

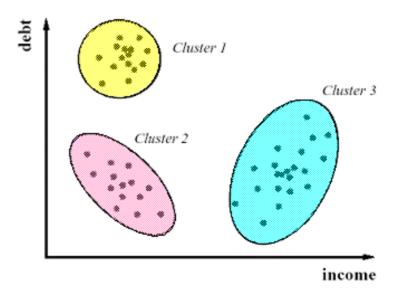
Introducción

Repaso

- **Aprendizaje no supervisado**: solo tenemos datos $\mathcal{X} = \{x_1, \dots, x_N\}$ sin etiquetar.
- Hasta ahora hemos visto PCA y NMF, que tratan de aprender una representación de los datos en un espacio de menor dimensión.
- Hoy nos centraremos en las técnicas de **clustering** (también conocidas como **segmentación de datos**).

Introducción

- Objetivo: agrupar un conjunto de ejemplos en grupos denominados *clústers*. Ejemplos del mismo clúster más parecidos entre sí que ejemplos de diferentes clústers.
- Otro objetivo: ordenar clusters en jerarquías naturales. En cada nivel de la jerarquía, objetos en el mismo grupo más similares que objetos en grupos distintos.
- Estadístico descriptivo: ¿consisten los datos en un conjunto de subgrupos cada uno con propiedades diferentes?
- Ejemplo típico en banca:



Matrices de proximidad

La mayoría de algoritmos para clustering requieren la siguiente representación para los datos x_1, \ldots, x_N :

$$\mathbf{D} = egin{pmatrix} d_{11} & \dots & d_{1N} \ \dots & \dots & \dots \ d_{N1} & \dots & d_{NN} \end{pmatrix}$$

- donde $d_{ii'}$ mide la **disimilaridad** entre x_i y $x_{i'}$.
- **D** es una matriz de tamaño $N \times N$ (lo cual impone un requisito en la complejidad en memoria de los algoritmos de clustering).
- La mayoría de algoritmos asume una matriz simétrica (si no lo es, usar (${f D}+{f D}^\intercal)/2$).
- Fundamental: escoger medida de distancia (disimilaridad).
- Las disimilaridades no son distancias en el sentido estricto, pues no verifican la desigualdad triangular $d_{ii'} \leq d_{ik} + d_{ki'}$.
- Esto depende del problema concreto (similar a elección de coste en aprendizaje supervisado).

Medidas de disimilaridad entre atributos

- Datos: x_{ij} con $i=1,2,\ldots,N$ y $j=1,2,\ldots,p$. N ejemplos con p atributos.
- Técnicas populares de clustering toman matriz de disimilaridad como input. ¿Cómo construírla?
- Construír medidas de disimilaridad por pares.
- $d_j(x_{ij}, x_{i'j})$: disimilaridad entre valores de atributo j.

$$D(x_i,x_{i'})=\sum_{j=1}^p d_j(x_{ij},x_{i'j})$$

• No hay por qué pesar todos los atributos igual...

Medidas de disimilaridad entre atributos

- En función del tipo de atributo:
 - 1. Variables cuantitativas:

$$d(x_i,x_{i'})=l(|x_i-x_{i'}|)$$

con l función monótona creciente. Error cuadrático o absoluto. También es posible usar correlaciones (medida de similaridad):

$$ho(x_i,x_{i'}) = rac{\sum_j (x_{ij} - ar{x}_i)(x_{i'j} - ar{x}_{i'})}{\sqrt{\sum_j (x_{ij} - ar{x}_i)^2 \sum_j (x_{i'j} - ar{x}_{i'})^2}}$$

Medidas de disimilaridad entre atributos

- En función del tipo de atributo:
 - 1. Variables categóricas: Si tienen M categorías, construír matriz $M \times M$.

$$L_{jj}=0$$
 $L_{jj'}=1$

Valores distintos de 1 pueden utilizarse para enfatizar unos errores más que otros.

Medidas de disimilaridad entre objetos

- Procedimiento para combinar p medidas de disimilaridad entre atributos en una medida de disimilarida entre ejemplos $D(x_i, x_{i'})$.
- Combinación convexa

$$D(x_i, x_{i'}) = \sum_{j=1}^p \omega_j \cdot d_j(x_{ij}, x_{i'j}); \ \sum_{j=1}^p \omega_j = 1$$

• Elección de pesos, depende del problema en cuestión.

