

لُصُرَكْ سُوْمْ تُنْهَلَكْ دِرْ كِلَانْتْ سِلَكْ

شماره داشتگی: ۹۶۱۰۸۵۷۵

نام: محمد سعید حسن نجفی

سوال ۱) EEG اغلب توسط پاسیل های الکترو فیزیولوژیکی مربوط به انقباض عضلانی رانی از جویین و اخم کردن و ... دچار آرتیفیس می شود. فیلتر های پالیین گذرا و مسدل آرای حنف آرتیفیس عضلانی استفاده می شود. با این حال از آن حاکم طیف فرکانس آرتیفیس های ماهیچه ای اغلب با طیف فرکانس overlap دارد. فیلتر های فرکانس را آنکه اعمال کنند ممکن است اطلاعات ارزشمند سلیمانی را هم از بین برند. روش جدیدتر ICA هم کاملاً جداسازی نمی کند و از cross

EEG و فلکلور ماهیچه ای می تواند مشاهده شود. CCA روشی جدیدتر برای حنف آرتیفیس عضلانی از سلیمانی EEG است. این الگوریتم یک الگوریتم BSS (جداسازی کمر) می باشد. برای حل مسئله CCA، BSS منابع متقابل غیرهمبسته را فرض می کند که حداقل خود همبستگی را دارند. این الگوریتم برای جداسازی آرتیفیس عضلانی EEG مناسب است. برای سلیمانی \hat{w}_x و \hat{w}_y همبستگی بالایی دارد و دلایلی که آرتیفیس ماهیچه خود همبستگی کمی دارد. فرض می کنیم X و Y دو بردار تصادفی مطابق لویو باشند و بین متغیرها همبستگی وجود داشته باشد. دو مجموعه از بردارهای پایه را درست می آوریم که برای X و که برای Y به طوری که CCA می تواند برآورده بزرگی این بردارهای پایه حداقل همبستگی را باشد. برای مثال همبستگی بین $w_x^T X$ و $w_y^T Y$ بزرگ است. این برآوردهای پایه حداقل همبستگی را باشد. برای w_x و w_y ای را پس از $cov(w_x, w_y)$ که $cov(w_x, w_y) = E[w_x w_y^T] - E[w_x] E[w_y^T]$ می تواند $cov(w_x, w_y) = E[w_x^T X] E[w_y^T Y]$ باشد.

$$\begin{aligned} \max_{w_x, w_y} P(w_x, w_y) &= \frac{E[w_x w_y]}{\sqrt{E[w_x^2] E[w_y^2]}} = \frac{E[w_x^T X w_y^T Y]}{\sqrt{E[(w_x^T X)(w_x^T X)] E[(w_y^T Y)(w_y^T Y)]}} \\ &= \frac{w_x^T C_{XY} w_y}{\sqrt{w_x^T C_{XX} w_x} (w_y^T C_{YY} w_y)} \end{aligned}$$

حل آنرا از رابطه‌ی صفحه‌ی قابل مشتق کلیم به عبارت نرمی نویسیم

$$\begin{cases} C_{xx}^{-1} C_{xy} C_{yy}^{-1} C_{yx} \hat{W}_x = \rho^2 \hat{W}_x \\ C_{yy}^{-1} C_{yx} C_{xx}^{-1} C_{xy} \hat{W}_y = \rho^2 \hat{W}_y \end{cases}$$

اگر این رابطه GED را حل کنیم به این نویسی معنی اول که بیشترین خودهمبستگی را دارند (هر دو کام بعده) برای برست آوردن براحتی جزو از قضایی عمود استفاده می‌کنیم تا به بیشترین خودهمبستگی (نمایم)

