# Αναγνώριση Προτύπων

Ομαδοποίηση - Μοντέλα μειγμάτων



#### Ανδρέας Λ. Συμεωνίδης

Αν. Καθηγητής

Τμήμα Ηλεκτρολόγων Μηχ/κών &

Μηχ/κών Υπολογιστών, Α.Π.Θ.

Email: asymeon@eng.auth.gr



# Διάρθρωση διάλεξης

#### - Μείγμα γκαουσιανών

- Γενική περιγραφή
- Θεωρητική ανάλυση
- Χαρακτηριστικά παραδείγματα

#### - Ο αλγόριθμος Expectation-Maximization

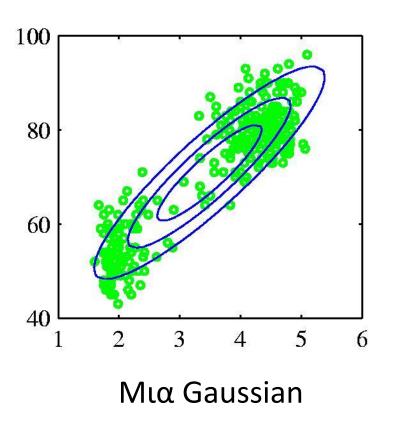
- Γενικές αρχές
- Θεωρητική ανάλυση
- Χαρακτηριστικά παραδείγματα
- Πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα

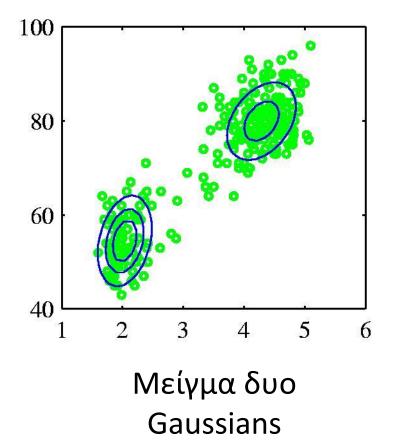




## Μείγμα Gaussians (1)

#### Έστω το παρακάτω σετ



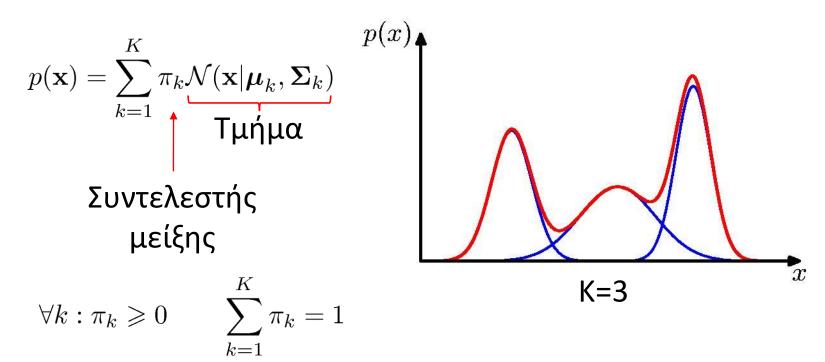






# Μείγμα Gaussians (2)

Συνδυάστε απλά μοντέλα σε ένα σύνθετο:

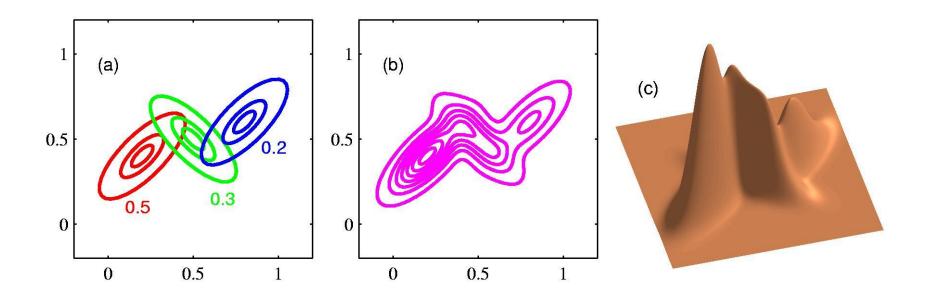


Α. Συμεωνίδης ΤΗΜΜΥ – ΑΠΘ





## Μείγμα Gaussians (3)







## Μείγμα Gaussians (4)

 Καθορισμός των παραμέτρων μ, Σ, και π χρησιμοποιώντας μέγιστη λογαριθμική πιθανότητα (maximum log likelihood)

$$\ln p(\mathbf{X}|\boldsymbol{\pi}, \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) = \sum_{n=1}^{N} \ln \left\{ \sum_{k=1}^{K} \pi_k \mathcal{N}(\mathbf{x}_n | \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k) \right\}$$