Medidas de disimilaridad entre objetos

- Ojo: dar el mismo peso a todos los atributos, no signfica que todos contribuyan en la misma cantidad a la medida total de disimilaridad.
- Veámoslo:

$$ar{D} = rac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{i'=1}^N D(x_i, x_{i'}) = \sum_{j=1}^p \omega_j ar{d}_j d_j(x_{ij}, x_{i'j})$$

Con

$$ar{D}=ar{d}_j=rac{1}{N^2}\sum_{i=1}^N$$

- La influencia relativa de la variable j es $\omega_j \bar{d}_j$ y si $\omega_j \sim 1/\bar{d}_j$, entonces todas tienen la misma influencia.
- **Ejercicio**: Si se usa distancia Euclídea $\bar{d}_j \ 2 \cdot \mathrm{var}_j$.

Medidas de disimilaridad entre objetos

- No suele ser conveniente dar a todas las variables la misma influencia.
- Importante: estudiar cada problema en concreto para construír tanto las medidas de disimilaridad entre atributos como los pesos.
- Aunque no se diga: esta es la parte más importante (y más costosa).

Algoritmos de clustering

Tipos de algoritmos de clustering

- Algoritmos combinatorios: trabajan con los datos observados sin hacer referencia al modelo probabilístico subyacente.
- Modelos de mixturas: asumen que datos son muestas iid de una mixtura de densidades de probabilidad. Cada componente describe un cluster.
- *Mode Seekers*: modelos no paramétricos que estiman modas.

Algoritmos de clustering combinatorios: K-Means

Algoritmos combinatorios

- Asignan cada observación a un cluster, sin preocuparse de la distribución de probailidad de subyacente.
- ullet Etiquetamos cada observación con $i \in \{1,2,\ldots,N\}$
- Postulamos un número fijo de clusters K < N, etiquetados con $k \in \{1, \dots, K\}$.
- Objetivos construír función de asignación k = C(i) para cada i.
- Buscar asignación que minimice dispersión dentro del cluster

$$W(C) = rac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{i:C(i)=k} \sum_{i':C(i')=k} d(x_i,x_{i'})$$

Algoritmos combinatorios

• La dispersión total es

$$T = rac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{i'=1}^{N} d(x_i, x_{i'}) = rac{1}{2} \sum_{k=1}^{K} \sum_{i:C(i)=k} \left[\sum_{i':C(i')=k} d(x_i, x_{i'}) + \sum_{i':C(i')
eq k} d(x_i, x_{i'})
ight] \ = W(C) + B(C)$$

- B(C) es la dispersión entre clusters.
- Minimizar W(C) es equivalente a maximizar B(C).
- Optimiziación por enumeración complete **inviable**.
- N = 19, K = 4 número de asignaciones del orden de 10^{10} .

Algoritmos combinatorios

- Estrategia: iterative greedy descent
 - 1. Asignación inicial.
 - 2. Iterativamente, cambiar asignación tal que se diminuya W(C).
 - 3. Parar cuando se deje de mejorar.
- Distintos algoritmos de clustering en función del paso 2.
- Asegurada convergencia a óptimo local...

K-Means

- Todas las variables son cuantitativas.
- Disimilaridad = distancia Euclídea

$$\|d(x_i,x_{i'}) = \|x_i - x_{i'}\|^2$$

- La distancia Euclídea con pesos puede usarse redefiniendo x_{ij} .
- En este caso,

$$W(C) = \sum_{k=1}^K N_k \sum_{i:C(i)=k} \|x_i - \mu_k\|^2$$

• Como $\mu_k = \arg\min_m \sum_{i:C(i)=k} \|x_i - m\|^2$, vemos que la asignación óptima puede obtenerse resolviendo

$$\min_{C,\{m_k\}_1^K} \sum_{k=1}^K N_k \sum_{i:C(i)=k} \|x_i - m_k\|^2$$

K-Means

- K-means resuelve utilizando descenso coordenado:
 - 1. Fijar asignación C y minimizar respecto $\{m_1, \ldots m_K\}$, asignando las medias de cada cluster.
 - 2. Fijar las medias $\{m_1, \dots m_K\}$ y minimizar asignando cada observación al cluster de la media más cercana.

$$C(i) = rg \min_k \|x_i - m_k\|^2$$

1. Iterar 1 y 2 hasta que no cambien las asignaciones.

Cuantización vectorial

- Técnica de teoría de la señal para aproximar datos de alta dimensión.
- Utilizada para compresión de datos.
- Idea: dividir conjunto grande de puntos en grupos y aproximar cada grupo por su centroide.
- En compresión de imágenes:
 - 1. Dividir imagen de $N \times N$ pixels en grupos de $k \times k$ pixels (k < N).
 - 2. Considerar cada grupo como un vector de dimensión $k \times k$.
 - 3. Aplicar K-means y aproximar cada grupo por su centroide más próximo. (Conjunto de centroides se conoce como codebook).
- Puede usarse también para imputar datos.

Algoritmos de clustering: K-Medoids

K-Medoids

- K-means es apropiado cuando la disimilaridad es la euclídea cuadrática (datos continuos).
- Además, por estar elevada al cuadrado, pone mucha influencia a distancias grandes, lo que provoca **sensibilidad a outliers**.
- Podemos evitar esto sacrificando eficiencia computacional a cambio de robustez.
- Basta cambiar el paso de minimización en K-means: en lugar de tomar como representante de un cluster las medias de sus observaciones, hacemos que sea alguna observación de ese clúster.

K-Medoids

• Para una asignación de clúster C, encontrar la observación que minimice:

$$i_k^* = rg\min_{i:C(i)=k} \sum_{C(i')=k} D(x_i,x_{i'})$$

- Entonces $m_k = x_{i_k^*}$.
- Dado un conjunto de centros de clusters $\{m_1,\ldots,m_K\}$, calcular

$$C(i) = rg \min_{1 \leq k \leq K} D(x_i, m_k)$$

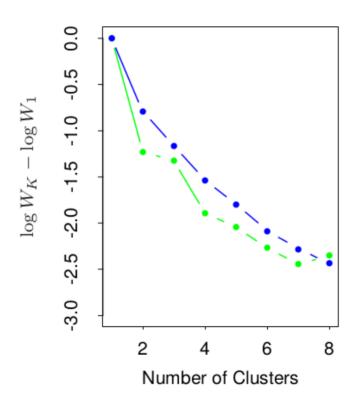
ullet El paso 1 pasa de tener complejidad lineal a ser $\mathcal{O}(N_k^2)$

Cuestiones prácticas

- Para aplicar K-Means o K-Medoids es necesario seleccionar el número de clústers K^* y una inicialización.
- Para las inicializaciones, la heurística más común es escogerlos **uniformemente aleatorios**, y ejecutar el algoritmo varias veces.
- En cuanto al número de clústers:
 - \circ En aplicaciones de segmentación, K suele venir especificado (ejemplo, segmentar una cartera de clientes teniendo K encargados de marketing).
 - En descubrimiento de datos, no es tan fácil.
 - \circ Una heurística es ir probando con K desde $1,2,\ldots,K_{max}$, e ir calculando las disimilaridades intra-clúster $W_1,W_2,\ldots,W_{K_{max}}$.
 - \circ Habrá un fuerte decrecimiento en sucesivas diferencias $W_K W_{K+1}$ en $K = K^*$. Esto es, $\{W_K W_{K+1} | K < K^*\} >> \{W_K W_{K+1} | K \ge K^*\}$. Por tanto, podemos identificar K^* buscando un "codo" en la gráfica de W_K como función de K.

Cuestiones prácticas

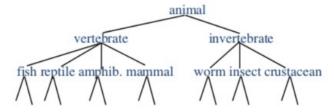
• En este ejemplo el "codo" se ubica en K=2.



Algoritmos de clustering: Clustering jerárquico

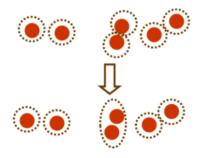
Clustering jerárquico

- **Problema**: ¿cómo elegimos el número de clústers K de antemano?
- Los algoritmos de clustering jerárquico evitan este problema: en lugar de tener que especificarlo:
- construyen toda una jerarquía sobre las observaciones.
- Ejemplos típicos de Biología y Genética:



Tipos de clustering jerárquico

- Clustering **divisivo** (de arriba a abajo)
 - Empieza con todos los puntos en un único clúster (la raíz), luego:
 - o Parte la raíz en un conjunto de clústers hijos, y sigue dividiendo recursivamente
 - Para cuando hay un único clúster por observación.
- Clustering **aglomerativo** (de abajo a arriba)
 - Cada observación es un clúster.
 - Se van fusionando clústers más similares en cada iteración.
 - Más estudiado que los divisivos.