به این نتیجه که CCA روی سلسله اعمالی شور آرتبیلت عضلانی می‌تواند از بین روش (دلیل آن در قسم الف آنقدر) به وسیله‌ای آسان که سهل‌تر باشد که فعالیت آنقدر را نشانی رهندار بین روش‌ها

$$X_{\text{clean}}(t) = A_{\text{clean}} Z(t)$$

معنی دادن دسته‌آمدان
با استفاده از CCA

در واقع در PCA به دنبال مکار یافتن فاصله منابع استخراج شده
همچنین در PCA استفاده از داده‌های را صفر کنیم یعنی داریم:

$$\arg \max_W \text{Var}(Y) \xrightarrow{\text{knowing that } \text{Var}(Y) = E[Y^2] - E[Y]^2} \arg \max_W E[Y^2]$$

$$Y(t) = W^T X \xrightarrow{\text{داریم}} \arg \max_W E[Y^2] \xrightarrow{\text{استثنا}} \arg \max_W E[W^T X^T W]$$

$$\xrightarrow{\text{بسیار}} \arg \max_W W^T E[X X^T] W = W^T C_X W$$

$$\frac{E[WW]}{\sqrt{E[U^2]E[V^2]}} = \frac{W_x^T C_{xy} W_y}{\sqrt{(W_x^T C_{xx} W_x)(W_y^T C_{yy} W_y)}}$$

همچنین برای CCA با داده‌های مکار یافته کنیم

براسخ کندی می بهم شنیده هستن بنا بر این خواص داشت

	Maximize	A	B	V
PCA	total scatter (variation)	C_X	I	$C_X C_X^T$ و تراویح
CCA	correlation	$\begin{pmatrix} 0 & C_{XY} \\ C_{YX} & 0 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} C_{XX} & 0 \\ 0 & C_{YY} \end{pmatrix}$	$C_{XX}^{-1} C_{YY}^{-1} A^T$ و تراویح

الف) **سؤال 3**

برای متغیر گاوی $Z \sim N(0, 1)$ داریم: $X \sim N(m, \sigma^2)$

$$X = \sigma Z + m \quad , \quad f_Z(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad \text{for all } z \in \mathbb{R}$$

$$\implies E\{(X-m)^4\} = \int_{-\infty}^{\infty} (X-m)^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma^4 z^4 + 4m\sigma^4 z^2 + 6m^2\sigma^4) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$= \sigma^4 \int_{-\infty}^{\infty} z^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \sigma^4 F$$

$$F = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} z^4 e^{-\frac{z^2}{2}} dz = 2 \int_0^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} z^4 e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$\stackrel{z=\sqrt{2w}}{=} \frac{9}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} (2w)^2 e^{-\frac{2w}{2}} \frac{dw}{\sqrt{2w}} = \frac{9}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} w^{2-\frac{1}{2}} e^{-w} dw$$

$$= \frac{9^2}{\sqrt{\pi}} \Gamma\left(2+\frac{1}{2}\right) = \frac{9^2}{\sqrt{\pi}} \times \frac{4!}{(4)^2 \times 2!} \sqrt{\pi} = 3$$

$$\implies E\{(X-m)^4\} = \sigma^4 F = 3\sigma^4 \implies \boxed{k_4 = 3}$$

بنابراین مقدار تابع گفته شده برای متغیر گاوی را خواه برابر ۳ می‌باشد \iff برای استفاده از آن در ICA می‌توان آن را منجذب ۳ کرد و مشاهد آن چه در اسلامیدها بیان شده است از این زمانه آن را برای هر منبع مکرر یعنی مکرر کرد.

برای این قسمت ابتدا نسبت می‌کنم توزیع گاوی بیشترین آسیوپی را درین توزیع های باطنی نمایور و میانگین و واریانس نیود دارد بنابراین داریم:

$$\text{we must maximize : } H(p) = \int_a^b p(x) \log p(x) dx$$

with respect to $p(x)$ s.t. the constraints:

$$\begin{cases} p(x) \geq 0 \\ \int_a^b p(x) dx = 1 \\ \int_{-\infty}^{\infty} x p(x) dx = \mu \leq \infty \\ \int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx = \sigma^2 \leq \infty \end{cases}$$

با استفاده از متالگرانتر برای بینسازی در حفظ فرآوری رابطه را به صورت زیر نویسیم

func

$$J(p) = - \int_{-\infty}^{\infty} p(x) \ln p(x) dx + \lambda_0 \left(\int_{-\infty}^{\infty} p(x) dx - 1 \right) \\ + \lambda_1 \left(\int_{-\infty}^{\infty} x p(x) dx - \mu \right) + \lambda_2 \left(\int_{-\infty}^{\infty} x^2 p(x) dx - \sigma^2 \right)$$

