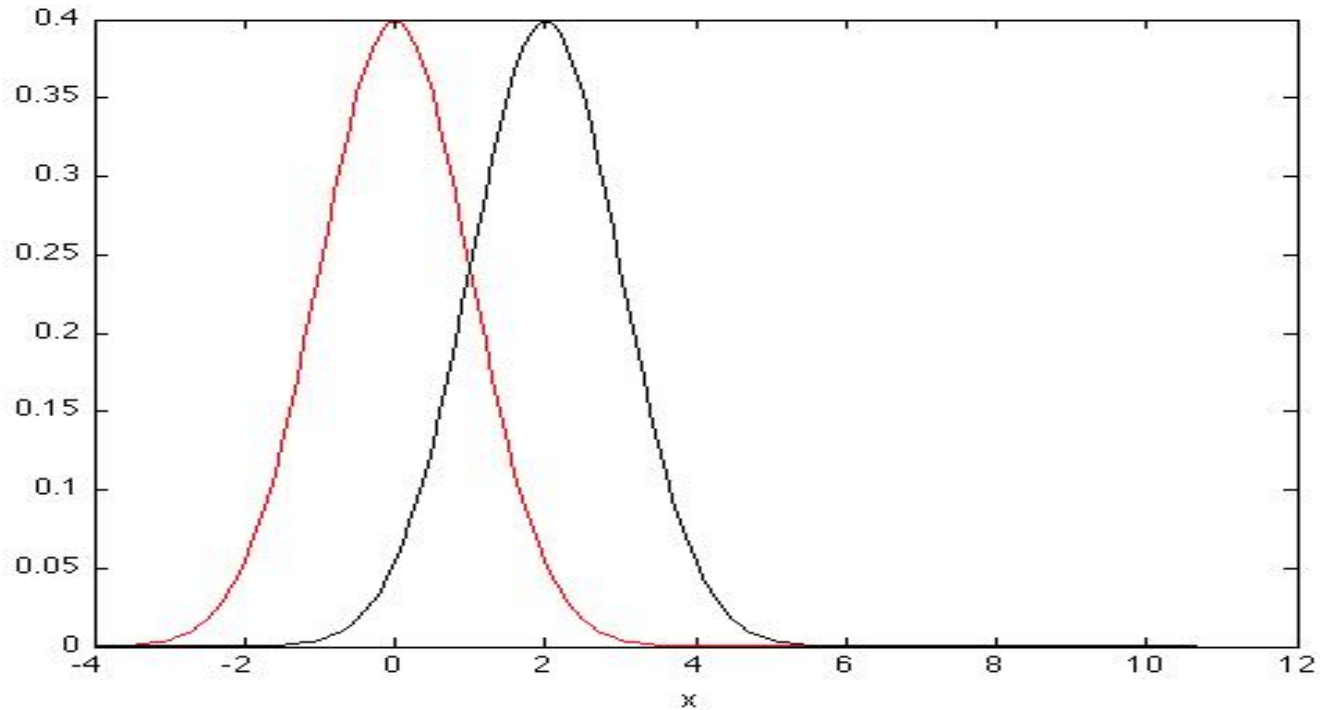
Αποφάσισε \mathcal{H}_0



Αποφάσισε \mathcal{H}_1

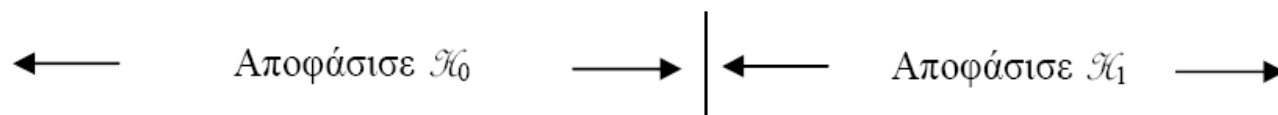


Έλεγχος Υποθέσεων

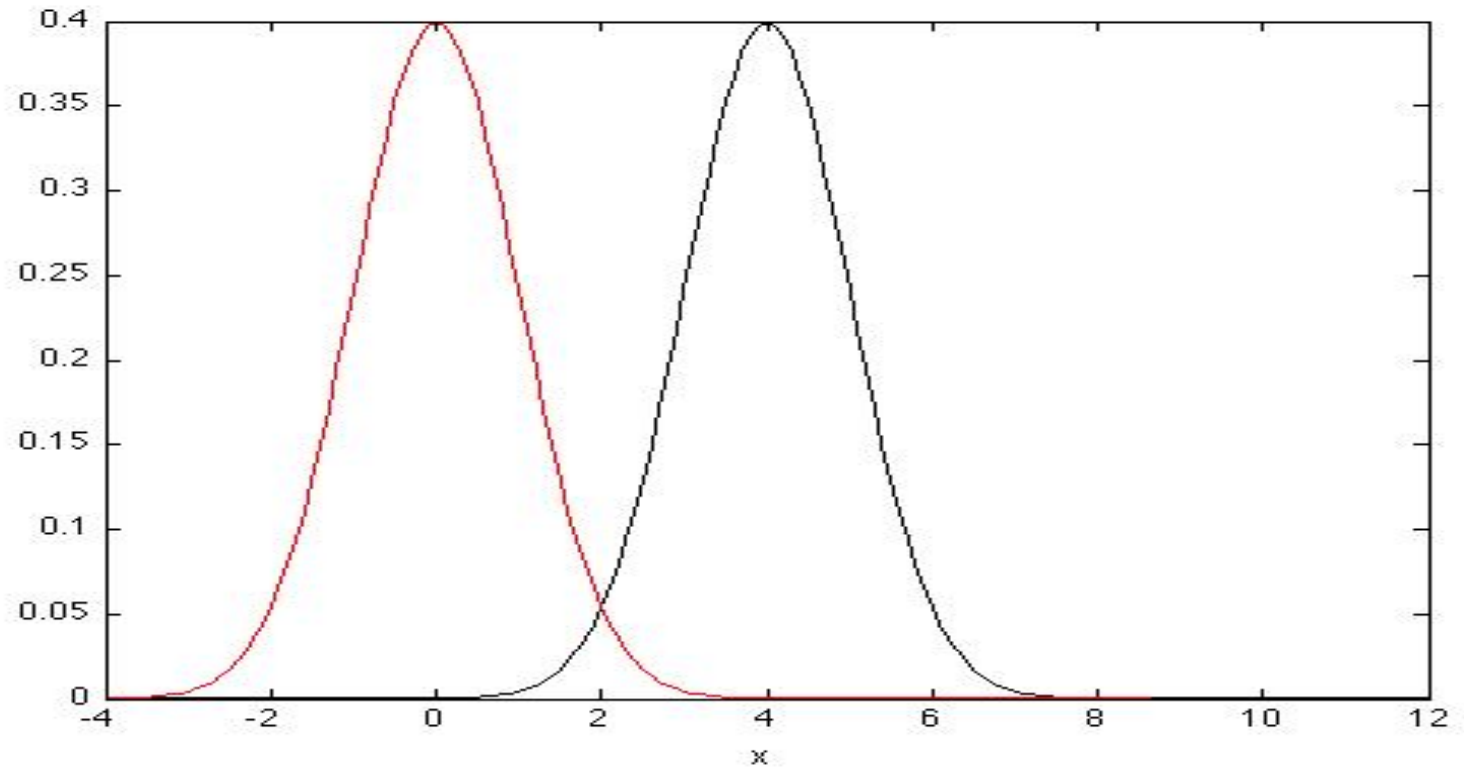


Σφάλμα Τύπου II, $P(\{C_0 | \mathcal{H}_1\})$

Σφάλμα Τύπου I, $P(\{C_1 | \mathcal{H}_0\})$



Έλεγχος Υποθέσεων

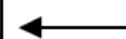