Λογάριθμος του αθροίσματος Δεν υπάρχει μέγιστο κλειστής φόρμας

 Λύση: χρήση τυπικών, επαναληπτικών μεθόδων αριθμητικής βελτιστοποίησης ή χρήση του expectation maximization - EM αλγορίθμου.





#### Συχνά απλοποιούμε το μοντέλο

- Τι θυσιάζουμε;
  - Πιστότητα μοντελοποίησης
  - Πιστότητα αλληλεπιδράσεων
  - Ακρίβεια
- Πώς δικαιολογείται αυτή η ύπαρξη απλούστευσης;
  - Αυξημένη "προφανής" τυχαιότητα στον κόσμο
  - Μεγαλύτερες διακυμάνσεις
- Τι κερδίζουμε;
  - Έναν λιγότερο εκφραστικό χώρο υποθέσεων
  - Γρηγορότερη εκμάθηση/σύγκλιση
- Θέλει προσοχή!





#### Πολλές φορές η απλούστευση δεν επηρεάζει την επίδοση

- Πιθανοί λόγοι:
  - Συνήθως αποκλείει τις λεπτομέρειες
    - Συνήθως το "γραμμικό" είναι το κυρίαρχο χαρακτηριστικό ή αυτό με τη μεγαλύτερη επιρροή
  - Απλουστευμένο μοντέλο → λιγότερες παράμετροι
    - Σετ δεδομένων ίδιου μεγέθους → η πληροφορία & η εμπιστοσύνη επικεντρώνεται σε εκείνες τις παραμέτρους που μοντελοποιούν τις κυρίαρχες επιδράσεις
  - Θέλουμε να επιλέξουμε τα χαρακτηριστικά που παρέχουν "απόδειξη"
    - Διαισθητικά (ή με δοκιμή και σφάλμα), αποφεύγουμε τα χαρακτηριστικά που έχουν πολύ ισχυρές αλληλεπιδράσεις





# Πίσω στον Bayes / Παραμετροποιήσιμα μοντέλα

#### Λανθάνουσες μεταβλητές, Ελλιπείς τιμές και ο αλγόριθμος ΕΜ

- Τι συμβαίνει αν δεν μπορούμε να παρατηρήσουμε ορισμένες μεταβλητές;
- Αυτές είναι γνωστές ως λανθάνουσες μεταβλητές, οι οποίες κάνουν (μέχρι και) το σετ εκπαίδευσης μη πλήρες
- Συνήθως, οι μεταβλητές αυτές (οι μη παρατηρούμενες) είναι και οι πιο ενδιαφέρουσες:
  - η ειλικρίνεια κάποιου που κάνει μια αίτηση, η πρόθεση αποπληρωμής ενός δανείου, η ύπαρξη φθοράς στους μύες της καρδιάς...
- Δε χρειαζόμαστε υποχρεωτικά μοντέλο ταξινόμησης. Απλά ένα μοντέλο που σέβεται την ύπαρξη λανθανουσών μεταβλητών
- Γνωρίζουμε τις σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές (έστω ένα πιθανοτικό δίκτυο)
- Παρατηρούμε τις τιμές για κάποιες από τις μεταβλητές





# Ο αλγόριθμος EM (Expectation Maximization)

- Τι μπορούμε να κάνουμε;
- Θέλουμε τις τιμές των παραμέτρων (CPT entries) που κάνουν τα δεδομένα πιο πιθανά
- Χρειαζόμαστε τιμές παραμέτρων για τις λανθάνουσες τυχαίες μεταβλητές.

