

ΘΕΜΑ 3 - 2019-2020

Δίνονται $D_1 = \{0, 1.8, 2, -2.6, 7, 8, 9, 11\}$, $D_2 = \{2.9, 4.7, 5.5, 6.9\}$

και $p(x|w_1) = w_{11} N(x|\mu_{11}, 1) + w_{12} N(x|\mu_{12}, 1)$, $p(x|w_2) = N(x|\mu_2, 1)$

(α) Για την w_2 , ο M.L. δίνει:

$$L(D_2|\theta) = L(D_2|\mu_2) = \prod_{i=1}^{|D_2|} N(x_i|\mu_2, 1) \Rightarrow \ell = \sum_{i=1}^{|D_2|} \ln N(x_i|\mu_2, 1) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \ell = -\frac{|D_2|}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{|D_2|} (x_i - \mu_2)^2 = -2 \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 (x_i - \mu_2)^2$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \mu_2} = 0 \Rightarrow \sum_i (x_i - \mu_2) = 0 \Rightarrow \sum_i x_i - 4\mu_2 = 0 \Rightarrow \mu_2 = \frac{1}{4} \sum_i x_i \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \mu_2 = \frac{1}{4} (2.9 + 4.7 + 5.5 + 6.9) = \frac{1}{4} \cdot 20 \Rightarrow \mu_2 = 5$$

Η w_1 αφορά δείγματα που έχουν ληφθεί από ένα μίγμα 2 κανονικών κατανομών. Η πληροφορία ως προς από ποια κανονική έχει προκύψει κάθε x του D_1 δεν είναι διαθέσιμη. Δηλαδή, υπάρχει για κάθε $x_i \in D_1$ μια latent variable z_i τέτοια, ώστε

$$z_i = \begin{cases} 0, & \text{εάν το } x_i \text{ προέρχεται από την } N(\mu_{11}, 1) \\ 1, & \text{εάν το } x_i \text{ προέρχεται από την } N(\mu_{12}, 1) \end{cases}$$

Το ότι αφορά την posterior κατανομή των z_i , ισχύει

$$p(z_i = k | x_i) = \frac{p(x_i | z_i = k) \cdot p(z_i = k)}{p(x_i)}, \quad k = 1, 2$$

Όπως $p(z_i = k) = w_{1k}$, $p(x_i | z_i = k) = N(x_i | \mu_{1k}, 1)$ και $p(x_i) = p(x_i | w_1)$

Έτσι, προκύπτει

$$p(z_i = k | x_i) = \frac{w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1)}{\sum_k w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1)} =: \delta_{z_i}(k)$$

Η συνάρτηση πιθανότητας για τον $p(x|w_i)$ είναι:

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^{|D|} p(x_i | w_i) \Rightarrow \ell = \sum_{i=1}^{|D|} \ln p(x_i | w_i) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \ell = \sum_i \ln \sum_k w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1), \text{ με παραβέζους } \theta = (\mu_{11}, \mu_{12}, w_{11}, w_{12})$$

$$\partial \ell / \partial \mu_{12} = 0 \Rightarrow \sum_i \frac{1}{\sum_k w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1)} \cdot w_{i2} \cdot N(x_i | \mu_{12}, 1) \cdot (-x_i + \mu_{12}) = 0$$

$$\Rightarrow \sum_i \frac{w_{i2} N(x_i | \mu_{12}, 1)}{\sum_k w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1)} \cdot (x_i - \mu_{12}) = 0 \Rightarrow \sum_i \delta_{z_i}(2) (x_i - \mu_{12}) = 0 \quad (I)$$

Σε ό,τι αφορά τις w_{11}, w_{12} , δεν αρκεί να θέσει κανείς $\partial \ell / \partial w_{12} = 0$, καθώς αυτές υπόκεινται στον επιπλέον περιορισμό $\sum_k w_{ik} = 1$. Ως εκ τούτου, θα πρέπει $\partial \ell' / \partial w_{12} = 0$, όπου

$$\ell' = \ell - \lambda \left(\sum_k w_{ik} - 1 \right), \text{ με } \partial \ell' / \partial \lambda = 0. \text{ Προκύπτει:}$$

$$\frac{\partial \ell'}{\partial w_{12}} = 0 \Rightarrow \sum_i \frac{N(x_i | \mu_{12}, 1)}{\sum_k w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1)} - \lambda = 0 \Rightarrow$$

$$\frac{1}{w_{12}} \sum_i \frac{w_{i2} N(x_i | \mu_{12}, 1)}{\sum_k w_{ik} N(x_i | \mu_{ik}, 1)} = \lambda \Rightarrow w_{12} = \frac{1}{\lambda} \sum_i \delta_{z_i}(2)$$

Όπως, $\sum_k w_{ik} = 1 \Rightarrow \frac{1}{\lambda} \sum_k \sum_i \gamma_{Z_i}(k) = 1 \Rightarrow$

$\sum_i \sum_k \gamma(Z_i=k|x_i) = \lambda \Rightarrow \sum_i 1 = \lambda \Rightarrow |D_1| = \lambda$, άρα τελικά