بنابراین خواهیم داشت :

$$\frac{\partial}{\partial p(x) dx} J(p) = -\ln p(x) - 1 + \lambda_0 + \lambda_1 x$$

$$\frac{\partial^2}{\partial p(x)^2 dx} J(p) = \frac{-1}{p(x)}$$

$$\Rightarrow p(x) = e^{(\lambda_0 - 1) + \lambda_1 x + \lambda_2 x^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}$$

حال آگر وکیک متغیر گاوی با هم ترس کواریانس مثبت باشد آن $J(y)$ است
(برای توزیع گاوی صفری باشد) \iff باریکای را پس کنید که آن را مکرر نم کند (عنی از گاوی بودن خاصیت نداشته باشد).

ح. mutual information که از معادل دری است که نظر آن آنکه درجه تغییر در مقدار داده شده را انداخته باشند. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد. mutual information می باشد که در آن دهنده کاهش زیادی در uncertainty می باشد.

لئن.

سکالر

می‌دانیم correlation، X و Y برابر است، کواریانس نزدیک است
 $\text{یعنی } \text{corr}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$. کورلیشن 2 متغیر عددی است که بین 1- و 1+ متغیر است

فقط برای کی رابطه شبیه دار کامل به سمت بالا 1+ است. (منظور از کامل این است که همه مشاهدات روی یک خط قرار دارند). همچنین فقط برای کی رابطه کامل به سمت پایین 1- است. می‌دانیم PCA ترتیب و دامنه منابع را به درستی نمی‌دهد. بنابراین ابتدا باید کورلیشن برای S_{est} را حساب کنم. (که می‌تواند بسته می‌آید). سپس تجزیه مکار در آن ماتریس را می‌سینه که نتیجه اندیس‌های نول آیده برای بزرگ ترین مقادیر مستقر می‌آید. بعد از آن منبع زیام در S_{est} باقیماند نام در 2 متغیر است \Rightarrow عدد بسته آمده علاوه بر این شاهد منبع بسته آمده باقیماند واقعی را می‌دهد. سپس سطر و ستون از راهنفروشی کنند. 32 مرحله این کار را انجام می‌دهم. در انتها جمع از 32 عدد بسته آمده بیشتر باشد نیاز دهنده این است که الگوریتم ما بتواند (یعنی منابع که تقلید می‌کند به منابع واقعی متغیر شاهد است) بیشتری دارد) بازی برای روندابین الگوریتم را می‌زنیم:

knowing that

$$\begin{cases} X(t) = AS(t) \\ S(t) \in \mathbb{R}^{32 \times T} \\ S_{est} \in \mathbb{R}^{32 \times T} \end{cases}$$

- 1) calculate $C_1 \quad \# C_1 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S(t) S_{est}^T$
- 2) calculate $C_2 \quad \# C_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S(t) S^T(t)$
- 3) calculate $C_3 \quad \# C_3 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{est}(t) S_{est}^T(t)$

4- corr-mat = zeros(32, 32)

5) for $i = 1:32$

for $J = 1:32$

$$\text{corr-mat}(i, J) = \frac{C_1(i, J)}{\sqrt{C_2(i, i) C_3(J, J)}}$$

end

end

evaluator = 0
6) for $i=1$: 32

$[index, max_value] = \max(corr_mat)$ // Find the max value in corr and its index $\rightarrow (i, j)$

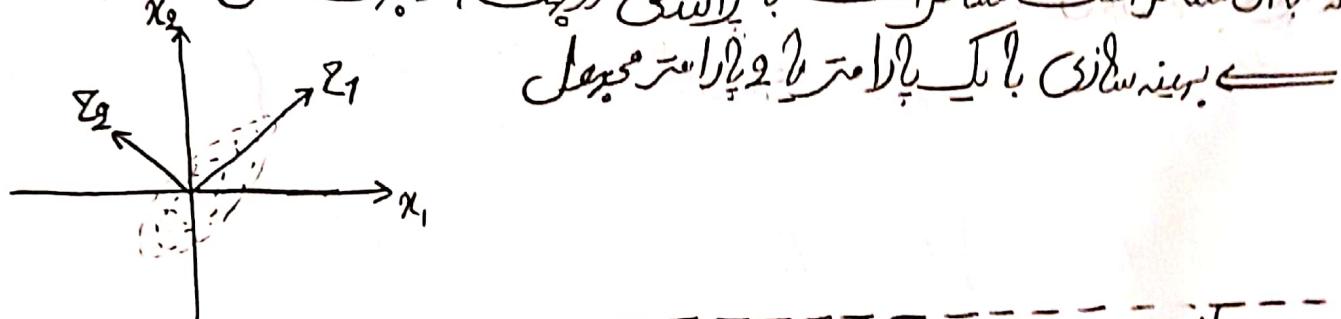
evaluator += abs(max_value)