#### Ο αλγόριθμος ΕΜ:

- Κάνουμε τις καλύτερες προβλέψεις μας για τα δεδομένα που λείπουν
- Στη συνέχεια επάγουμε τις παραμέτρους που λείπουν με βάση τις προβλέψεις μας
- Οι τιμές των παραμέτρων είναι πιθανότατα λανθασμένες, γι' αυτό επαναλαμβάνουμε τη διαδικασία
- Σταματάμε όταν υπάρχει σύγκλιση





# Ο αλγόριθμος EM (Expectation Maximization)

- Ο ΕΜ είναι μια ομάδα αλγορίθμων η οποία χρησιμοποιείται για την εκτίμηση μιας κατανομής πιθανότητας δεδομένης της ύπαρξης ελλειπουσών τιμών.
- Για τη χρήση του απαιτείται μια υπόθεση για την υποκείμενη κατανομή πιθανότητας.
- Ο αλγόριθμος μπορεί να είναι πολύ ευαίσθητος σε σχέση με την υπόθεση αυτή και το σημείο εκκίνησης (δηλ. την αρχική εκτίμηση των παραμέτρων).
- Είναι ένας hill-climbing αλγόριθμος και συγκλίνει σε κάποιο τοπικό μέγιστο της συνάρτησης πιθανοφάνειας (likelihood).





#### Η συνάρτηση πιθανοφάνειας

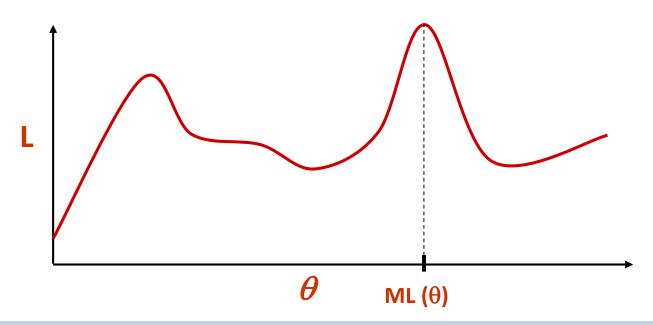
- Σετ δεδομένων εκπαίδευσης D
- Μια παραμετρική οικογένεια μοντέλων w/ παραμέτρων ϑ
- Επιθυμούμε ϑ που μεγιστοποιεί το Pr(ϑ | D)
   Κατά Bayes: Pr(ϑ | D) = Pr(D | ϑ) \* Pr(ϑ) / Pr(D)
- Το Pr(D | ϑ), όταν το διαχειριζόμαστε ως μια συνάρτηση του ϑ, ονομάζεται συνάρτηση πιθανοφάνειας: L(ϑ;D) = Pr(D | ϑ)
   (κάποιες φορές L(ϑ,D) ή L(ϑ|D))
- Η συνάρτηση πιθανοφάνειας ΔΕΝ είναι μια κατανομή πιθανότητας ως προς ϑ και το ολοκλήρωμα/άθροισμα δε χρειάζεται να είναι = 1.0
- Η μέγιστη πιθανοφάνεια (Maximum Likelihood ML) ϑ, είναι αυτή που μεγιστοποιεί τη συνάρτηση πιθανοφάνειας





### Η συνάρτηση πιθανοφάνειας

- Επιθυμούμε τη μέγιστη πιθανοφάνεια ϑ, ακόμη και αν το D
   δεν είναι ολόκληρο
- Η συνάρτηση πιθανοφάνειας μπορεί να μην είναι ομαλή ή μονότονη
- Οι αναλυτικές λύσεις είναι συνήθως δύσκολες ή αδύνατες







#### Διαισθητικό παράδειγμα

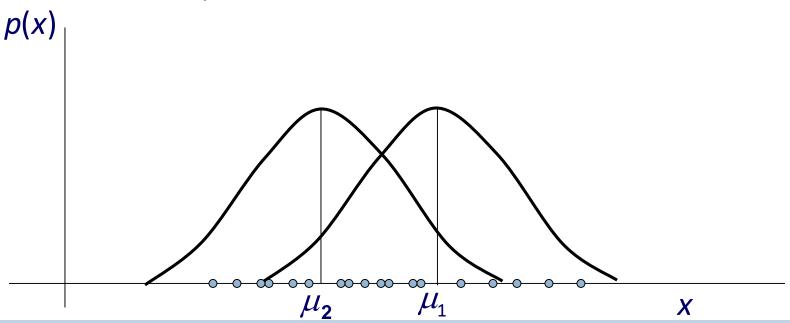
- Θεωρήστε ότι υπάρχουν Κ διεργασίες που παράγουν στοχαστικά δεδομένα
- Κάθε διεργασία παράγει δεδομένα κανονικής κατανομής,
   παρότι οι κανονικές κατανομές είναι διαφορετικές
- Μόνο οι μέσες τιμές διαφέρουν. Η διακύμανση είναι η ίδια (έστω σ=2).
- Δε γνωρίζουμε ποια διεργασία έχει παράξει ποια δεδομένα
- Για κάθε σημείο, ποια διεργασία το έχει παράξει είναι λανθάνουσα μεταβλητή γι' αυτό.