$w_{iq} = \frac{1}{|D_1|} \sum_i \gamma_{Z_i}(q) \quad (II)$

Οι λύσεις των (I) και (II) αποτελούν τα M.L. estimates. Το πρόβλημα που δημιουργείται είναι πως οι εξ. (I) και (II) δεν είναι σε κλειστή μορφή, αφού οι παράμετροι γ εξαρτώνται από τις θ . Αυτό σημαίνει πως ο βέλτος τρόπος να λυθεί το πρόβλημα είναι μέσω Ε.Μ. Παρ' όλα αυτά, μπορούμε να κάνουμε ένα iteration και να το βελτιώσουμε «από πάνω» στο επόμενο (α). Παρατηρώντας ότι τα στοιχεία του D_1 μπορούν να χωριστούν σε

$\{0, 1.8, 2, -2.6\} \rightsquigarrow k=1 \quad \{7, 8, 9, 11\} \rightarrow k=2,$

όταν ουσία, εκφράζουμε ως τιμές των Z_i ως

$Z_i = \begin{cases} 0, & i=1, \dots, 4 \\ 1, & i=5, \dots, 8 \end{cases}, \text{ οπότε}$

$\gamma_{Z_i}(1) = \begin{cases} 1, & i=1, \dots, 4 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases} \text{ και } \gamma_{Z_i}(2) = \begin{cases} 0, & i=1, \dots, 4 \\ 1, & \text{αλλιώς} \end{cases}$

Βάσει αυτών των εκφράσεων, η (II) δίνει:

$w_{11} = \frac{1}{8} \cdot [4 \cdot 0 + 4 \cdot 1] = 1/2, \quad w_{12} = \frac{1}{8} \cdot [4 \cdot 0 + 4 \cdot 1] = 1/2, \text{ ενώ}$

n (I) δίνει:

$$\sum_i f_{2i}(q) x_i = \sum_i f_{2i}(q) \mu_{1q} \Rightarrow \mu_{1q} = \frac{\sum_i f_{2i}(q) x_i}{\sum_i f_{2i}(q)}$$

οπότε $\mu_{11} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + x_4}{4} \Rightarrow \mu_{11} = 0.3$ και

$$\mu_{12} = \frac{x_5 + x_6 + x_7 + x_8}{4} \Rightarrow \mu_{12} = 8.75$$

Τελικά, οι εκτιμήσεις είναι

$$p(x|\omega_2) = N(x|5, 1) \text{ και}$$

$$p(x|\omega_1) = \frac{1}{2} [N(x|0.3, 1) + N(x|8.75, 1)].$$

Αυτά τα ορίγια και εφόσον πρόκειται για επώδυνο (α).

(β) Ισχύει $p(\omega_1) = \frac{|D_1|}{|D_1| + |D_2|} = \frac{8}{12} \Rightarrow p(\omega_1) = \frac{2}{3}$

και $p(\omega_2) = \frac{|D_2|}{|D_1| + |D_2|} = \frac{4}{12} \Rightarrow p(\omega_2) = \frac{1}{3}$

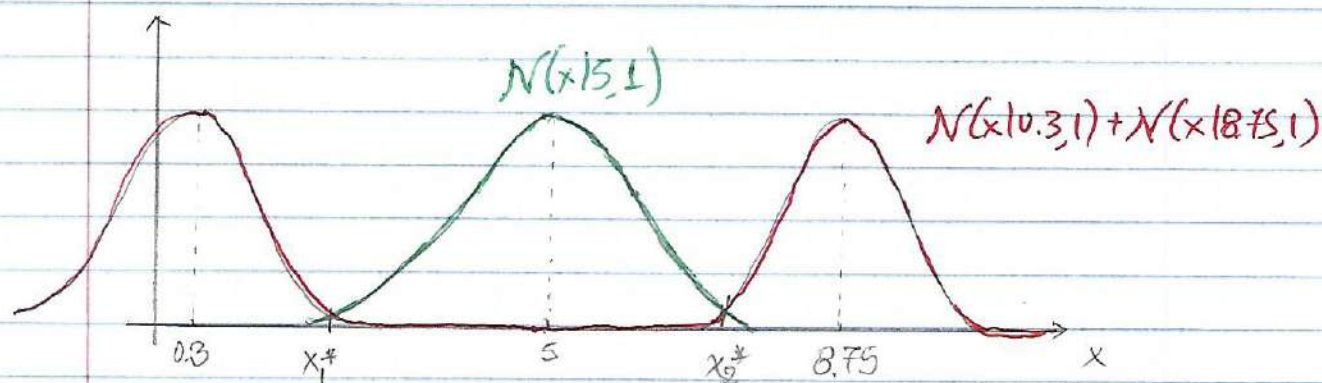
Ο κανόνας απόφασης Bayes προκύπτει ως λύση της

$$p(\omega_1) p(x|\omega_1) = p(\omega_2) p(x|\omega_2) \Rightarrow$$

$$\frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} [N(x|0.3, 1) + N(x|8.75, 1)] = \frac{1}{3} \cdot N(x|5, 1) \Rightarrow$$

$$N(x|0.3, 1) + N(x|8.75, 1) = N(x|5, 1) \quad (1)$$

Η εξίσωση (1) οδηγεί στον εντοπισμό των θέσεων x_1^* και x_2^* που φαίνονται στο ακόλουθο σχήμα:



Οι Γκαουσιανές που αντιστοιχούν στο μ_1 είναι πολύ καλά διαχωρισμένες μεταξύ τους. Για παράδειγμα,

Για $x = 0.3 + k \cdot \sigma = 0.3 + k$, ισχύει

$$N(x|0.3,1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} k^2\right] \text{ και}$$

$$N(x|8.75,1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} (k - 8.45)^2\right], \text{ οπότε}$$

$$\begin{aligned} \frac{N(x|0.3,1)}{N(x|8.75,1)} &= \exp\left[-\frac{1}{2} k^2 + \frac{1}{2} k^2 + \frac{8.45^2}{2} - 8.45k\right] = \\ &= \exp[8.45(4.225 - k)] \end{aligned}$$

Το γεγονός αυτό υποδεικνύει πως ακόμα και για 4σ μακριά από τον μ_1 , η συνεισφορά της $N(x|0.3,1)$ στο άθροισμα είναι $\exp(8.45 \cdot 0.225) \approx 6.7$ φορές υψηλότερη από την αντίστοιχη της $N(x|8.75,1)$. Αντίστοιχα αποτελέσματα προκύπτουν και για k σ μακριά από τον μ_2 . Ως εκ τούτου, θα θεωρούσαμε κατά προσέγγιση πως

$$N(x_1^*|0.3,1) + N(x_1^*|8.75,1) = N(x_1^*|5,1) \Leftrightarrow N(x_1^*|0.3,1) = N(x_1^*|5,1)$$

και

$$N(x_2^*|0.3,1) + N(x_2^*|8.75,1) = N(x_2^*|5,1) \Leftrightarrow N(x_2^*|8.75,1) = N(x_2^*|5,1)$$

Εάν η x_1^* προκύψει πιο μακριά από τον μ_1 κατά $>4\sigma = 4$, ή η x_2^* προκύψει πιο μακριά από τον μ_2 κατά $>4\sigma = 4$, τότε η προσέγγισή μας θα είναι προβληματική.

$$\bullet N(x_1^* | 0.3, 1) = N(x_1^* | 5, 1) \Leftrightarrow (x_1^* - 0.3)^2 = (x_1^* - 5)^2 \Leftrightarrow$$

$$|x_1^* - 0.3| = |x_1^* - 5| \Leftrightarrow x_1^* = 2.65$$

$$\bullet N(x_2^* | 8.75, 1) = N(x_2^* | 5, 1) \Leftrightarrow \dots \Leftrightarrow |x_2^* - 8.75| = |x_2^* - 5| \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow x_2^* = 6.875$$

Το x_1^* απέχει μόλις $2\sigma +$ εκα από τον μ_1 και το ίδιο ισχύει και για τον υπολογισμό του x_2^* από τον μ_2 . Το γεγονός αυτό βεβαιώνει πως η προσέγγισή μας είναι παραπάνω από ικανοποιητική, αφού η επίλυση της αβέβαιης εξίσωσης θα διέφευγε τα παραπάνω αποτελέσματα στο 7^ο δεκαδικό ($e^{8.45-2} \approx 9 \cdot 10^7$).

Τελικά, $x_1^* \approx 2.65$ και $x_2^* \approx 6.875$

(γ) $w_1 \rightarrow 0$ $w_2 \rightarrow \bullet$



Οι επιλογές για ερωτήσεις είναι άπειρες. Όμως η εύρεση $x > 2.9$ είναι ισοδύναμη με όλες τις ερωτήσεις $x > x$ για $x \in (2.9, 4.7)$, οπότε όταν πράξη γίνουν 13 «συμβαιδείς» ερωτήσεις. Πρόσθετα, λόγω της συμμετρίας στην κατανομή των δηλώσεων γύρω από την τιμή 5.5 (2 aus w_2 και 4 aus w_1 και από αριστερά και από δεξιά), έχει νόημα να διερευνώνται μονάχα 7 ερωτήσεις:

i) $x > -2.6 - \epsilon$; ii) $x > -2.6$; iii) $x > 0$;

iv) $x > 1.8$; v) $x > 2$; vi) $x > 2.9$; vii) $x > 4.7$;

Προσέχεται να γραχτεί ένα ταξινόμησης που να γενικεύει καλύτερα, μπορούν οι αντίστοιχες ερωτήσεις να αφορούν τα μέσα των υπο-διαμερισμάτων που οριοθετούν τα εσθία και όχι τα όρια τους.

Προφανώς, οι ερωτήσεις είναι: 1) $x > 6.95$ και
2) $x > 2.45$

αλλά οι πράξεις είναι πολλές για να τις κάνουμε αναλυτικά

(δ) Δεδομένου ενός NMR-3 με ολήη θεωρητικά (και όχι φασματικά) θα ισχύει:

