

WMMSB Dérivation

- La dérivation des updates du CVB nous donne l'update de $z_{i \rightarrow j}$:

$$q(z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k') = \gamma_{ijkk'} \propto \exp \left(E_{q(z^{-ij})} [\log P(Y, z^{-ij}, z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k')] \right) \propto \exp \left(E_{q(z^{-ij})} [\log CGS] \right)$$

- Cette relation montre le lien entre l'update CVB et CGS.

- Nous définissons ici l'update CGS pour WMMSB :

$$P(z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k' | Y, z^{-ij}) \propto P(Y_{ij} | Y^{-ij}, z^{-ij}, z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k') \cdot P(z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k' | z^{-ij})$$

- L'update concernant les z est le même que pour MMSB,

- Calculons donc l'autre :

$$P(Y_{ij} | Y^{-ij}, z^{-ij}, z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k') = \frac{P(Y_{ij}, Y^{-ij}, z^{-ij}, z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k')}{P(Y^{-ij}, z^{-ij}, z_{i \rightarrow j} = k, z_{i \leftarrow j} = k')}$$

- Considérons le numérateur, en commençant par rappeler le modèle concerné :

likelihood : $P(Y_{ij} | \phi_{kk'}) = \text{Poisson}(Y_{ij}; \phi_{kk'}) = \frac{\phi_{kk'}^{Y_{ij}} e^{-\phi_{kk'}}}{Y_{ij}!}$

conjugate prior : $P(\phi_{kk'}) = \text{Gamma}(\phi_{kk'}; \eta, \theta) = \frac{\theta^\eta}{\Gamma(\eta)} \phi_{kk'}^{\eta-1} e^{-\theta \phi_{kk'}}$

Reprenons le ^{numérateur} ~~dénominateur~~ : $P(y_{i2}, y^{-i2}, z^{-i2}, z_{i2=h}, \dots) =$
 (je note ϕ au lieu et place de ϕ_{i2} pour simplifier)

$$\int P(y_{i2} | \phi) P(y^{-i2} | z^{-i2}, \phi) P(\phi) d\phi$$

$$= \int P(y_{i2} | \phi) \prod_{\substack{i' \neq i2: z_{i'2} = h, z_{j'2} = h}} P(y_{i'2} | \phi) \cdot P(y_{i2=h, z_{j2=h}} | z_{i2=h, z_{j2=h}}) P(\phi) d\phi$$

L'idée ici est de séparer les liens sont tiré au sein de la classe (h, h') et tout les autres. Il se trouve que la partie qui ne dépend du couple (h, h') peut être supprimée:

$$\propto \int \frac{\phi^{m_{h,h'}^Y} e^{-m_{h,h'}^Y \phi}}{\prod_{i2} (y_{i2}!)} \cdot P(\phi) d\phi \propto \frac{1}{\prod_{i2} (y_{i2}!)} \int \phi^{m_{h,h'}^Y + m - 1} e^{-(m_{h,h'}^Y + \theta)\phi} d\phi$$

$$\propto \frac{\Gamma(m_{h,h'}^Y + m)}{(m_{h,h'}^Y + \theta)^{m_{h,h'}^Y + m}} \cdot \frac{1}{\prod_{i2} (y_{i2}!)}$$

En remarquant que le dénominateur est la même équation mais avec y_{i2} qui est absent, on trouve en faisant le rapport:

$$\left[\text{je rappelle les identités suivantes: } \begin{cases} \Gamma(y_{i2} + 1) = y_{i2}! \\ \binom{a}{b} = \frac{\Gamma(a+1)}{\Gamma(b+1) \Gamma(a-b+1)} \end{cases} \right]$$

2)

3/26/5

LA METRO.

le rapport de l'update initial ccs, nous donne finalement:

$$\propto \binom{m_{kk'}^{y_{i,j}} + \frac{1}{2}\eta - 1}{y_{i,j}} \frac{1}{\left(N_{kk'}^{y_{i,j}} + \theta + 1\right)^{y_{i,j}}} \left(1 - \frac{1}{N_{kk'}^{y_{i,j}} + \theta + 1}\right)^{m_{kk'}^{y_{i,j}} + \eta}$$

$$= \text{Negative Binomial}(y_{i,j}; r, p)$$

avec

$$r = m_{kk'}^{y_{i,j}} + \eta$$

$$p = \frac{1}{N_{kk'}^{y_{i,j}} + \theta + 1}$$

Pour compléter le CVB on effectue une Taylor Expansion:

$$\exp E_q[\log X] \simeq E_q[X]$$

Dans un Summative Vars les espérances sur q sont approximées par le théorème central limite, à savoir:

$$E_q[X] \simeq \sum_i E_q[X_i] \dots$$