Σφάλμα Τύπου II, $P(\{\mathcal{O}_0 | \mathcal{H}_1\})$

Σφάλμα Τύπου I, $P(\{\mathcal{O}_1 | \mathcal{H}_0\})$



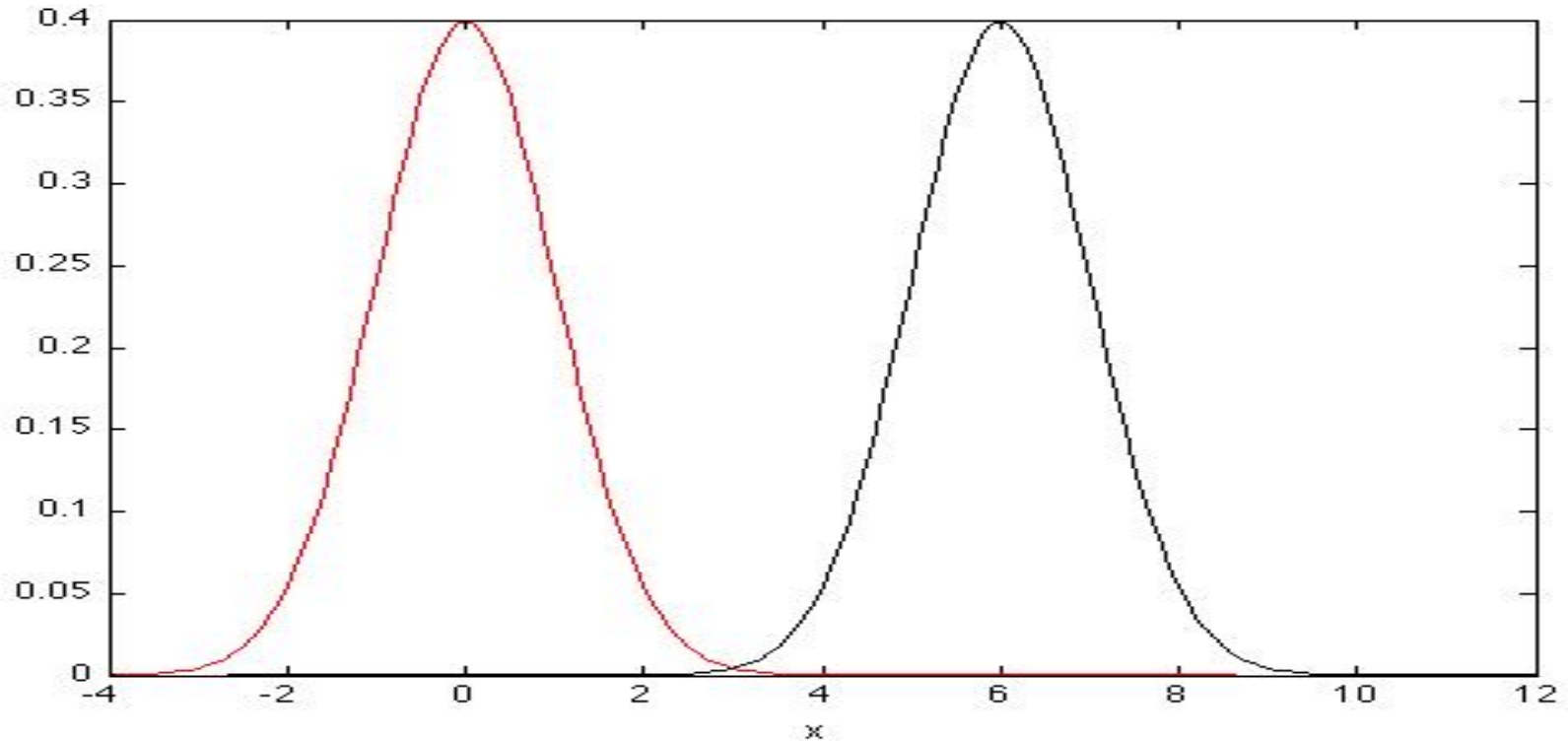
Αποφάσισε \mathcal{H}_0



Αποφάσισε \mathcal{H}_1



Έλεγχος Υποθέσεων

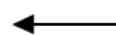


Σφάλμα Τύπου II, $P(\{\mathcal{O}_0 | \mathcal{H}_1\})$

Σφάλμα Τύπου I, $P(\{\mathcal{O}_1 | \mathcal{H}_0\})$



Αποφάσισε \mathcal{H}_0



Αποφάσισε \mathcal{H}_1



Έλεγχος Υποθέσεων

To test:

$$\frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x[0]-1)^2\right)}{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x[0])^2\right)} > \lambda$$

ή ισοδύναμα: $x[0] > \ln(\lambda) + \frac{1}{2}$.