## Ομαδοποίηση

- Παρατηρούμε τα γαλάζια σημεία
- Ανεξάρτητα δείγματα από 2 κανονικές κατανομές, με διαφορετική μέση τιμή αλλά ίδια τυπική απόκλιση
- Υπολογίστε τη μέση τιμή μ<sub>i</sub>, i=1,2 και την τυπική απόκλιση σ από τα δεδομένα







#### Μέγιστη Πιθανοφάνεια Πλήρης Παρατηρησιμότητα

 Εάν γνωρίζαμε ποια διεργασία έχει παράξει ποια σημεία, η εύρεση των πιο πιθανών παραμέτρων θα ήταν εύκολη.

$$p(x | \mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} exp[-\frac{1}{2\sigma^2}(x - \mu)^2]$$

- Παίρνουμε πολλά σημεία,  $D = \{x_1, ..., x_m\}$
- Η μεγιστοποίηση της λογαριθμικής πιθανοφάνειας (log-likelihood)
   είναι ανάλογη με την μείωση:

In(L(
$$\theta \mid D$$
)) = In(P(D| $\mu$ )) =  $\sum_{i} -\frac{1}{2\sigma^{2}} (x_{i} - \mu)^{2}$ 

 Με υπολογισμό της παραγώγου ως προς P βρίσκουμε ότι το ελάχιστο σημείο, δηλ. η πιο πιθανή μέση τιμή είναι:

$$\mu_{\text{ML}} = \operatorname{argmin}_{\mu} \sum_{i} (\mathbf{x}_{i} - \mu)^{2}$$

$$\mu = \frac{1}{m} \sum_{i} \mathbf{x}_{i}$$





### Ένα μείγμα κατανομών

- Δε γνωρίζουμε πώς δημιουργήθηκε κάθε σημείο x<sub>i</sub>
- Δε γνωρίζουμε τη γενική παραμετρική μορφή της
   πιθανότητας με την οποία το παρατηρούμενο σημείο x<sub>i</sub>
   δημιουργήθηκε από την κατανομή j: (μ<sub>i</sub>,σ)

$$P_{ij} = P(\mu_{j} \mid x_{i}) = \frac{P(x_{i} \mid \mu_{j})P(\mu_{j})}{P(x_{i})} = \frac{\frac{1}{k}P(x = x_{i} \mid \mu = \mu_{j})}{\sum_{n=1}^{k} \frac{1}{k}P(x = x_{i} \mid \mu = \mu_{n})} = \frac{\exp[-\frac{1}{2\sigma^{2}}(x_{i} - \mu_{j})^{2}]}{\sum_{n=1}^{k} \exp[-\frac{1}{2\sigma^{2}}(x_{i} - \mu_{n})^{2}]}$$





### Ένα μείγμα κατανομών

- Έστω X={x<sub>1</sub>,...x<sub>m</sub>} τα παρατηρούμενα δεδομένα (m ανεξάρτητα δείγματα)
- Για κάθε σημείο x<sub>i</sub>, ορίστε k δυαδικές κρυφές μεταβλητές, z<sub>i1</sub>, z<sub>i2</sub>,..., z<sub>ik</sub> έτσι ώστε z<sub>ij</sub> =1 αν και μόνο αν το x<sub>i</sub> έχει ληφθεί από την j-th κατανομή.
- Έστω Υ το πλήρες σετ δεδομένων.
- Ε[Υ] είναι η προσδοκία (expectation) του Υ. Θυμηθείτε ότι το
   Ε είναι γραμμικός τελεστής