Clustering aglomerativo

El algoritmo es el siguiente:

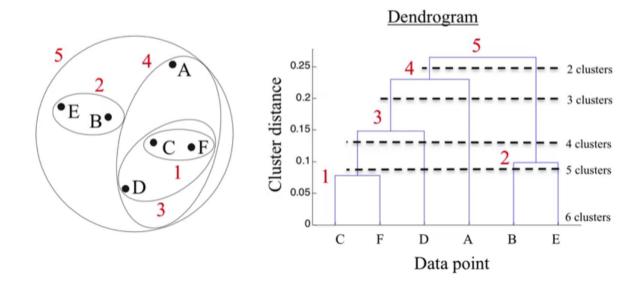
- 1. Empezar con n observaciones y una medida de todas las disimilaridades de los $\binom{n}{2}$ posibles emparejamientos. Tratar cada observación como un único clúster.
- 2. Para $i = n, n 1, \dots, 2$:
 - Examinar todas las disimilaridades inter-cluster e identificar el par de clústers más similar, fusionándolos. La disimilaridad entre estos dos clústers indica la altura del dendrograma a la que irá anotada la fusión.
 - \circ Calcular las nuevas disimilaridades inter-clusters entre los i-1 grupos restantes.
- **Importante**: tenemos que generalizar nuestra noción de distancia entre observaciones a una que mida distancia entre clústers de observaciones.

Dendrogramas

- Los algoritmos aglomerativos pueden ser representados como un árbol binario:
 - Los nodos representan los diversos clústers.
 - El nodo raíz es todo el dataset.
 - Los *N* nodos terminales son cada una de las *N* observaciones.
 - Dado un nodo, sus dos hijos representan qué clústers han sido fusionados.
- La mayoría de algoritmos aglomerativos poseen la **propiedad de monotonía**: la disimilaridad entre clústers que se fusionan es monótona creciente a medida que aumentamos en la jerarquía.
- Representación gráfica mediante un **dendrograma**:
 - Los nodos terminales (observaciones) los ponemos a altura 0.
 - La altura del resto de nodos es proporcional al valor de la disimilaridad entre sus dos hijos.

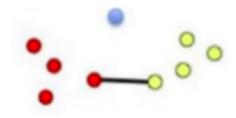
Clustering aglomerativo

• Ejemplo de un posible resultado:

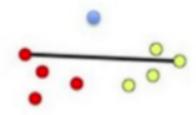


Funciones de link

- ¿Cómo definimos una noción de distancia entre clusters? Hay varias opciones
- Single link: $d_{SL}(G,H) = \min_{i \in G, j \in H} d_{ij}$.



• Complete link: $d_{CL}(G, H) = \max_{i \in G, j \in H} d_{ij}$.

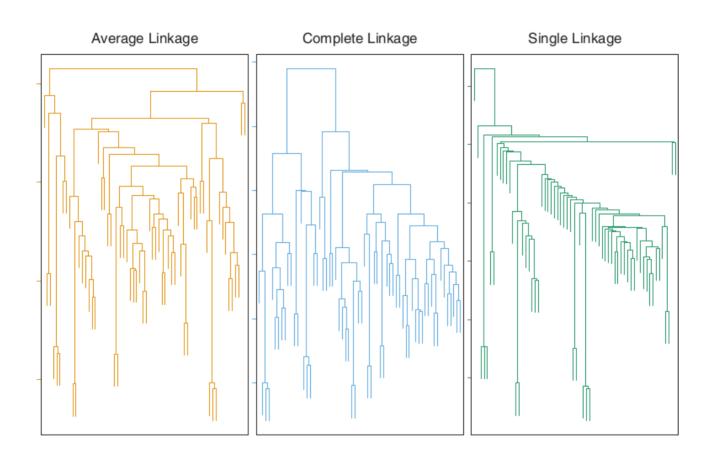


- **Promedio** (group average): $d_{GA}(G,H) = \frac{1}{N_G N_H} \sum_{i \in G} \sum_{j \in H} d_{ij}$.
- También hay otras, como las de la familia Ward que minimizan la varianza intracluster total.

