Strojno učenje

14. Algoritam maksimizacije očekivanja

prof. dr. sc. Bojana Dalbelo Bašić doc. dr. sc. Jan Šnajder

Sveučilište u Zagrebu Fakultet elektrotehnike i računarstva

Ak. god. 2012/13.

Danas...

Probabilističko grupiranje

2 Model Gaussove mješavine

3 Algoritam maksimizacije očekivanja

Danas. . .

Probabilističko grupiranje

2 Model Gaussove mješavine

3 Algoritam maksimizacije očekivanja

Probabilističko grupiranje

Prošli tjedan bavili smo se "čvrstim" grupiranjem (particijskim i hijerarhijskim).

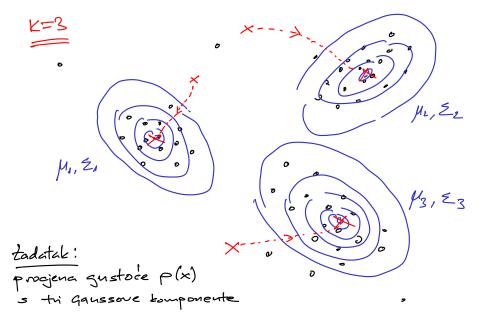
Danas razmatramo "meko" grupiranje: granice između grupa nisu čvrste (primjer može pripadati u više grupa).

Konkretno, razmotrit ćemo probabilističko grupiranje: svaki primjer pripada nekoj grupi s nekom vjerojatnošću.

Probabilističko grupiranje ostvarit ćemo primjenom algoritma maksimizacije očekivanja (EM-algoritam) na model Gaussove mješavine.

Zapravo, radi se o poopćenju algoritma k-srednjih vrijednosti.

EM-algoritam – ideja



Danas. . .

Probabilističko grupiranje

Model Gaussove mješavine

3 Algoritam maksimizacije očekivanja

Model miješane gustoće

Generativni model: svaki primjer generiran je iz neke razdiobe.

Kod klasifikacije smo unaprijed znali koji primjer pripada kojoj klasi i zasebno smo modelirali izglednosti $p(\mathbf{x}|\mathcal{C}_j)$ za svaku klasu.

Kod grupiranja nemamo oznaka. Modeliramo miješanu gustoću kao linearnu kombinaciju K gustoća:

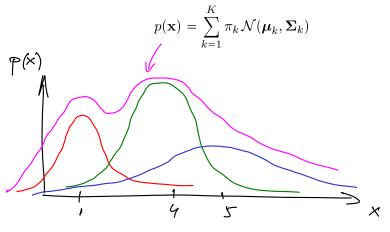
$$p(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_k)$$

$$komponente$$

$$komponente utz vyčskuhe$$

Gaussova mješavina

Mješavina Gaussovih gustoća (engl. $mixture\ of\ Gaussians$): $\mathcal{H}_{o}C$



$$K=3$$
 $\mu_1=1$, $\mu_2=4$, $\mu_3=5$ $\pi_1=\pi_2=0,2$ $\pi_2=0,6$ $\pi_1=1$, $\pi_2=1$, $\pi_3=6$

Model miješane gustoće

$$p(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_k) = \sum_{k=1}^{K} P(\mathcal{G}_k) p(\mathbf{x}|\mathcal{G}_k)$$
lo:

Bayesovo pravilo:

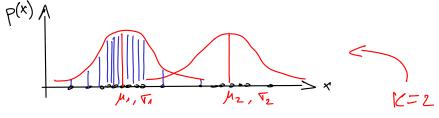
$$P(\mathcal{G}_k|\mathbf{x}) = \frac{P(\mathcal{G}_k)p(\mathbf{x}|\mathcal{G}_k)}{p(\mathbf{x})} = \frac{P(\mathcal{G}_k)p(\mathbf{x}|\mathcal{G}_k)}{\sum_j P(\mathcal{G}_j)p(\mathbf{x}|\mathcal{G}_j)} = \frac{\pi_k p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_k)}{\sum_j \pi_j p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_j)} \neq h_k$$

Odgovornost h_k – vjerojatnost da primjer ${f x}$ pripada grupi ${\cal G}_k$

$$h_{\kappa}^{(n')} \iff b_{\kappa}^{(n')}$$
 $\in [0,1]$
 $\in \{0,1\}$

Metoda najveće izglednosti

Raspolažemo skupom neoznačenih primjera $\mathcal{D} = \{\mathbf{x}^{(i)}\}_{i=1}^N$



Pretpostavimo da je $\mathcal D$ generiran Gaussovom mješavinom uz fiksirani K:

$$p(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)$$

Želimo naučiti parametre modela $\boldsymbol{\theta} = \{\pi_k, \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k\}_{k=1}^K$

Metoda najveće izglednosti

Model:

$$p(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^{K} \pi_k p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k)$$

Izglednost na \mathcal{D} :

$$\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D}) = \ln \prod_{i=1}^{N} p(\mathbf{x}^{(i)})$$

$$= \ln \prod_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} \pi_k p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_k) = \sum_{i=1}^{N} \ln \sum_{k=1}^{K} \pi_k p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_k)$$

$$\nabla_{\boldsymbol{\theta}} \ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D}) = 0$$
 nema rješenja u z.f.

$$\forall \theta \ln \mathcal{L}(\theta | \mathcal{D}) = 0 \text{ nema rješenja u z.t.}$$

$$\Rightarrow \text{moramo koristiti iterativnu optimizaciju} \qquad \begin{cases} -\text{gradijentul spust} \\ -\text{EM algoritam} \\ -\text{Mc Mc metode} \end{cases}$$

Metoda maksimizacije očekivanja

Prije korištenja iterativne optimizacije, model ćemo proširiti latentnim varijablama.

Latentna varijable opisuju vezu između primjera i grupa: koji primjer pripada kojoj grupi.

Izvana gledano, ne vidimo koji primjer pripada kojoj grupi, zato te varijable nazivamo latentnim (skrivenim).

Latentni modeli vrlo su popularni kod nenadziranog strojnog učenja.

Model s latentnim varijablama

Vektor indikatorskih varijabli:

$$\mathbf{z}=(z_1,\ldots,z_k,\ldots,z_K)$$

0-1 kodiranje

gdje $z_k=1$ akko je primjer generiran iz grupe \mathcal{G}_k

ALO Z tretiramo Lao slučajnu vahjeslu

Apriorna vjerojatnost pojedine grupe:

$$P(z_k = 1) = \pi_k$$

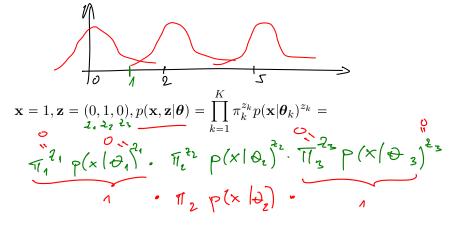
Zajednička gustoća:

$$p(\mathbf{x}, \mathbf{z}|\boldsymbol{\theta}) = P(\mathbf{z})p(\mathbf{x}|\mathbf{z}, \boldsymbol{\theta}) = \prod_{k=1}^{K} \pi_k^{z_k} \prod_{k=1}^{K} p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_k)^{z_k} = \prod_{k=1}^{K} \pi_k^{z_k} p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_k)^{z_k}$$

Ovo je model s latentnim varijablama z

Model s latentnim varijablama – primjer

$$n = 1, K = 3, \pi_k = 1/3, \mu_1 = 0, \mu_2 = 2, \mu_3 = 5, \sigma_k = 1$$



Model s latentnim varijablama

Početni model:

$$p(\mathbf{x}) = \sum_{k=1}^K \pi_k p(\mathbf{x}^{(i)} | oldsymbol{ heta}_k)$$
 Miješana gustara

Model s latentnim varijablama:

$$p(\mathbf{x},\mathbf{z}|\boldsymbol{\theta}) = \prod_{k=1}^K \pi_k^{\mathbf{z}_k} p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_k)^{\mathbf{z}_k} \qquad \text{thick and gustoc's}$$
 + Latenthe var.

Umjesto sume imamo produkt, pa maksimizacija log-izglednosti ima rješenje u z.f.!

Log-izglednost prvog modela nazivamo nepotpuna log-izglednost, a drugog modela potpuna log-izglednost.

Potpuna log-izglednost

$$\begin{aligned} & \underbrace{\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D}, \mathbf{Z})}_{i=1} = \ln \prod_{i=1}^{N} p(\mathbf{x}^{(i)}, \mathbf{z}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}) = \ln \prod_{i=1}^{N} \prod_{i=1}^{K} \pi_{k}^{z_{k}^{(i)}} p(\mathbf{x}|\boldsymbol{\theta}_{k})^{z_{k}^{(i)}} \\ & = \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} z_{k}^{(i)} \left(\ln \pi_{k} + \ln p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_{k}) \right) \\ & = \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} z_{k}^{(i)} \left(\ln \pi_{k} + \ln p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_{k}) \right) \end{aligned}$$

Ovo bismo mogli analitički optimizirati, kada bismo znali vrijednosti varijabli $\mathbf{z}^{(i)}$ (koji primjer pripada kojoj grupi). Ali to ne znamo!

No, možemo izračunati očekivanje potpune log-izglednosti uz neke pretpostavljene vrijednosti za parametre π_k i θ_k .

⇒ algoritam maksimizacije očekivanja

Danas. . .

Probabilističko grupiranje

2 Model Gaussove mješavine

3 Algoritam maksimizacije očekivanja

Algoritam maksimizacije očekivanja

Pronalazi parametre θ^* koji maksimiziraju očekivanje potpune log-izglednosti uz fiksirane parametre:

$$\boldsymbol{\theta^*} = \operatorname*{argmax}_{\boldsymbol{\theta}} = \mathbb{E}_{\mathbf{Z}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta'}} \Big[\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D},\mathbf{Z}) \Big]$$

Parametri heta' su trenutna procjena parametara. Algoritam iterativno poboljšava tu procjenu.

Može se pokazati da parametri koji maksimiziraju $\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D},\mathbf{Z})$ također maksimiziraju $\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D})$, a to je upravo ono što tražimo.

Algoritam radi iterativno. U svakoj iteraciji radi se E-korak i M-korak.

Algoritam maksimizacije očekivanja

E-korak: korak procjene Oznata za oček vanje potpune log. izg. Uz friksi rane parametre
$$\mathcal{Q}(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\theta}^{(t)})$$
 $\equiv \mathbb{E}_{\mathbf{Z}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta}^{(t)}} \Big[\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D},\mathbf{Z}) \Big] = \mathbb{E}_{\mathbf{Z}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta}^{(t)}} \Big[\ln p(\mathcal{D},\mathbf{Z}|\boldsymbol{\theta}) \Big]$ $= \sum_{\mathbf{Z}} P(\mathbf{Z}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta}^{(t)}) \ln p(\mathcal{D},\mathbf{Z}|\boldsymbol{\theta})$

 $\Rightarrow P(\mathbf{Z}|\mathcal{D}, \pmb{\theta}^{(t)})$ ćemo izračunati Bayesovim pravilom

M-korak: korak maksimizacije

$$\boldsymbol{\theta}^{(t+1)} = \operatorname*{argmax}_{\boldsymbol{\theta}} \mathcal{Q}(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\theta}^{(t)})$$

⇒ provodimo analitički (moguće jer radimo s potpunom log-izglednošću)

E-korak

$$\begin{split} \mathcal{Q}(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\theta}^{(t)}) &= \mathbb{E}_{\mathbf{Z}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta}^{(t)}} \Big[\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D},\mathbf{Z}) \Big] & \text{variable} \\ &= \mathbb{E}_{\mathbf{Z}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta}^{(t)}} \Big[\sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} z_{k}^{(i)} \left(\ln \pi_{k} + \ln p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i)}) \right) \Big] \\ &= \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} \mathbb{E}[z_{k}^{(i)}|\mathcal{D},\boldsymbol{\theta}^{(t)}] \Big(\ln \pi_{k} + \ln p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_{k}) \Big) \end{split}$$

Očekivanje latentne varijable:

$$\begin{split} \mathbb{E}[z_k^{(i)}|\mathcal{D}, \pmb{\theta}^{(t)}] &= \mathbb{E}[z_k^{(i)}|\mathbf{x}_i^{(i)}, \pmb{\theta}^{(t)}] = P(z_k^{(i)} = 1|\mathbf{x}^{(i)}, \pmb{\theta}^{(t)}) \\ &= \frac{p(\mathbf{x}^{(i)}|\pmb{\theta}_k^{(t)})\pi_k^t}{\sum_{j=1}^K p(\mathbf{x}^{(i)}|\pmb{\theta}_k^{(t)})\pi_j^t} = h_k^{(i)} & \text{and } \mathbf{x}^{(i)} \\ \end{split}$$

M-korak

$$Q(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{\theta}^{(t)}) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} h_k^{(i)} \left(\ln \pi_k + \ln p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_k) \right)$$
$$= \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} h_k^{(i)} \ln \pi_k + \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_k)$$

Maksimizacija:

$$\begin{array}{c|c} \mathcal{R} - \text{Lagrangeor multiplikator} & \boxed{ \nabla_{\boldsymbol{\theta}} \mathcal{Q}(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\theta}^{(t)}) = 0 } \\ \nabla_{\pi_k} \Big(\sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K h_k^{(i)} \ln \pi_k + \lambda \Big(\sum_k \pi_k - 1 \Big) \Big) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\ \mathcal{O}_{\boldsymbol{\theta}_k} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)} \ln p(\mathbf{x}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_k) = 0 \\ \\$$

M-korak

Za komponente mješavine:

$$\pi_k^{(t+1)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_k^{(i)}$$
 de primjeri pripadaju juspi komponenata:

Za parametre Gaussovih komponenata:

$$\begin{split} \boldsymbol{\mu}_{k}^{(t+1)} &= \frac{\sum_{i} h_{k}^{(i)} \mathbf{x}^{(i)}}{\sum_{i} h_{k}^{(i)}} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{k}^{(t+1)} &= \frac{\sum_{i} h_{k}^{(i)} (\mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu}_{k}^{(t+1)}) (\mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu}_{k}^{(t+1)})^{\mathrm{T}}}{\sum_{i} h_{k}^{(i)}} \\ & \qquad \qquad \qquad \\ & \qquad \qquad \\ & \qquad \qquad \qquad \\ & \qquad \qquad \\ & \qquad \qquad \qquad \\ & \qquad \qquad \qquad \\ & \qquad$$

Algoritam maksimizacije očekivanja

EM-algoritam za Gaussovu mješavinu

inicijaliziraj parametre $\boldsymbol{\theta} = \{\pi_k, \boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k\}_{k=1}^K$ ponavljaj do konvergencije log-izglednosti ili parametara

E-korak:

Za svaki primjer $\mathbf{x}^{(i)} \in \mathcal{D}$ i svaku komponentu $k = 1, \dots, K$:

$$h_k^{(i)} \leftarrow \frac{p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)\pi_k}{\sum_{j=1}^K p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)\pi_j}$$

M-korak:

Za svaku komponentu k = 1, ..., K:

$$\boldsymbol{\mu}_{k} \leftarrow \frac{\sum_{i} h_{k}^{(i)} \mathbf{x}^{(i)}}{\sum_{i} h_{k}^{(i)}}, \quad \boldsymbol{\Sigma}_{k} \leftarrow \frac{\sum_{i} h_{k}^{(i)} (\mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu}_{k}) (\mathbf{x}^{(i)} - \boldsymbol{\mu}_{k})^{\mathrm{T}}}{\sum_{i} h_{k}^{(i)}}, \quad \boldsymbol{\pi}_{k} \leftarrow \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} h_{k}^{(i)}$$

Izračunaj trenutnu vrijednost log-izglednosti

$$\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D}) = \sum_{k=1}^{N} \ln \sum_{k=1}^{K} \pi_k p(\mathbf{x}^{(i)}|\boldsymbol{\mu}_k, \boldsymbol{\Sigma}_k)$$



iteracije

raste do konvegencije

Veza s algoritmom k-srednjih vrijednosti

EM-algoritam je poopćenje algoritma k-srednjih vrijednosti!

Uz sljedeće pretpostavke dobivamo algoritam k-srednjih vrijednosti:

- (1) odgovornosti $h_k^{(i)}$ se zaokružuju na 0 ili 1 \Rightarrow čvrsto grupiranje
- (2) Gaussove komponente imaju dijeljenu izotropnu kov. matricu, $\Sigma = \sigma^2 \mathbf{I}$ $\Rightarrow p(\mathbf{x}|z_k, \theta_k) = -\frac{1}{2-2} \|\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_k\|^2$

Ako (1) i (2), onda
$$h_k^{(i)} = b_k^{(i)}$$

U tom slučaju vrijedi:

$$\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\mathcal{D}) \propto -J$$
 kniterijska funkcija algoritma k-svedujih vnijednosti

 $S = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ \Delta_1 & 0 \end{bmatrix}$

Napomene

- EM-algoritam nužno konvergira, ali u lokalni optimum log-izglednosti. Rezultat vrlo ovisi o inicijalizaciji parametara.
- Poznato je da algoritam sporo konvergira. Radi ubrzanja, inicijalizacija središta μ_k može se provesti algoritmom k-srednjih vrijednosti.
- ullet Kao i kod svih algoritama grupiranja, broj grupa K je hiperparametar koji treba nekako unaprijed odrediti.
- Može se koristiti Akaikeov informacijski kriterij (AIC): $K^* = \operatorname{argmin} \left(-2 \ln \mathcal{L}(K) + 2q(K) \right) \quad \text{broj parametera}$ 2a K Jrupa

$$K^* = \underset{K}{\operatorname{argmin}} \left(-2 \ln \mathcal{L}(K) + 2q(K) \right)$$

 EM-algoritam je općenit algoritam za optimizaciju parametara modela s latentnih varijablama! Ovdje smo ga primijenili na grupiranje (na model s Gaussovim mješavinama).

Sažetak

- Kod probabilističkog grupiranja primjeri pripadaju grupama s određenom vjerojatnošću
- Probabilističko grupiranje možemo promatrati kao optimizaciju log-izglednosti Gaussove mješavine
- Taj problem je rješiv ako model proširimo latentnim varijablama i optimiziramo potpunu log-izglednost
- Optimizaciju potpune log-izglednosti provodimo algoritmom maksimizacije očekivanja (EM-algoritam)
- EM-algoritam je **poopćenje** algoritma k-srednjih vrijednosti
- Algoritam konvergira, ali ne nalazi nužno optimalno grupiranje
- Algoritam je općenito primjenjiv na optimizaciju parametara latentnih modela

