ЕСМ-алгоритм, стохастическая модель сигнала

§1 Постановка проблемы

Предположим, у нас имеется линейная антенная решетка, состоящая из L сенсоров. Решетка принимает волны, направленные из M различных источников. Этим источникам соответствует вектор углов прибытия (DoA) θ , практически не изменяющийся во времени. По итогам измерений было получено G снимков полученного сигнала, причем ввиду технических неполадок, связанных с сенсорами, большая часть таких снимков содержит помимо надежных данных ненадежные, которые в рамках данной задачи рассматриваются как пропуски. Пусть X — полный набор наблюдений (сигналов, полученных сенсорами в моменты времени $t = \overline{1,G}$), X_t соответствует наблюдению в момент времени t, через x и x_t будем обозначать реализации полного набора наблюдений и наблюдения в отдельный момент времени t соответственно. Ввиду наличия пропусков в данных, будем считать, что X состоит из наблюдаемой части $X_o = \{X_{ot}\}_{t=1}^G$ и ненаблюдаемой: $X_m = \{X_{m_t}\}_{t=1}^G$, причем $X_t = X_{ot} \cup X_{m_t}, \forall t \in \{1, ..., G\}$. Предполагается, что нет таких наблюдений, которые состоят лишь из ненаблюдаемой части. Набор наблюдений X является результатом следующей модели наблюдений:

$$X = AS + N, (1)$$

где $N=\{N_t\}_{t=1}^G$ соответствует набору шумов, связанных с датчиками в моменты времени $t=\overline{1,G},S=\{S_t\}_{t=1}^G$ – соответствует набору сигналов, испускаемых источниками в моменты времени $t=\overline{1,G},A$ – матрица управляющих векторов для равномерного линейного массива:

$$A(\theta) = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ e^{-2j\pi\frac{d}{\lambda}\sin(\theta_1)} & e^{-2j\pi\frac{d}{\lambda}\sin(\theta_2)} & \dots & e^{-2j\pi\frac{d}{\lambda}\sin(\theta_M)} \\ \dots & \dots & \dots & \vdots \\ e^{-2j\pi(L-1)\frac{d}{\lambda}\sin(\theta_1)} & e^{-2j\pi(L-1)\frac{d}{\lambda}\sin(\theta_2)} & \dots & e^{-2j\pi(L-1)\frac{d}{\lambda}\sin(\theta_M)} \end{bmatrix}.$$

Сигналы, испускаемые источниками, также как и шумы на сенсорах, предполагаются стохастическими: $S_t \sim CN(\mathbf{O}_{M\times 1}, \mathbf{P}), t = \overline{1, G}, N_t \sim CN(\mathbf{O}_{L\times 1}, \Lambda)$. Матрицы \mathbf{P} и Λ предполагаются диагональными, т.е. и сигналы, и шумы, являются некоррелированными. Для простоты дальнейших рассуждений введем также следующие величины:

- L_{o_t} число исправных сенсоров в момент времени t;
- L_{m_t} число неисправных сенсоров в момент времени t;
- A_{o_t} матрица, образованная теми строками матрицы A, которые соответствуют работающим сенсорам в момент времени t;
- A_{m_t} матрица, образованная теми строками матрицы A, которые соответствуют неисправным сенсорам в момент времени t;
- Λ_{m_t} ковариационная матрица шума на неисправных сенсорах в момент времени t;
- Λ_{o_t} ковариационная матрица шума на исправных сенсорах в момент времени t.

Cоставим ECM-алгоритм (Expectation Conditional Maximization алгоритм) для двух случаев:

- Известный шум;
- Неизвестный шум.

§2 Известный шум

Воспользуемся ЕСМ-алгоритмом для того, чтобы определить значения параметров $\Psi = (\theta, \mathbf{P})$, пропущенные значения $X_m = \{X_{m_t}\}_{t=1}^G$ рассматриваются как латентные переменные. Наблюдения X_t , $t = \overline{1,L}$ предполагаются независимыми и одинаково распределенными.