omit index(1)-th row and index(2)-th column in corrmat

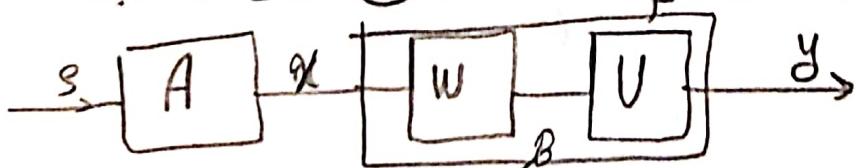
end

مقدار $evaluator$ در پیش بینی این است الگوریتم بر عمل کرده است

الف) دایره های فرعی می 2 بعدی است. در PCA جهت بیشترین خصوصیت است و آن را کند. وقتی PCA اعمال کنی کنی اولین بردار ویرای کد می برد 1 می باشد و مقادیر دیگر کنی کنی می باشد.



ب) آن داشته باشیم $y = Bx$. می توانیم عناصر لوبی قطر اصلی عکس محول را در نظر بگیریم چون ابریم در دامنه داریم. حال آن بخواهیم به صورت مستقیم این عکس را بدست آوریم به طور کل n^2 -مجهول خواهد بود دلایل که $E\{y_i y_j\} = 0$ فقط $(i=j)$ نماید به عبارتی هر دو داده را ابتدا سفید سازی کنیم آنکه ماتریس دوران خواهد بود.



$$BB^T = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & a \\ b & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & b \\ a & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix} \Rightarrow a+b=0 \Rightarrow a=-b$$

$$B_{new} = \begin{bmatrix} 1 & -\theta \\ \theta & 1 \end{bmatrix} \Leftarrow b=\theta \text{ و } a=-\theta \text{ آنکه}$$

$$X(t) \xrightarrow{\text{PCA}} Z(t) \quad B_{\text{New}} = \begin{bmatrix} 1 & -\theta \\ \theta & 1 \end{bmatrix}$$

$$Y(t) = B_{\text{New}} Z(t) \implies \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\theta \\ \theta & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{bmatrix}$$

$$\implies \begin{cases} Y_1 = Z_1 - \theta Z_2 \\ Y_2 = \theta Z_1 + Z_2 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} (\text{cum}(Y_1^2, Y_2^2))^2 &= \left(\text{cum}((Z_1 - \theta Z_2), (Z_1 - \theta Z_2), (\theta Z_1 + Z_2)) \right)^2 \\ &= E \left\{ (Z_1 - \theta Z_2)^2 (\theta Z_1 + Z_2) \right\}^2 \\ &= E \left\{ (Z_1^2 + \theta^2 Z_2^2 - 2\theta Z_1 Z_2) (\theta Z_1 + Z_2) \right\}^2 \\ &= E \left\{ \theta Z_1^3 + \theta^3 Z_2^2 Z_1 - 2\theta^2 Z_1^2 Z_2 + Z_1^2 Z_2 + \theta^2 Z_2^3 - 2\theta Z_1 Z_2^2 \right\}^2 \\ &= \left(\theta E[Z_1^3] + \theta^3 E[Z_2^2 Z_1] - 2\theta^2 E[Z_1^2 Z_2] + E[Z_1^2 Z_2] + \theta^2 E[Z_2^3] - 2\theta E[Z_1 Z_2^2] \right)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (\text{cum}(Y_1^2, Y_2^2))^2 &= \left(\text{cum}((Z_1 - \theta Z_2), (\theta Z_1 + Z_2), (\theta Z_1 + Z_2)) \right)^2 \\ &= E \left\{ (Z_1 - \theta Z_2) (\theta Z_1 + Z_2)^2 \right\}^2 \\ &= E \left\{ (Z_1 - \theta Z_2) (\theta^2 Z_1^2 + Z_2^2 + 2\theta Z_1 Z_2) \right\}^2 \\ &= E \left\{ \theta^2 Z_1^3 + Z_2^2 Z_1 + 2\theta Z_1^2 Z_2 - \theta^3 Z_1^2 Z_2 - \theta Z_2^3 - 2\theta^2 Z_2^2 Z_1 \right\}^2 \\ &= \left(\theta^2 E[Z_1^3] + E[Z_2^2 Z_1] + 2\theta E[Z_1^2 Z_2] - \theta^3 E[Z_1^2 Z_2] - \theta E[Z_2^3] - 2\theta^2 E[Z_2^2 Z_1] \right)^2 \end{aligned}$$