με $T = \ln(\lambda) + 1/2$ **και**

$$\int_T^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) dt = Q(T) = 0.15$$



Έλεγχος Υποθέσεων

Παραμετρικός Χώρος-Απλές Υποθέσεις

Θα ξεκινήσουμε υποθέτοντας ότι τα υποσύνολα του παραμετρικού χώρου Ω , Ω_0 και Ω_1 , είναι μονοσύνολα. Δηλαδή $\Omega_0 = \{\theta_0\}$ και $\Omega_1 = \{\theta_1\}$. Στην περίπτωση αυτή οι υποθέσεις που ορίστηκαν στη Σχέση (1) ονομάζονται απλές.

$$\mathcal{H}_0: \theta \in \Omega_0 \subseteq \Omega$$

$$\mathcal{H}_1: \theta \in \Omega_1 \subseteq \Omega.$$

$$\mathcal{H}_0: \mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}; \theta_0) \quad (\text{ή } \theta = \theta_0)$$

$$\mathcal{H}_1: \mathbf{X} \sim f(\mathbf{x}; \theta_1) \quad (\text{ή } \theta = \theta_1)$$



Έλεγχος Υποθέσεων

Γεγονότα:

$\{\mathcal{O}_0 \& \mathcal{H}_0\}$: Σωστή Απόφαση

$\{\mathcal{O}_1 \& \mathcal{H}_0\}$: Λάθος Απόφαση

$\{\mathcal{O}_1 \& \mathcal{H}_1\}$: Σωστή Απόφαση

$\{\mathcal{O}_0 \& \mathcal{H}_1\}$: Λάθος Απόφαση.

Συνάρτηση Διακυνδίνευσης: $R(\delta) = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 L_{ij} P(\{\mathcal{O}_i \& \mathcal{H}_j\})$.

όπου $P(\{\mathcal{O}_i \& \mathcal{H}_j\}) = P(\{\mathcal{O}_i | \mathcal{H}_j\}) P(\mathcal{H}_j)$

Πώς μπορούμε να συνεχίσουμε;



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Bayes

Συνάρτηση Διακυνδίνευσης:

$$\begin{aligned} R(\delta) &= \int \delta_0(\mathbf{x}) [L_{00} P(\mathcal{K}_0) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_0) + L_{01} P(\mathcal{K}_1) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_1)] d\mathbf{x} \\ &\quad + \int \delta_1(\mathbf{x}) [L_{10} P(\mathcal{K}_0) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_0) + L_{11} P(\mathcal{K}_1) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_1)] d\mathbf{x} \\ &= \int (\delta_0(\mathbf{x}) c_0(\mathbf{x}) + \delta_1(\mathbf{x}) c_1(\mathbf{x})) d\mathbf{x} \end{aligned}$$

όπου

$$c_0(\mathbf{x}) = L_{00} P(\mathcal{K}_0) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_0) + L_{01} P(\mathcal{K}_1) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_1)$$

$$c_1(\mathbf{x}) = L_{10} P(\mathcal{K}_0) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_0) + L_{11} P(\mathcal{K}_1) f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\theta}_1).$$



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Bayes

Συνάρτηση Διακυνδίνευσης:

$$\begin{aligned} R(\delta) &= \int (\delta_0(\mathbf{x}) c_0(\mathbf{x}) + \delta_1(\mathbf{x}) c_1(\mathbf{x})) d\mathbf{x} \\ &\geq \int \min_{i=0,1} c_i(\mathbf{x}) (\delta_0(\mathbf{x}) + \delta_1(\mathbf{x})) d\mathbf{x} \\ &= \int \min_{i=0,1} c_i(\mathbf{x}) d\mathbf{x}. \end{aligned}$$