Инициализация параметров

Оценим вектор углов $\theta^{(0)}$ следующим образом:

1. Выберем число ν , которое будет соответствовать первому компоненту вектора $\theta^{(0)}$:

$$\nu \sim \mathcal{U}([-\pi; \pi]); \tag{2}$$

2. Оценим компоненты вектора $\theta^{(0)}$ так: $\theta_i^{(0)} = (\nu + (i-1) \cdot \frac{2\pi}{M}) \mod 2\pi, i = \overline{1, M}$. При этом, $a \mod b = a - b \cdot \lfloor \frac{a}{b} \rfloor$.

Диагональные элементы матрицы Р задаем с помощью равномерного распределения:

$$p_{jj} \sim \mathcal{U}([0.2; 5]) \tag{3}$$

где $j = \overline{1, M}$.

Е-шаг

Требуется найти условное математическое ожидание с учетом текущей оценки параметров и апостериорного совместного распределения ненаблюдаемых/пропущенных принятых сигналов X_m и исходных сигналов S

$$\mathbb{E}_{(X_m,S)|X_o=x_o,\Psi^{(\tau-1)}}[\log P(X,S)]. \tag{4}$$

Сначала найдем апостериорное распределение $P(X_m|X_o=x_o,\Psi)$, воспользуемся формулой произведения плотностей:

$$P((X_m, S)|X_o = x_o, \Psi) = P(X_m|X_o = x_o, \Psi) \cdot P(S|X_o = x_o, X_m = \widetilde{x}_m, \Psi)$$

$$\tag{5}$$

$$X_t = AS_t + N_t$$
 $S_t \sim CN(\mathbf{O}_{M \times 1}, \mathbf{P})$
 $X_t \sim CN(\mathbf{O}_{L \times 1}, A\mathbf{P}A^H + \mathbf{\Lambda})$
 $X_t | S_t \sim CN(AS_t, \mathbf{\Lambda})$
 $X_{ot} \sim CN(\mathbf{O}_{L \times 1}, A_{ot}\mathbf{P}A^H_{ot} + \mathbf{\Lambda}_{ot})$

$$P(S|\Psi) = \prod_{t=1}^{G} \frac{1}{\pi^M \operatorname{Det}(\mathbf{\Lambda})} e^{-S_t^H(\mathbf{P})^{-1} S_t},$$
(6)

$$P(X|\Psi) = \prod_{t=1}^{G} \frac{1}{\pi^L \operatorname{Det}(A\mathbf{P}A^H + \mathbf{\Lambda})} e^{-X_t^H (A\mathbf{P}A^H + \mathbf{\Lambda})^{-1} X_t},$$
(7)

$$P(X|S, \Psi) = \prod_{t=1}^{G} \frac{1}{\pi^L \operatorname{Det}(\mathbf{\Lambda})} e^{-(X_t - AS_t)^H(\mathbf{\Lambda})^{-1}(X_t - AS_t)},$$
(8)

$$P(X_o|\Psi) = \prod_{t=1}^G \frac{1}{\pi^{L_{o_t}} \operatorname{Det}(\mathbf{\Lambda}_{o_t})} e^{-(X_{o_t})^H (\mathbf{\Lambda}_{o_t})^{-1} (X_{o_t})}, \tag{9}$$