$$\implies f(\theta) = \frac{1}{(\text{cum}(Y_1^2, Y_2^2))^2 + (\text{cum}(Y_1^2, Y_2^2))^2} \quad (5-2)$$

برای این قسمت می‌دانم استقلال را می‌توان در کوچکانهای مشترک بیین نمایی

$$\text{cum}\{X^{k_1}, Y^{k_2}\} = 0 \quad \text{بنابرای متغیرهای مستقل } X \text{ و } Y \text{ داریم :}$$

$$\underbrace{\left(\text{cum}(g_1, g_2^2)\right)^2 + \left(\text{cum}(g_1^2, g_2)\right)^2}_{\text{باشد میلیم شد و طبق قضیه بالا استقلال را می‌توان در کوچکانهای مشترک دید بهتر است}} \iff \text{اگر بخواهیم } f(\theta) \text{ ملتزمه شود بعنی}$$

باشد میلیم شد و طبق قضیه بالا استقلال را می‌توان در کوچکانهای مشترک دید بهتر است.
باشد برای منابع مستقل می‌باشد صفر باشد \iff اگر الگوریتم کردیم افزایش حرف عملکرد منابع مستقل بروست می‌آید بعنی به مقادیر اولیه الگوریتم بستگی ندارد.

برای حل این سوال با استفاده از GEVD ابتدا مفاهیم مرحله حل با استفاده از

مشکل GEVD را معرفی کنیم:

مسئله را چنی GEVD برای دو متریس A و B صورت زیر تعریف شود:
 برای کاربرد GEVD در حذف آرتبیلت بی طبقه
 هدف این است که $w^T x_n$ را کم کنیم که باید همان دستور دنباع برای حل این استفاده از GEVD یک معکار اراده نظری کوئی وسیعی کشید آن را مگزینیم. پس آن را ابتدا به کم نسبت رالی برای F و E ای تبدیل می کنیم. سپس $GEVD(E,F)$ را حل کنیم.
 حل کننده ای که نحوی مرحله عکلر $GEVD$ را متوجه شدیم برای حل مسئله با استفاده از این روش داریم:

بنابر فرض سوال داریم:

$$f_g = 100 \text{ Hz} \quad \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{sample numbers} = 100 \times 100 = 10^4 \text{ sample}$$

$$\text{Duration of simulation} = 100 \quad \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} \text{observed signals} \rightarrow x[n] \in \mathbb{R}^8$$

همچنین $x(t) = x_1(t) + x_2(t) + x_3(t)$. همچنین داریم:

$$\text{Periodicity Maximization} \xrightarrow{\text{استفاده از}} \epsilon(w) = \frac{w^T \tilde{P}_X w}{w^T C_X w}$$

$$\text{NON-stationary maximization} \xrightarrow{\text{استفاده از}} f(w) = \frac{w^T \tilde{C}_X w}{w^T C_X w}$$