Ορίζουμε τώρα τα ακόλουθα σύνολα του παραμετρικού χώρου

$$\mathfrak{S}_0 = \{ \mathbf{x} \in \mathcal{R}^N : c_0(\mathbf{x}) < c_1(\mathbf{x}) \}$$

$$\mathfrak{S}_1 = \{ \mathbf{x} \in \mathcal{R}^N : c_0(\mathbf{x}) > c_1(\mathbf{x}) \}$$

$$\mathfrak{S}_{01} = \{ \mathbf{x} \in \mathcal{R}^N : c_0(\mathbf{x}) = c_1(\mathbf{x}) \}.$$



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Bayes

Συνάρτηση Διακυνδίνευσης:

$$\begin{aligned} R(\delta) &\geq \int \min_{i=0,1} c_i(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \\ &= \int_{S_0} c_0(\mathbf{x}) d\mathbf{x} + \int_{S_1} c_1(\mathbf{x}) d\mathbf{x} + \int_{S_{01}} (\gamma_0 c_0(\mathbf{x}) + \gamma_1 c_1(\mathbf{x})) d\mathbf{x} \\ &= \int (c_0(\mathbf{x})(\mathbf{1}_{S_0}(\mathbf{x}) + \gamma_0(\mathbf{x})\mathbf{1}_{S_{01}}(\mathbf{x})) d\mathbf{x} + \int (c_1(\mathbf{x})(\mathbf{1}_{S_1}(\mathbf{x}) + \gamma_1(\mathbf{x})\mathbf{1}_{S_{01}}(\mathbf{x})) d\mathbf{x}, \end{aligned}$$

με $\gamma_0(\mathbf{x}) + \gamma_1(\mathbf{x}) = 1$.

Ορίζουμε τις δ_i $\delta_i(\mathbf{x}) = \mathbf{1}_{S_i}(\mathbf{x}) + \gamma_i(\mathbf{x})\mathbf{1}_{S_{01}}(\mathbf{x}), i=0, 1$.



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Bayes

και καταλήγουμε στο ακόλουθο βέλτιστο test

$$\mathcal{H}_1 \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) > \frac{(L_{10} - L_{11})}{(L_{01} - L_{00})} (P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1))$$

$$\mathcal{H}_1 \quad \text{με πιθανότητα } \gamma_1(\mathbf{x}) \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) = \frac{(L_{10} - L_{11})}{(L_{01} - L_{00})} (P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1))$$

$$\mathcal{H}_0 \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) < \frac{(L_{10} - L_{11})}{(L_{01} - L_{00})} (P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1))$$

$$\mathcal{H}_0 \quad \text{με πιθανότητα } \gamma_0(\mathbf{x}) \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) = \frac{(L_{10} - L_{11})}{(L_{01} - L_{00})} (P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1)),$$

όπου $\mathcal{L}(\mathbf{x})$ ο λόγος πιθανοφάνειας,

$$\mathcal{L}(\mathbf{x}) = f(\mathbf{x}; \theta_1) / f(\mathbf{x}; \theta_0).$$



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Bayes

Ειδική , αλλά πολύ χρήσιμη περίπτωση: $L_{00} = L_{11} = 0$ και $L_{01} = L_{10} = 1$

Συνάρτηση Διακυνδίνευσης: $R(\delta) = P(\{\mathcal{C}_0 \& \mathcal{H}_1\}) + P(\{\mathcal{C}_1 \& \mathcal{H}_0\})$,

Βέλτιστο test:

\mathcal{H}_1 όταν $\mathcal{L}(\mathbf{x}) > P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1)$

\mathcal{H}_1 με πιθανότητα $\gamma_1(\mathbf{x})$ όταν $\mathcal{L}(\mathbf{x}) = P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1)$

\mathcal{H}_0 όταν $\mathcal{L}(\mathbf{x}) < P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1)$

\mathcal{H}_0 με πιθανότητα $\gamma_0(\mathbf{x})$ όταν $\mathcal{L}(\mathbf{x}) = P(\mathcal{H}_0) / P(\mathcal{H}_1)$.



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Bayes

Ετεροβαρείς (μη συμμετρικές υποθέσεις)

Πιθανότητα Ανίχνευσης (Detection):

$$P_{\mathcal{D}} = P(\{\mathcal{O}_1 | \mathcal{K}_1\})$$

Πιθανότητα Λανθασμένου Συναγερμού (False Alarm):

$$P_{\mathcal{FA}} = P(\{\mathcal{O}_1 | \mathcal{K}_0\})$$

Πιθανότητα Απώλειας (Miss):

$$P_{\mathcal{M}} = P(\{\mathcal{O}_0 | \mathcal{K}_1\}),$$

Πρόβλημα Βελτιστοποίησης:

$$\max_{\delta} P_{\mathcal{D}}$$

με περιορισμό

$$P_{\mathcal{FA}} \leq \alpha,$$



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Neyman Pearson

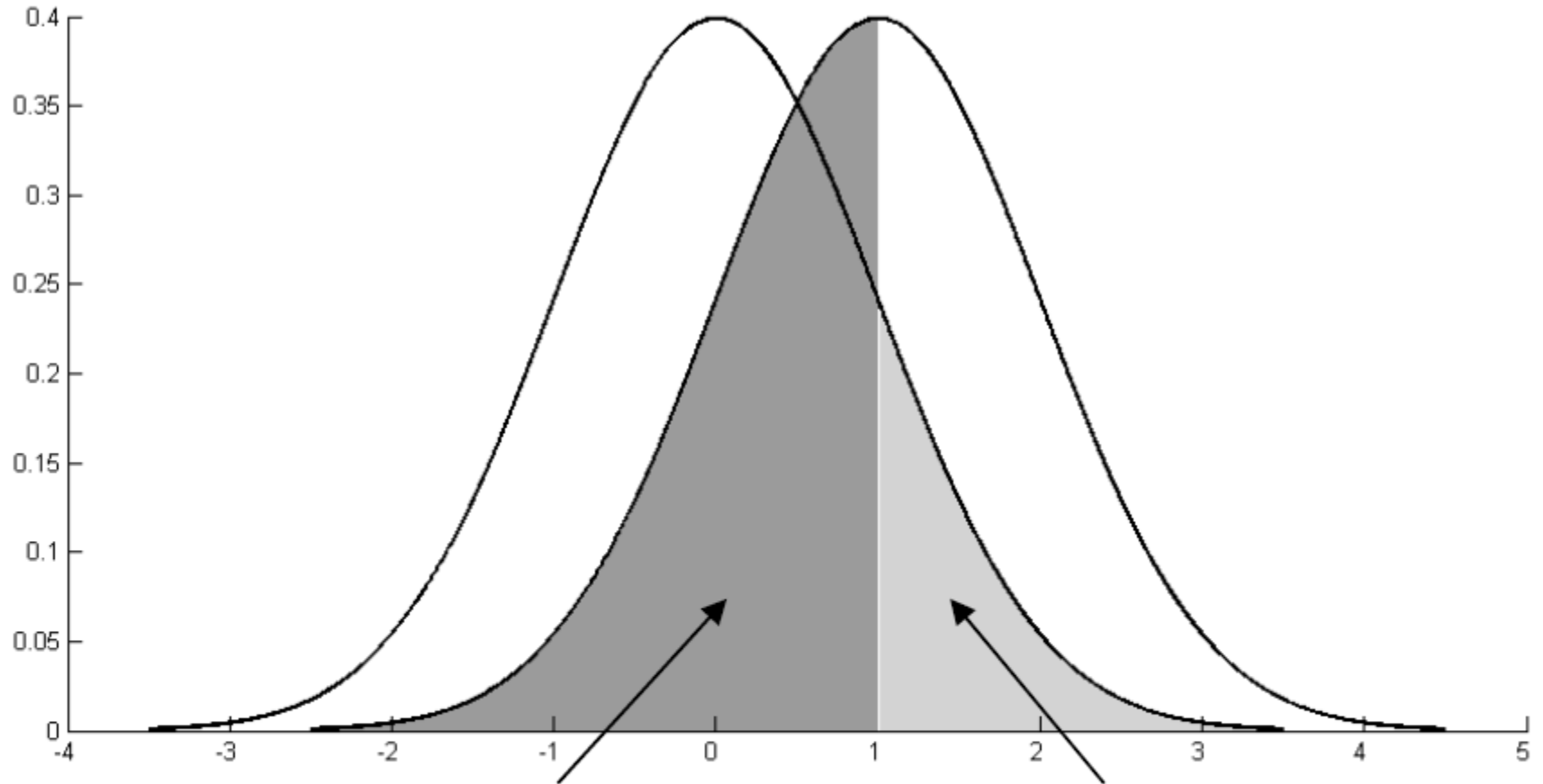
Συνάρτηση Κόστους: $P_{\mathfrak{D}}(\delta) = P(\{\mathcal{O}_0 | \mathcal{K}_1\}) = \int \delta_0(\mathbf{x})f(\mathbf{x};\theta_1)d\mathbf{x}$ (Σφάλμα Τύπου I)