Параметры апостериорного распределения $P(X_{m_t}|X_{o_t}=x_{o_t},\Psi)$ на итерации τ можно найти следующим образом:

$$\begin{cases}
\mu_{X_{m_t|x_{o_t}}}^{(\tau)} = \hat{\Sigma}_{x_{m_t},x_{o_t}}^{(\tau)} (\hat{\Sigma}_{x_{o_t},x_{o_t}}^{(\tau)})^{-1} \cdot x_{o_t} \\
\Sigma_{x_{m_t|x_{o_t}}}^{(\tau)} = \hat{\Sigma}_{x_{m_t},x_{m_t}}^{(\tau)} - \hat{\Sigma}_{x_{m_t},x_{o_t}}^{(\tau)} (\hat{\Sigma}_{x_{o_t},x_{o_t}}^{(\tau)})^{-1} \hat{\Sigma}_{x_{o_t},x_{m_t}}^{(\tau)}
\end{cases}$$
(10)

Оцениваем пропущенные значения для каждого наблюдения через условное математическое ожидание: $\widetilde{x}_{m_t} = \mu_{x_{m_t}|x_{o_t}}$. $\widetilde{x}_t^{(\tau)}$ — оценка x_t с учетом оценки пропусков. Параметры апостериорного распределения $P(S_t|X_{o_t}=x_{o_t},X_{m_t}=\widetilde{x}_{m_t},\Psi)$ можно найти исходя из следующих формул

$$\begin{cases}
\mu_{S_{t}|X_{o_{t}}=x_{o_{t}},X_{m_{t}}^{(\tau)}=\widetilde{x}_{m_{t}},\Psi}^{(\tau)} = \mathbf{P}^{(\tau-1)}(A^{(\tau-1)})^{H} \left(A^{(\tau-1)}\mathbf{P}^{(\tau-1)}(A^{(\tau-1)})^{H} + \mathbf{\Lambda}\right)^{-1} \widetilde{x}_{t}^{(\tau)} \\
\sum_{S_{t}|X_{o_{t}}=x_{o_{t}},X_{m_{t}}^{(\tau)}=\widetilde{x}_{m_{t}},\Psi}^{(\tau)} = \mathbf{P}^{(\tau-1)} - \mathbf{P}^{(\tau-1)}(A^{(\tau-1)})^{H} \left(A^{(\tau-1)}\mathbf{P}^{(\tau-1)}(A^{(\tau-1)})^{H} + \mathbf{\Lambda}\right)^{-1} A^{(\tau-1)}\mathbf{P}^{(\tau-1)}
\end{cases}$$
(11)

Заметим, что $\Sigma_{S_t|X_{o_t}=x_{o_t},X_{m_t}^{(\tau)}}$ не зависит от величин, которые зависят от t, эта условная ковариация исходных сигналов вообще не зависит от t. Рассчитаем оценку пространственной ковариационной матрицы (пользуемся результатами выкладок по детерминированной модели):

$$R^{(\tau)} = \frac{1}{G} \sum_{t=1}^{G} \left[\widetilde{\Sigma}_t^{(\tau)} + \widetilde{x}_t^{(\tau)} (\widetilde{x}_t^{(\tau)})^H \right]$$

$$(12)$$

где $\widetilde{\Sigma_t}^{(\tau)}$ — матрица размера $L \times L$, в которой все элементы являются нулями, за исключением тех, что стоят на пересечении строк с номерами $j_1 \in m_t$ и столбцов с номерами $j_2 \in m_t$: они заменены величиной $\Sigma_{x_{m_t}|x_{o_t}}^{(\tau)}$. Вернемся к ранее рассмотренному условному математическому ожиданию:

$$\mathbb{E}_{(X_m,S)|X_o \equiv x_o,\Psi^{(\tau-1)}}[\log P(X,S)].$$

Его следует максимизировать, мы можем перейти от логарифма произведения к сумме логарифмов.

$$\log P(X, S | \theta, \mathbf{P}) = -G \log(\text{Det}(\pi \mathbf{\Lambda})) - \sum_{t=1}^{G} (X_t - A(\theta)S_t)^H \mathbf{\Lambda}^{-1} (X_t - A(\theta)S_t)$$
$$-G \log(\text{Det}(\pi \mathbf{P})) - \sum_{t=1}^{G} S_t^H \mathbf{P}^{-1} S_t$$