Funciones de link

- ¿Cómo escogemos la función de link?
- Solo hay algunas heurísticas:
 - Single link: puede generar clústers alargados (chaining: a cada clúste solo se le añade una observación cada vez).
 - Complete link: tiende a producir clústers mucho más compactos, aunque puede violar la propiedad de cercanía.
 - Link Promedio: supone un compromiso entre los dos, aunque es sensible a la escala de las distancias d_{ij} .

Funciones de link



Correlación cofenética

- El *cophenetic correlation coefficient* se define como la correlación entre las disimilaridades entre observaciones $d_{ii'}$ y las disimilaridades cofenéticas $C_{ii'}$.
- $C_{ii'}$ se define como la disimilaridad entre los grupos cuando las observaciones i e i' se fusionan en el dendrograma.
- Esto es, $C_{ii'}$ puede verse como la altura a la que i e i' se fusionaron.
- También podemos calcular la correlación cofenética entre dos dendrogramas (generados mediante diferentes funciones de link), para obtener una medida de **cómo de distintos son dos dendrogramas**.

Resumen de clustering jerárquico

- Para un dataset consistente en *n* puntos:
 - Requiere $\mathcal{O}(n^2)$ memoria (por la matriz de distancias).
 - \circ Requiere $\mathcal{O}(n^3)$ de tiempo en la mayoría de casos (aglomerativo).

• Ventajas:

- Muy útiles para visualización (dendrograma).
- Cuando los datos tienen estructura jerárquica, más útil que otros tipos de clustering.

• Inconvenientes:

- Elevado coste computacional (ver arriba).
- Sensibles a tipo de algoritmo/distancia escogidas.

• En R:

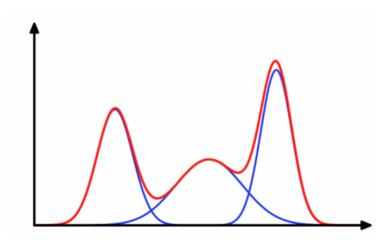
- o hclust de la librería estándar, bastante sólida.
- dendextend para trabajar con dendrogramas (ver práctica).

Clustering Probabilístico

• Consisten en una combinación convexa de *K* distribuciones normales,

$$p(x) = \sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}(x|\mu_k, \Sigma_k)$$

• donde $\sum_{k=1}^K \pi_k = 1$ y $\pi_k \ge 0$, consiguiendo modelizar distribuciones *multimodales*.



Modelos probabilísticos

- Podemos refinar nuestras inferencias si distinguimos dos tipos de variables (aleatorias):
 - 1. Variables **observadas**: *x*, los datos del problema.
 - 2. Variables **latentes**: *z*, no son observables, queremos inferirlas a partir de las observaciones.
- Distinguir entre los dos tipos de variables anteriores es la base de los modelos probabilísticos.
- Estos modelos definen una distribución conjunta p(x, z).
- Estamos interesados en hacer inferencias de la forma p(z|x) (la distribución a posteriori), para ello recurrimos al Teorema de Bayes:

$$p(z|x) = rac{p(x,z)}{p(x)} = rac{p(x,z)}{\int p(z,x)dz}$$

• p(x) suele ser intratable de calcular: surgen numerosas técnicas de aproximación Bayesiana (Markov Chain Monte Carlo, Expectation-Maximization, Variational Inference, ...)

- En el caso de la mixtura de Gaussianas, ¿qué representan las variables latentes z?
- Intuición con clustering: z será una **variable categórica (factor)** que indica a que componente (cluster) pertenece la observación x.
- Podemos simular de una mixtura de Gaussianas mediante el siguiente proceso:
 - 1. $z \sim \mathcal{C}ategorical\{1,\ldots,K\}$ (seleccionamos cluster)
 - 2. Sea $z=k,\,x\sim\mathcal{N}(\mu_k,\Sigma_k)$ (simulamos de ese cluster)
- Gráficamente, lo representamos mediante



donde los nodos son variables aleatorias, y los arcos indican dependencia probabilista.