بنابراین برای سوال داریم S_1

$$1) \text{ calculate } P_X \quad \# P_X = E_t \left\{ x(t) x(t+\tau)^T \right\} \xrightarrow{\tau=48=400 \text{ sample}} \frac{1}{10^4 - 400} \sum_{n=0}^{10^4 - 401} x[n] x[n+400]$$

$$2) \text{ calculate } \tilde{P}_X \quad \# (\text{برای تبلیغ}) \tilde{P}_X = \frac{1}{2} (P_X + P_X^T)$$

$$3) \text{ calculate } C_X \quad \# C_X = E_t \left\{ x(t) x(t)^T \right\} = \frac{1}{10^4} \sum_{n=0}^{10^4 - 1} x[n] x[n]^T$$

$$4) [W, \Lambda] = \text{eig}(\tilde{P}_X, C_X) \quad \# \text{solve GEVD}$$

5) find the maximum λ & corresponded W_1 to maximize Rayleigh quotient

$$6) y[n] = \begin{bmatrix} y_1[n] \\ y_2[n] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_1^T \\ w_N^T \end{bmatrix} x[n] = w_1^T x[n] \quad \# y_1[n] = w_1^T x[n] \quad y \text{ is a copy of } s$$

$$7) \hat{y}_{\text{new}}[n] = \begin{bmatrix} \hat{y}_1[n] \\ \vdots \\ \hat{y}_M[n] \end{bmatrix} \quad \# \text{denoising } (\hat{y}_1 \text{ is desirable})$$

$$8) x_1[n] = (W^T)^{-1} \hat{y}_{\text{new}}[n]$$

برای سیگنال S_2 نزدیک

$$1) \text{calculate } \tilde{C}_X \quad \# \tilde{C}_X = E_{\theta} \{ X(\theta) X^T(\theta) \} = \frac{1}{\text{sum}(T_{on})} \sum_{n \in T_{on}} X[n] X^T[n]$$

$$2) \text{calculate } C_X \quad \# C_X = \frac{1}{10^4} \sum_{n=0}^{10^4-1} X[n] X^T[n]$$

$$3) [W, A] = \text{eig}(\tilde{C}_X, C_X) \quad \# \text{solve GEVD}$$

5, 6, 7, 8) \rightarrow similar to the above for S_1

برای حل مسئله آستینو راه آزار DSS داریم:
برای این الگوریتم ابتدا باید داده ها را سفیدسازی کنیم درنتیجه هر داده مشاهدات برای هر داده منابع می شود. (8 را بعنوان مشاهدات سفیدسازی شده دانظری کنیم)

حل الگوریتم EM را انجام دهیم:

0) Initialize w_p with random value

repeat

1) Step E

$$A) r_1^{(i)}[n] = w_p^{(i)T} X[n]$$

$$B) \text{repeated_num} = \frac{\text{period samples len}}{\text{all samples len}}$$

$$\text{repeated_vec} = \frac{1}{\text{repeated_num}} \sum_{n=1}^{\text{repeated_num}} r_1^{(i)}[400(n-1) : 400n-1]$$

$$r_1^{(i)+} = []$$

for $i = 1 : \text{repeated_num}$

$$r_1^{(i)+} = [r_1^{(i)+}, \text{repeated_vec}]$$

end

$$2) \text{Step M} \quad w_p^{(i)+} = \sum_{n=1}^{10^4} X[n] r_1^{(i)+}[n] \quad \# \text{calculate new ML estimation } w_p^{(i)}$$

end

normalized

حل کرنا باید دست آور دیم داریم:

ب) برای سلسله مطابق قسمت الف عملی کنم منو مرحله ی B را به عبارت زیر باشد تصریفیم بنابراین داریم

$$x_1[n] = B^+ W r_1[n]$$

$$r_2^{(i)+} = r_2^{(i)}[n] \cdot T_{on}[n]$$

سؤال 7

می‌دانیم در الگوریتم DSS فرض برآن است که مشاهدات محسنه‌سازی بشود و سپس الگوریتم Expectation-Maximization را روی آن اعمال کنیم. بنابراین در گام اول مشاهدات $\chi(t)$ را محسنه‌سازی می‌کنیم و خروجی $\hat{\chi}(t)$ نامگذاری می‌کنیم. بنابراین تغییر تعداد منابع خواهد بود. بنابراین داریم:

$$\hat{\chi}(t) = D \chi(t) \quad , \quad \hat{\chi}(t) \in \mathbb{R}^P$$

حل راههای ممکن است تا الگوریتم EM روی آنها اعمال شود. وقت شود که در متون صورت سوال ذکر شده است که تبیین خطی و حقیقی است بنابراین داریم:

شروع از کمینه‌گیری برای بردار $w_p \in \mathbb{R}^P$:

(: E¹)

الف) محاسبی تخمین نویی منبع:

$$S_1(t) = w_p^T \hat{\chi}(t)$$

$$\begin{aligned} & \text{اطلاعات خوب درجه دارم} + \text{تبیین خطی} + \text{است} \implies S_1(t) = w_p^T \hat{\chi}(t) \xrightarrow{\text{func}} f(S_1(t)) = f(w_p^T \hat{\chi}(t)) = w_p^T f(\hat{\chi}(t)) \\ & \implies f(\hat{\chi}(t)) = \begin{cases} \hat{\chi}(t^{(1)}) \\ \hat{\chi}(t^{(2)}) \\ \hat{\chi}(t^{(3)}) \end{cases} \implies f(S_1(t)) = \begin{cases} w_p^T \hat{\chi}(t^{(1)}) = S_1(t^{(1)}) \\ w_p^T \hat{\chi}(t^{(2)}) = S_1(t^{(2)}) \\ w_p^T \hat{\chi}(t^{(3)}) = S_1(t^{(3)}) \end{cases} \begin{matrix} t^{(1)}=1:50 \\ t^{(2)}=1:22 \\ t^{(3)}=1:3 \end{matrix} \\ & \text{ب) حذف دفعی براساس اطلاعات اولین منبع:} \\ & S_1^{(1)+}(t^{(1)}) = \begin{cases} S_1(t^{(1)}) & t^{(1)} = t_1 : t_2 \\ 0 & \text{o.w} \end{cases} \quad S_1^{(2)+}(t^{(2)}) = \begin{cases} S_1(t^{(2)}) & t^{(2)} = t_1 : t_2 \\ 0 & \text{o.w} \end{cases} \\ & S_1^{(3)+}(t^{(3)}) = \begin{cases} S_1(t^{(3)}) & t^{(3)} = t_1 : t_2 \\ 0 & \text{o.w} \end{cases} \end{aligned}$$

$$w_p^+ = \sum_{t^{(1)}=1}^{50} S_1^{(1)+}(t^{(1)}) \Sigma^{(1)}(t^{(1)}) + \sum_{t^{(2)}=1}^{25} S_1^{(2)+}(t^{(2)}) \Sigma^{(2)}(t^{(2)}) + \sum_{t^{(3)}=1}^{25} S_1^{(3)+}(t^{(3)}) \Sigma^{(3)}(t^{(3)}) \quad : M \not\models (2)$$

$$w_p = \frac{w_p^+}{\|w_p^+\|}$$

الگوریتم را آن قدر اصلاحی دهیم ($M, E \not\models \phi$) تا بعدها رایج نیست. در زیر بیشتر نزد خطای داشت:

$$S_1(t) = W^T \Sigma(t)$$

واقعیت چون عکس را خطی است. وای که الگوریتم EM دفعه‌های تبلیغاتی هر چند وای است که در دفعه‌های زیادی کریم.

این برای فرضیات سقال داریم: جواب

$$x(t) \in R^{3^2} \quad \begin{cases} \text{Duration time} = 100s \\ f_s = 128 \text{ Hz} \end{cases} \implies n_{samples} = 1: 12800$$

در این جا بخش نامطابق سلسله مسأله هاست شبکه و بعیت باشد با دوره تقویب T_t

$$\epsilon(w) = \frac{E_t \{ y(t) y(t+T_t) \}}{E_t \{ y^2(t) \}} \frac{\underline{y(t)=w^T x(t)}}{E \{ y(t) y^T(t) \}} \frac{E_t \{ w^T x(t) x^T(t+T_t) w \}}{E \{ w^T x(t) x^T(t) w \}}$$

$$= \frac{w^T E_t \{ x(t) x^T(t+T_t) \} w}{w^T E_t \{ x(t) x^T(t) \} w} = \frac{w^T P_x w}{w^T C_x w}$$

$$\xrightarrow{\text{کوچک شدن}} \epsilon(w) = \frac{\frac{1}{2}(w^T P_x w + w^T P_x^T w)}{w^T C_x w} = \frac{w^T \tilde{P}_x w}{w^T C_x w}$$

$$P_x = E_t \{ x(t) x^T(t+T_t) \} = \frac{1}{12800 - T_t} \sum_{t=1}^{12800 - T_t} x(t) x^T(t-T_t)$$

$$\tilde{P}_x = P_x + P_x^T \quad C_x = E_t \{ x(t) x^T(t) \} = \frac{1}{12800} \sum_{t=1}^{12800} x(t) x^T(t)$$