М-шаг

Требуется найти наилучшую оценку параметров, решив следующую задачу оптимизации:

$$\begin{split} \Psi^{(\tau)} &= \arg\max_{\Psi} \mathbb{E}_{(X_m,S)|X_o = x_o, \Psi^{(\tau-1)}} [\log P(X,S)] = \\ \arg\max_{\Psi} \mathbb{E}_{(X_m,S)|X_o = x_o, \Psi^{(\tau-1)}} \bigg[-G \log(\mathrm{Det}(\pi \mathbf{\Lambda})) - \sum_{t=1}^G (X_t - A(\theta)S_t)^H \mathbf{\Lambda}^{-1} (X_t - A(\theta)S_t) \\ -G \log(\mathrm{Det}(\pi \mathbf{P})) - \sum_{t=1}^G S_t^H \mathbf{P}^{-1} S_t \bigg] \end{split}$$

Первый СМ-шаг

Оценим углы прибытия сигналов θ , но оставляем оценку ковариации сигналов ${\bf P}$ фиксированной: ${\bf P}={\bf P}^{(\tau-1)}$.

$$\theta^{(\tau)} = \arg\max_{\theta} Q(\theta|\theta^{(\tau-1)}) =$$

$$\arg\max_{\theta} \mathbb{E}_{(X_m,S)|X_o = x_o, \Psi^{(\tau-1)}} \left[-G\log(\mathrm{Det}(\pi\mathbf{\Lambda})) - \sum_{t=1}^{G} (X_t - A(\theta)S_t)^H \mathbf{\Lambda}^{-1} (X_t - A(\theta)S_t) \right]$$

$$-G\log(\mathrm{Det}(\pi\mathbf{P})) - \sum_{t=1}^{G} S_t^H \mathbf{P}^{-1} S_t$$

Тогда минимизируемая функция примет следующий вид:

$$\mathcal{J}(\theta) = \sum_{t=1}^{G} \mathbb{E} \Big[(X_t - A(\theta)S_t)^H \mathbf{\Lambda}^{-1} (X_t - A(\theta)S_t) | X_o = x_o \Big] =$$

$$\sum_{t=1}^{G} \operatorname{Tr} \Big(\mathbf{\Lambda}^{-1} \mathbb{E} \Big[(X_t - A(\theta)S_t) (X_t - A(\theta)S_t)^H \Big| X_o = x_o \Big] \Big) =$$

$$\operatorname{Tr} \Big(\mathbf{\Lambda}^{-1} (R^{(\tau)} - A\mathbf{P}^{\tau - 1}A^H) \Big)$$

$$\operatorname{arg min}_{\theta} = \operatorname{Tr} \Big(\mathbf{\Lambda}^{-1} (R^{(\tau)} - A\mathbf{P}^{(\tau - 1)}A^H) \Big)$$

$$(13)$$

Второй СМ-шаг

Оценим ковариацию сигналов ${\bf P}$, но оставляем оценку углов прибытия сигналов θ фиксированной: $\theta=\theta^{(au)}$

$$\mathbf{P}^{(\tau)} = \operatorname*{arg\,max}_{\mathbf{P}} Q(\mathbf{P}|\mathbf{P}^{(\tau-1)})$$

Пользуемся тем фактом, что полное правдоподобие раскладывается на сумму $\log P(X|S=s) + \log(S)$. Первый логарифм не зависит от **P**. Поэтому максимизируем условное математическое ожидание для $\log(S|\Psi)$.