• Nos indica que la probabilidad conjunta p(x,z) se ha factorizado de la siguiente manera al definir el modelo

$$p(x,z) = p(z)p(x|z)$$

- ¿Quiénes son los factores?
 - p(z): lo definimos tal que $p(z_k=1)=\pi_k$, donde z es una variable categórica representada mediante OHE.
 - $\circ \ p(x|z_k=1) = \mathcal{N}(x|\mu_k,\Sigma_k)$
- De esta forma, tenemos que la marginal es (**coincide con lo original**)

- Si hemos llegado a lo mismo que al principio, ¿para qué hemos hecho todo esto?
- Al introducir las variables latentes z, podemos responder de forma natural a inferencias del tipo: ¿a qué cluster asignamos x? mediante el posterior p(z|x).
- En el ámbito de MoGs, al posterior también se le denomina **responsabilidad**, y su expresión es

$$p(z_k = 1|x) = rac{\pi_k \mathcal{N}(x|\mu_k, \Sigma_k)}{\sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}(x|\mu_k, \Sigma_k)}$$

- En lugar de obtener una asignación **rígida** a un cluster, tenemos una noción de incertidumbre via p(z|x).
- Además, al introducir las variables latentes *z*, se pueden desarrollar algoritmos de inferencia más sofisticados (como EM).

Máxima Verosimilitud (ML)

• Todavía no hemos visto cómo obtener valores buenos para los parámetros de las dos distribuciones involucradas:

$$\pi_k, \mu_k, \Sigma_k$$

- El algoritmo más básico (no necesita latentes z) es el de **máxima verosimilitud**.
- Supongamos que tenemos x_1, \ldots, x_N observaciones (independientes), escribimos la log-verosimilitud del modelo

$$\log p(x|\pi,\mu,\Sigma) = \sum_{n=1}^N \log\{\sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}(x_n|\mu_k,\Sigma_k)\}$$

• Hemos obtenido un problema de optimización

$$\pi^*, \mu^*, \Sigma^* = rg\max_{\pi,\mu,\Sigma} \log p(x|\pi,\mu,\Sigma)$$

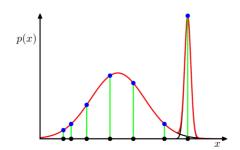
Cuestiones técnicas sobre ML

- Desafortunadamente, no hay una solución explícita para el óptimo, pero podemos utilizar **descenso por el gradiente** o similares.
- El problema de optimización presenta **singularidades**. Si "tenemos suerte", puede ocurrir que durante la optimización $x_n = \mu_j$, teniendo que

$$\mathcal{N}(x_n|x_n,\sigma_j^2I) = rac{1}{\sqrt{2\pi}}rac{1}{\sigma_j}
ightarrow \infty$$

cuando $\sigma_j \to 0$.

• Es decir, ajustando una componente a un único punto x_n , podemos maximizar la función objetivo tanto como queramos. **El overfitting es real**.



Algoritmo EM (1)

- Técnica general para encontrar soluciones de máxima verosimilitud en modelos probabilísticos con variables latentes.
- Sea un modelo probabilístico en el que denotamos por X el vector de variables observadas y Z el vector de variables latentes (discretas).
- La distribución conjunta, $p(X, Z|\theta)$ viene gobernada por el vector de parámetros θ . Queremos maximizar

$$p(X| heta) = \sum_{Z} p(X,Z| heta)$$

• Asumimos que la optimización directa de $p(X|\theta)$ es difícil, pero la de $p(X,Z|\theta)$ es fácil.

Algoritmo EM (2)

• Para cualquier distribución q(Z) sobre las variables latentes se verifica

$$\log[p(X| heta)] = \mathcal{L}(q, heta) + KL(q\|p)$$

Donde

$$\mathcal{L}(q, heta) = \sum_{Z} q(Z) \log iggl[rac{p(X, Z | heta)}{q(z)} iggr] \ KL(q \| p) = - \sum_{Z} q(Z) \log iggl[rac{p(Z | X, heta)}{q(z)} iggr]$$

- Ejercicio: demostrarlo.
- La divergencia de Kullback-Leibler verifica $KL(q\|p) \geq 0$ y $KL(q\|p) = 0$ si y solo si $q(Z) = p(Z|X,\theta)$.
- Por tanto, $\mathcal{L}(q, \theta) \leq \log[p(X|\theta)]$.

Algoritmo EM (3)

- El algoritmo EM es un algoritmo de optimización iterativo con dos etapas utilizado para encontrar θ que maximiza la verosimilitud.
- Supongamos que l valor actual de θ es θ^{old}
- Paso E: Maximizar $\mathcal{L}(q, \theta^{old})$ con respecto a q(Z). (Demostrar que el máximo se alcanza cuando $q(Z) = p(Z|X, \theta^{old})$).
- Paso M: Mantener fija q(Z) y maximizar $\mathcal{L}(q,\theta)$ con respecto a θ , dando lugar a θ^{new} .
- El paso M hace que $\mathcal{L}(q,\theta)$ crezca y por tanto también la log verosimilitud.
- Como q está determinada usando los parámetros viejos, ya no es idéntica a $p(Z|X,\theta^{new})$ y por tanto la KL será distinta de 0.
- El aumento en log verosimilitud es mayor que el aumento en su cota inferior.