Συνθήκη: $P_{\mathfrak{D}}(\delta) = P(\{\mathcal{O}_1 | \mathcal{K}_0\}) = \int \delta_1(\mathbf{x})f(\mathbf{x};\theta_0)d\mathbf{x}$ (Σφάλμα Τύπου II)

Επαυξημένη Συνάρτηση κόστους: $P(\delta) = \int \delta_1(\mathbf{x})f(\mathbf{x};\theta_1)d\mathbf{x} - \lambda \int \delta_1(\mathbf{x})f(\mathbf{x};\theta_0)d\mathbf{x}$,



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Neyman Pearson

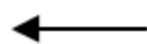


Σφάλμα Τύπου II, $P(\{O_0 | \mathcal{H}_1\})$

Σφάλμα Τύπου I, $P(\{O_1 | \mathcal{H}_0\})$



Αποφάσισε \mathcal{H}_0



Αποφάσισε \mathcal{H}_1



Έλεγχος Υποθέσεων κατά Neyman Pearson

Ορίζουμε τώρα τα ακόλουθα σύνολα του παραμετρικού χώρου

$$\mathcal{S}_0 = \{ \mathbf{x} \in \mathcal{R}^N : \mathcal{L}(\mathbf{x}) < \lambda \}$$

$$\mathcal{S}_1 = \{ \mathbf{x} \in \mathcal{R}^N : \mathcal{L}(\mathbf{x}) > \lambda \}$$

$$\mathcal{S}_{01} = \{ \mathbf{x} \in \mathcal{R}^N : \mathcal{L}(\mathbf{x}) = \lambda \},$$

και καταλήγουμε στο ακόλουθο βέλτιστο test:

$$\mathcal{H}_1 \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) > \lambda$$

$$\mathcal{H}_1 \quad \text{με πιθανότητα } \gamma_1(\mathbf{x}) \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) = \lambda$$

$$\mathcal{H}_0 \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) < \lambda$$

$$\mathcal{H}_0 \quad \text{με πιθανότητα } \gamma_0(\mathbf{x}) \quad \text{όταν } \mathcal{L}(\mathbf{x}) = \lambda$$

Έλεγχος Υποθέσεων κατά Neyman Pearson

Συνέχεια του παραδείγματος...

To test:
$$\frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x[0]-1)^2\right)}{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x[0])^2\right)} > \lambda$$

ή ισοδύναμα: $x[0] > \ln(\lambda) + \frac{1}{2}.$

με $T = \ln(\lambda) + 1/2$ **και**

$$\int_T^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) dt = Q(T) = 0.15$$