$$\mathcal{K}(\mathbf{P}) = \mathbb{E}_{S|X=\widetilde{x},\Psi^{(\tau-1)}} \left[-G \log(\mathrm{Det}(\pi\mathbf{P})) - \sum_{t=1}^{G} S_{t}^{H} \mathbf{P}^{-1} S_{t} \right] =$$

$$-G \log(\mathrm{Det}(\pi\mathbf{P})) - \mathbb{E}_{\Psi^{(\tau-1)}} \left[\sum_{t=1}^{G} S_{t}^{H} \mathbf{P}^{-1} S_{t} \middle| X = \widetilde{x}^{(\tau)} \right] =$$

$$-G \log(\mathrm{Det}(\pi)) - G \log(\mathrm{Det}(\mathbf{P})) - \mathbb{E}_{\Psi^{(\tau-1)}} \left[\sum_{t=1}^{G} S_{t}^{H} \mathbf{P}^{-1} S_{t} \middle| X = \widetilde{x}^{(\tau)} \right] =$$

$$-G \log(\mathrm{Det}(\mathbf{P})) - \sum_{t=1}^{G} \mathrm{Tr} \left(\mathbf{P}^{-1} \mathbb{E}[S_{t} S_{t}^{H} \middle| X = \widetilde{x}^{(\tau)}] \right)$$

$$\frac{d}{d\mathbf{P}} \log(\mathrm{Det}(\mathbf{P})) = \mathbf{P}^{-1}$$

 $X = \widetilde{x}^{(\tau)}$ – оценка наблюдений, полученная с учетом Е-шага текущей итерации. Обозначим через M величину $\mathbb{E}[S_tS_t^H\Big|X = \widetilde{x}^{(\tau)}]$.

$$\frac{d}{d\mathbf{P}}\operatorname{Tr}(P^{-1}M) = -\mathbf{P}^{-1}M\mathbf{P}^{-1}$$

$$\frac{d\mathcal{K}(\mathbf{P})}{d\mathbf{P}} = -G\mathbf{P}^{-1} + \mathbf{P}^{-1}M\mathbf{P}^{-1}$$

Приравняем производную к нулю (функция по Р выпукла).

$$O = -G\mathbf{P}^{-1} + \mathbf{P}^{-1}M\mathbf{P}^{-1} \Rightarrow M = G\mathbf{P} \Rightarrow \mathbf{P}^{(\tau)} = \frac{1}{G} \sum_{t=1}^{G} \left(\Sigma_{S_t|X_t} + \mu_{S_t|X_t} (\mu_{S_t|X_t})^H \right)$$

$$\mathbf{P}^{(\tau)} = \frac{1}{G} \sum_{t=1}^{G} \left(\Sigma_{S_t|X_t} + \mu_{S_t|X_t} (\mu_{S_t|X_t})^H \right)$$
 (14)

Учтем, что $\sum_{t=1}^G a_t a_t^H = AA^H$, если A – матрица, составленная из столбцов $a_t, t = \overline{1, G}$. Также учтем, что $\Sigma_{S_t|X_t}$ принимает одинаковое значение при любом t:

$$\mathbf{P}^{(\tau)} = \frac{1}{G} M_{S|X} \cdot M_{S|X}^H + \Sigma_{S_1|X_1},\tag{15}$$

где $M_{S|X}$ – матрица, составленная из столбцов $\mu_{S_t|X_t}, t=\overline{1,G}$. Предполагая, что сигналы некоррелированны, изменим оценку так, чтобы учесть лишь диагональные элементы:

$$\mathbf{P}^{(\tau)} = \mathcal{D}\left[\frac{1}{G}M_{S|X} \cdot M_{S|X}^H + \Sigma_{S_1|X_1}\right]$$
(16)

.

§3 Неизвестный шум

Е-шаг

М-шаг

Первый СМ-шаг

Второй СМ-шаг

Список источников

- 1. Dempster, A.P.; Laird, N.M.; Rubin, D.B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. J. R. Stat. Soc. Ser. B (Methodol.) 1977, 39, 1–38
- 2. Maximum Likelihood Estimation via the ECM Algorithm: A General Framework Xiao-Li Meng; Donald B. Rubin Biometrika, Vol. 80, No. 2 (Jun., 1993), 267-278.