 $E[z_{ij}]=1 \bullet P(x_i \text{ was sampled from } \mu_j)+$ 

 $0 \cdot P(x_i \text{ was not sampled from } \mu_j) = P_{ij}$ 

$$\mathbf{E[Y]} = \sum_{y_i} y_i \mathbf{P(Y} = y_i) \qquad \qquad \mathbf{E[X + Y]} = \mathbf{E[X]} + \mathbf{E[Y]}$$





#### Παράδειγμα: ο K-Means...

Expectation:

$$p(y_{i} | \theta) = p(x_{i}, z_{i1}, ..., z_{ik} | \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^{2}}} exp[-\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{j} z_{ij} (x_{i} - \mu_{j})^{2}]$$

• Υπολογισμός της πιθανοφάνειας δεδομένων των παρατηρημένων σημείων  $D = \{x_1, ..., x_m\}$ 

In(P(Y | 
$$\theta$$
)) =  $\sum_{i=1}^{m} -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j} z_{ij} (x_i - \mu_j)^2$ 

και της υπόθεσης θ΄ (απορρίπτεται ο σταθερός παράγοντας)

$$E[\ln(P(Y|\theta'))] = E[\sum_{i=1}^{m} -\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{j} z_{ij} (x_{i} - \mu_{j})^{2}] =$$

$$= \sum_{i=1}^{m} -\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{j} E[z_{ij}] (x_{i} - \mu_{j})^{2}$$





#### Παράδειγμα: ο K-Means...

Maximization: Μεγιστοποίηση του

$$\mathbf{Q}(\boldsymbol{\theta} \mid \boldsymbol{\theta'}) = \sum_{i=1}^{m} -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j} \mathbf{E}[\mathbf{z}_{ij}] (\mathbf{x}_i - \mu_j)^2$$

σε σχέση με το:

$$\frac{d\mathbf{Q}}{d\mu_i} = \mathbf{C} \sum_{i=1}^{m} \mathbf{E}[\mathbf{z}_{ij}] (\mathbf{x}_i - \mu_j) \mu_j = \mathbf{0}$$

συνεπάγεται:

$$\mu_{j} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbf{E}[\mathbf{z}_{ij}] \mathbf{x}_{i}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbf{E}[\mathbf{z}_{ij}]}$$





#### Ο K-Means συνολικά...

- Δεδομένου ενός σετ D =  $\{x_1,...,x_m\}$  από σημεία, μάντεψε τις αρχικές παραμέτρους  $\sigma, \mu_1, \mu_2, ..., \mu_k$

Expectation:

ορισμός των κρυφών τιμών

Υπολόγισε τις παραμέτρους ΜΕ̄:

#### Maximization:

ανανέωση των παραμέτρων

$$\mu_{j} = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbf{E}[\mathbf{z}_{ij}] \mathbf{x}_{i}}{\sum_{i=1}^{m} \mathbf{E}[\mathbf{z}_{ii}]}$$

- Επανέλαβε μέχρι τη σύγκλιση
- Παρατηρήστε ότι ο αλγόριθμος θα βρει τον βέλτιστο Κmeans με τη λογική της ελαχιστοποίησης του SSE.





#### Συνοψίζοντας τον ΕΜ...

- Ο ΕΜ είναι μια γενική διαδικασία μάθησης όταν υπάρχουν μη παρατηρούμενες μεταβλητές.
- Ο ΕΜ είναι ένας επαναληπτικός αλγόριθμος, οποίος αποδεικνύεται ότι συγκλίνει:
  - Σε τοπικό μέγιστο της συνάρτησης πιθανοφάνειας
  - Δεδομένου ότι έχει γίνει μια αρχική υπόθεση μιας οικογένειας από κατανομές πιθανότητας
- Εάν οι αρχικές υποθέσεις είναι σχετικά ορθές, τότε ο ΕΜ αποδεικνύεται πολύ χρήσιμος στην πράξη.
- Ως παραδείγματα, είδαμε το στρίψιμο τριών κερμάτων και τον K-means αλγόριθμο.



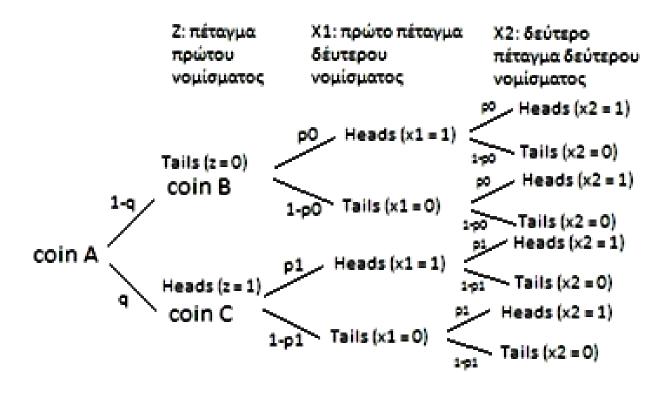


#### Άσκηση ΕΜ...

- Θεωρήστε ότι έχουμε μία τυχαία μεταβλητή Z που αναπαριστά το αποτέλεσμα της ρίψης ενός κέρματος.
- Η μεταβλητή αυτήν παίρνει την τιμή 0 εάν το αποτέλεσμα του κέρματος είναι γράμματα και την τιμή 1 σε διαφορετική περίπτωση.
- Σε περίπτωση που το αποτέλεσμα του κέρματος είναι γράμματα (Z=0) πραγματοποιούμε 2 ακόμα ρίψεις με ένα δεύτερο διαφορετικό κέρμα το οποίο εμφανίζει πιθανότητα p<sub>0</sub> να φέρει κορώνα.
- Εάν το αποτέλεσμα του πρώτου κέρματος είναι κορώνα (Z=1), πραγματοποιούμε τις 2 αυτές ρίψεις χρησιμοποιώντας ένα τρίτο κέρμα που εμφανίζει αντίστοιχη πιθανότητα εμφάνισης κορώνας  $p_1$ .
- Η πιθανότητα το πρώτο κέρμα να φέρει κορώνα είναι ίση με q.
   Στην παρακάτω εικόνα απεικονίζεται η διαδικασία του πειράματος με τις αντίστοιχες πιθανότητες.











Α. Εάν θεωρήσουμε ότι  $p_0$ =1/4,  $p_1$ =3/4 και q=1/2, να υπολογίσετε σύμφωνα με το θεώρημα Bayes την πιθανότητα η μεταβλητή Z να είχε την τιμή 1, δεδομένου ότι οι τιμές των  $x_1$ ,  $x_2$  που παρατηρήθηκαν κατά την εκτέλεση του πειράματος ήταν αντίστοιχα 1 και 0.

Α. Συμεωνίδης ΤΗΜΜΥ – ΑΠΘ





- β) Ύστερα από 10 επαναλήψεις του πειράματος που περιγράφηκε στην εκφώνηση παρατηρούμε τις εξής τριάδες (Z, x<sub>1</sub>, x<sub>2</sub>).
- (? 1 0), (? 0 0), (? 1 1), (? 0 1), (? 1 1), (? 0 0), (? 1 0), (? 0 1), (? 1 0), (? 0 0)
- Γνωρίζοντας ότι p<sub>0</sub>=1/4, p<sub>1</sub>=3/4 και αγνοώντας τελείως την τιμή του q αλλά και της μεταβλητής Z (αποτέλεσμα πρώτου κέρματος), να εφαρμοστεί ο αλγόριθμος ΕΜ (Expectation Maximization) για 2 επαναλήψεις προκειμένου να προσδιοριστούν η μη παρατηρίσιμη μεταβλητή (Z) σε κάθε περίπτωση καθώς και η παράμετρος q. Να περιγράψετε τα βήματα του αλγορίθμου και να συμπληρώσετε τους παρακάτω πίνακες. Θεωρήστε ως αρχική τιμή της παραμέτρου q στην πρώτη επανάληψη του αλγορίθμου την τιμή 0.1 (q¹=0.1).





1 <sup>η</sup> Επανάληψη ΕΜ			2 <sup>η</sup> Επανάληψη ΕΜ		
X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	Ζ θεωρώντας ότι q¹=0.1	X <sub>1</sub>	$X_2$	Ζ θεωρώντας ότι q $^2$ =
1	0		1	0	
0	0		0	0	
1	1		1	1	
0	1		0	1	
1	1		1	1	
0	0		0	0	
1	0		1	0	
0	1		0	1	
1	0		1	0	
0	0		0	0	





### Πηγές

- Introduction to Data Mining, Tan, Steinbach, Kumar.
- Pattern recognition, Theodoridis & Koutroumbas
- Pattern recognition, Bishop.