Algoritmo EM (4)

• Después del paso E tenemos que

$$\mathcal{L}(q, heta) = \sum_{Z} p(Z|X, heta^{old}) \log p(X, Z| heta) - \sum_{Z} p(Z|X, heta^{old}) \log p(X, Z| heta^{old})$$

- En el paso M maximizamos el calor esperado de $\log p(X, Z|\theta)$.
- θ aparece únicamente en el logaritmo. Si la distribución conjunto es de la familia exponencial, la optimización es muy sencilla.

MoG mediante EM (1)

• En MoG queremos maximizar

$$\log p(X|\pi,\mu,\Sigma) = \sum_{n=1}^N \log\{\sum_{k=1}^K \pi_k \mathcal{N}(x_n|\mu_k,\Sigma_k)\}$$

- Difícil pues la suma ocurre dentro del logaritmo.
- En cambio, la **verosimlitud completa**, más fácil pues cambia orden de logaritmo y suma

$$\log p(X, Z | \pi, \mu, \Sigma) = \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^K z_{nk} \left\{ \log \pi_k + \log \mathcal{N}(x_n | \mu_k, \Sigma_k)
ight\}$$

MoG mediante EM (2)

- Usamos EM.
- En el paso E debemos evaluar $p(Z|X,\mu^{old},\Sigma^{old},\pi^{old})$

$$p(z_k=1|x) = rac{\pi_k^{old} \mathcal{N}(x|\mu_k^{old},\Sigma_k^{old})}{\sum_{k=1}^K \pi_k^{old} \mathcal{N}(x|\mu_k^{old},\Sigma_k^{old})} = \gamma(z_{nk})$$

• En el paso M, calculamos $\mu^{new}, \Sigma^{new}, \pi^{new}$, maximizando

$$\mathbb{E}[\log p(X,Z|\mu,\Sigma,\pi)] = \sum_{n=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} \gamma(z_{nk}) \left\{\log \pi_k + \log \mathcal{N}(x_n|\mu_k,\Sigma_k)
ight\}$$

MoG mediante EM (3)

ullet Para μ_k (definiendo $N_k = \sum n = 1^N \gamma z_{nk}$)

$$\mu_k = rac{1}{N_k} \sum_{n=1}^N \gamma z_{nk} x_n$$

• Para Σ_k

$$\Sigma_k = rac{1}{N_k} \sum_{n=1}^N \gamma z_{nk} (x_n - \mu_k) (x_n - \mu_k)^ op$$

• Para π_k

$$\pi_k = rac{N_k}{N}$$

Relación entre K-medias y MoG

• Considérese una MoG con $\Sigma_k = \epsilon I$.

$$p(x|\mu_k,\Sigma_k) = rac{1}{(2\pi\epsilon)^{1/2}} \mathrm{exp}igg\{-rac{1}{2\epsilon}\|x-\mu_k\|^2igg\}$$

• Usemos EM en este caso. La distribución a posteriori de *z* será

$$\gamma(z_{nk}) = rac{\pi_k \expigl\{ -rac{1}{2\epsilon} \|x - \mu_k\|^2igr\}}{\sum_j \pi_j \expigl\{ -rac{1}{2\epsilon} \|x - \mu_j\|^2igr\}}$$

- En el límite $\epsilon \to 0$, $\gamma(z_{nk})=0$ para todo k excepto aquel para el cual $\|x-\mu_k\|^2$ sea mínimo.
- Cada punto asignado al cluster con centroide más cercano!!

Relación entre K-medias y MoG

• En este límite, el valor esperado de la log verosimilitud completa se puede escribir como

$$-rac{1}{2}\sum_{n=1}^{N}\sum_{k=1}^{K}I(C(n)=k)\|x_{n}-\mu_{k}\|^{2}+ ext{cte}$$

• Maximizarlo (respecto a μ_k) equivale a escoger

$$\mu_k = rg \min_m \sum_{n:C(n)=k} \|x_n - m\|^2$$