Homework 1 PGM

Sharone Dayan, Michael Sutton

October 2017

1 Learning in Discrete Graphical Model

Considérons le modèle suivant :

Soit Z et X deux variables discrètes qui prennent respectivement M et K valeurs tel que :

$$p(Z = m) = \pi_m \qquad \forall m \in [1, \dots, M]$$

$$p(X = k | Z = m) = \theta_{mk} \qquad \forall k \in [1, \dots, K], \forall m \in [1, \dots, M]$$

Données: On a un echantillon $(z^{(1)}, x^{(1)}), \dots, (z^{(N)}, x^{(N)})$ d'observations i.i.d du couple (Z, X).

Posons
$$\mathbf{Y}=(Y_1,\ldots,Y_M)$$
 avec $Y_m=\mathbbm{1}_{Z=m}.$ Posons $B=\begin{pmatrix}B_1\\\vdots\\B_M\end{pmatrix}$ avec $(B_m)_k=\mathbbm{1}_{X=k|Z=m},$ on a alors :

$$p(Y_m = m) = p(Z = m) = \pi_m \qquad \forall m \in [1, \dots, M]$$
$$p(Y = y) = \prod_{m=1}^{M} \pi_m^{y_m}$$

L'évènement $\{Y=k\}$ correspond à $\{Y_k=1\ et\ Y_l=0\ \forall l\neq k\},\ Y\in[0,1]^K$. Et concernant B et Z on a les relations :

$$p(B_{mk} = 1) = p((B_m)_k = 1) = p(X = k | Z = m) = \theta_{mk} \qquad \forall k \in [1, \dots, K], \forall m \in [1, \dots, M]$$
$$p(B = b) = \prod_{m=1}^{M} \prod_{k=1}^{K} \theta_{mk}^{b_{mk}}$$

mettre un texte comme pour Y decrivant B

Ecrivons la fonction de vraisemblance :

$$\begin{split} L((\pi,\theta)) &= p_{(\pi,\theta)}((Z^{(1)},X^{(1)}) = (z^{(1)},x^{(1)}),\dots,(Z^{(N)},X^{(N)}) = (z^{(N)},x^{(N)})) \\ &= \prod_{n=1}^N p_{(\pi\theta)}((Z^{(n)},X^{(n)}) = (z^{(n)},x^{(n)})) \quad \text{ par independance} \\ &= \prod_{n=1}^N p(X^{(n)} = x^{(n)}|Z^{(n)} = z^{(n)}) \, p(Z^{(n)} = z^{(n)}) \\ &= \prod_{n=1}^N p(B^{(n)} = b^{(n)}) \, p(Y^{(n)} = y^{(n)}) \\ &= \prod_{n=1}^N \prod_{m=1}^M \prod_{k=1}^K \theta_{mk}^{b_{mk}^{(n)}} \prod_{m=1'}^M \pi_{m'}^{y_{m'}^{(n)}} \\ &= \prod_{n=1}^N \prod_{m=1}^M \prod_{k=1}^K \theta_{mk}^{b_{mk}^{(n)}} \pi_m^{y_{m'}^{(n)}} \end{split}$$

En remarquant que les cas ou $\pi_i = 0$ (resp. $\theta_{mk} = 0$) entrainerai que $y_i = 0$ sur toute les observation (resp. $B_{mk} = 0$ sur toute les observations), les valeurs correspondantes dans le produit valent 1 et "disparaissent". On en conclu donc que la log vraissemblance est bien defini et vaut :

$$l((\pi, \theta)) = \sum_{n=1}^{N} \sum_{k=1}^{K} \sum_{m=1}^{M} b_{mk}^{(n)} \log(\theta_{mk}) + y_m^{(n)} \log(\pi_m)$$
$$= \sum_{m=1}^{M} \sum_{k=1}^{K} \sum_{n=1}^{N} b_{mk}^{(n)} \log(\theta_{mk}) + y_m^{(n)} \log(\pi_m)$$

En notant $n_m = \sum_{n=1}^N y_m^{(n)}$, qui correspond au nombre d'observations de Z prenant la valeur j, et en notant $n_{mk} = \sum_{n=1}^N b_{mk}^{(n)}$ qui correspond au nombre d'observations de (Z, X) prenant la valeur (m, k) on a :

$$l((\pi, \theta)) = \sum_{m=1}^{M} \sum_{k=1}^{K} n_{mk} \log(\theta_{mk}) + n_m \log(\pi_m)$$

L'objectif est donc de maximiser la fonction de log vraisemblance $l((\pi, \theta))$ sous les contrainte que $\sum_{m=1}^{M} \pi_m = 1$ et $\forall m \sum_{k=1}^{K} \theta_{mk} = 1$, ou en d'autres termes :

$$\min_{\substack{\pi_m \geq 0 \\ \theta_{mk} \geq 0}} f((\pi, \theta)) = -l((\pi, \theta)) = \sum_{m=1}^{M} \sum_{k=1}^{K} -n_{mk} \log(\theta_{mk}) - n_m \log(\pi_m) \qquad s.c \quad 1^T \pi = 1 \in \mathbb{R} \quad and \quad 1^T \theta = 1 \in \mathbb{R}^M$$

Le Lagrangien de ce problème donne :

$$\mathcal{L}(\pi, \theta, \lambda) = -l((\pi, \theta)) + \lambda_0 \left(\sum_{m=1}^{M} \pi_m - 1\right) + \sum_{m=1}^{M} \left(\lambda_j \left(\sum_{k=1}^{K} \theta_{mk} - 1\right)\right)$$

Il est évident que $n_i \geq 0$ car $y_i \geq 0$ donc f est convexe comme somme de fonction convexe. De plus l'ensemble $\{\pi_m \geq 0, \theta_{mk} \geq 0, \forall m \in [\![1,\ldots,M]\!]\}$ est convexe, il s'agit d'un problème d'optimisation

convexe. Les contraintes son linéaires, et il existe $\pi_1, \pi_2, ..., \pi_M$ tq $\sum_{i=1}^M \pi_i = 1$, donc d'après la qualification de contraintes de Slater, le problème a la propriété de forte dualité. Ainsi :

$$\min_{\substack{\pi_m \geq 0 \\ \theta_{mk} \geq 0}} f((\pi, \theta)) = \max_{\substack{\lambda \\ \theta_{mk} \geq 0}} \min_{\substack{\pi_m \geq 0 \\ \theta_{mk} \geq 0}} \mathcal{L}(\pi, \theta, \lambda)$$

Je suis pas sur que c'est phrase soit la bonne justification Comme $L(\pi, \lambda)$ est convexe par rapport à π , le minimum se trouve en annulant la dérivée de $L(\pi, \lambda)$ par rapport à π . Ainsi, on obtient :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \pi_i} = -\frac{K n_i}{\pi_i} + \lambda = 0 \qquad \forall i \in [1, \dots, M]$$

Donc:

$$\pi_i \lambda = K n_i \quad \forall i \in [1, \dots, M]$$

En substituant cette égalité à la contrainte $\sum_{i=1}^{M} \pi_i = 1$, on obtient $\lambda = K \sum_{i=1}^{M} n_i$, d'où $\lambda = kN$ ($\neq 0$) avec N le nombre d'observations.

On obtient finalement :

$$\widehat{\pi_i} = \frac{Kn_i}{\lambda} = \frac{\sum_{j=1}^n y_i^{(j)}}{n} = \frac{n_i}{n} \quad \forall i \in [1, \dots, M]$$

Nous cherchons donc à trouver :

$$\widehat{\pi}_{ML} = argmax_{\pi_m} L(z_1, ..., z_M; \pi_m)$$