بنابراین $\epsilon(w) = \frac{w^T \tilde{P}_x w}{w^T C_x w}$ تابع هدف خواهد بود.

ب] در این قسمت قصد نیز بدل راهنم اضافی کنیم. می دانم فرکانس نفوذ برای برآورد f_s در این قسمت قید ندارد. می دانم فرکانس نفوذ برای شده برآورد است. در این صورت می شود ریاضی خاصه بین هر دو نفعی نفوذ برای شده برآورد f_s است. در این صورت؟

$$y_{(t)} = \frac{(y(t) - y(t-1))}{\Delta x} = \frac{(y(t) - y(t-1))}{\frac{1}{f_s}} = f_s (y(t) - y(t-1))$$

می توانیم برای این داده ها $y(t) = w^T x(t)$ نویسیم:

$$y'(t) = w^T(x(t) - x(t-1)) f_g$$

می خواهیم که همارا شد بتوانیم میتوانیم $E_t\{y'^2(t)\}$ را می خواهیم بنابراین داریم:

$$E_t\{y'^2(t)\} = E_t\{y'(t) y'^T(t)\} = E_t\{w^T(x(t) - x(t-1)) f_g (x(t) - x(t-1))^T w f_g\}$$

$$= f_g^2 w^T E_t\{(x(t) - x(t-1))(x(t) - x(t-1))^T\} w$$

$$= f_g^2 w^T \times \left(\frac{1}{p} \sum_{t=2}^{1980} (x(t) - x(t-1))(x(t) - x(t-1))^T \right) w$$

$$= w^T f_g L w = w^T \tilde{R}_x w$$

بنابراین می خواهیم $E_t\{y'^2(t)\} = w^T \tilde{R}_x w$ مینمود. از طرفی در تابع قسماً قبل می خواست آن را مانند یعنی کسر بنابراین تابع ایشان قسماً خطاهای داشت.

$$E(w)_{\text{new}} = \frac{w^T \tilde{P}_x w}{w^T C_x w + \lambda w^T \tilde{R}_x w} = \frac{w^T \tilde{P}_x w}{w^T (C_x + \lambda \tilde{R}_x) w}$$

تابع جعلی به قسم تابع را می داشت بنابراین مطابق اصول اینجا بحل مسئله

GEVD (\tilde{P}_x , $C_x + \lambda \tilde{R}_x$) $\rightarrow w_1, \dots, w_{32}, \lambda_1, \dots, \lambda_{32}$ می برداشتم: GEVD

جهل λ_1 بزرگ ترین مقادیر وتره است داریم:

$$w = [w_1, \dots, w_{32}]$$

$$s_1 = w_1^T x(t)$$

s_1 منبع مطلوب باشد پذیراین داریم:

$$S_N(t) = \begin{bmatrix} s_1(t) \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \Rightarrow x_d(t) = x(t) - (w^T)^{-1} S_N(t)$$

سوال ۶) کافی است از Power method روش برای پیدا کردن مقدار ویژه مکرر یعنی باشد که این صورت که یک بردار تصادفی را هنر در ماتریس A و نسبت بین آن فقط مولفه‌ی مقدار ویژه مکرر یعنی باقی بماند و بقیه عناصر ماتریس را می‌نماید. این متد است شفرند و این عمل را تکرار می‌کنیم. DSS هم کاملاً قابل پایه سازی نیست. این متد است DSS هم به مسئله‌ی قطری سازی دعمند و دعمند ماتریس A است. نویس برآش این متد DSS به بردار ویژه و مقدار ویژه تعمیر یافته قابل پایه است. نویس برآش این متد DSS به بردار ویژه و مقدار ویژه تعمیر یافته

پی (سلام)