Optimalno filtriranje

Iščemo optimalen predpis za optimizacijo realnega sistema S na modelski sistem M, če gledamo v realnem sistemu spremenljivko X_S v modelskem pa jo ponazorimo z X_M .

Zahteve:

- 1. Šibka sklopitev med S in \$M (čim manj vpliva)
- 2. X_M mora biti berljiva količina (odvisna od t)
- 3. Moramo imeti oceno stopnje usklajenosti

$$\lim_{M\to\infty}\langle (X_M-X_S)^2
angle = \dots$$

1. Dinamika (to so linearne diferencialne enačbe) za X_S in X_S naj bo kar se da podobna.

Optimalno združevanje

Imejmo dve ločeni opazovanji spremenljivke x. Izmerek označimo sz. Poleg prave vrednosti ima ta prištet še nek merilni šum:

$$z = x + r$$

Zanima nas po čem kakšni porazdelitvi je porazdeljen merilni šum. Izkaže se, da je po Gaussovi porazdelitvi:

$$rac{dP}{dr} = \mathcal{N}(heta,\sigma) = rac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-rac{r^2}{2\sigma^2}}$$

Če poračunamo pričakovane vrednost $\langle r \rangle$ dobimo:

$$\langle r
angle = \int_{-\infty}^{\infty} rac{dP}{dr} r \, dr = 0$$

zaradi sodosti Gaussove porazdelitve in lihosti linearne funkcije. Za $\langle r^2
angle$ pa dobimo:

$$\langle r^2 \rangle \neq 0$$

$$\langle r^2
angle = \int rac{dP}{dr} r^2 \ dr = rac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int e^{-r^2/2\sigma^2} r^2 \ dr =$$

Tu uvedemo novo spremenljivko $u=r^2/2\sigma^2$

$$=rac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\int e^{-u^2}2\sigma^3u^2\sqrt{2}\ du =rac{1}{\sqrt{\pi}}\int_{-\infty}^{\infty}e^{-u^2}u^2\ du\ (2\sigma^2)= -\sigma^2$$

Tako lahko naši dve opazovanji spremenljivke x zapišemo kot:

$$\bar{z}_1, \ \sigma$$

$$\bar{z}_2,\;\sigma_2$$

Vsota **neodvisnih** naključnih spremenljivk teži k normalni porazdelitvi (spomni se CLT)

[Zgled: Brumov šum]

Kot zgled si poglejmo Brumov šum (oz. včasih znan kar kot Brum). To so motnje zaradi napajanja z AC napetostjo. Torej lahko opišemo napetost nekako takole:

$$U = U_0 \cos \omega t$$

Verjetnost, da ob nekem času izvedemo meritev je:

$$\frac{dP}{dt} = \frac{1}{T/2}$$

in je na intervalu [0,T/2] konstantna. Verjetnost glede na napetost pa ni konstantna $\frac{dP}{dU} \neq \text{konst.}$ Njen odvod se glasi:

$$dU = -U_0 \omega \sin \omega t \ dt$$

in če naredim potem posredni odvod, lahko zapišemo:

$$\begin{split} \frac{dP}{dt} \left(\frac{dt}{dU} \right) &= \frac{dP}{dt} \frac{1}{-U_0 \omega \sqrt{\sin^2 \omega t}} = \\ &= \frac{dP}{dt} \frac{1}{U_0 \omega \sqrt{1 - \cos^2 \omega t}} = \frac{dP}{dt} \frac{T}{2\pi \sqrt{U_0^2 - U^2}} = \\ &= \frac{1}{T/2} \frac{1}{2\pi} \frac{T}{\sqrt{U_0^2 - U^2}} = \frac{1}{\pi} \frac{1}{\sqrt{U_0^2 - U^2}} \end{split}$$

Tu si prosim oglejte slike v zvezku saj so precej pomembne za razumevanje, ampak in short, oblika še zdaleč ni Gaussovka. K sreči nas reši **Centralni Limitni Teorem**. Torej če imamo več prispevkov po brumu gredo proti Gaussu. To se dobro pozna že pri recimo N=10.

Povprečevanje

Recimo, da imamo N meritev, ki so porazdeljene normalno okoli spremenljivke x z varianco σ :

$$rac{dP}{dz_i} = \mathcal{N}(x,\sigma)$$

Povprečje lahko zapišemo potem kot:

$$ar{z}=rac{1}{N}\sum z_i$$

Za pričakovano vrednost merilnega šuma vemo:

$$\overline{(z_i-x)}=ar{r}_i=0 \quad \Rightarrow \quad \overline{(ar{z}-x)}=0$$

Izračunajmo še drugi moment:

 $\$ (voerline{(z_i - x^2)} = \frac{1}{N^2} \operatorname{left}(\sum_i - x^i) - \frac

=\frac{1}{N^2}\left[\overline{\sum(z_i - x)^2} + \overline{\sum_{i,j}}(z_i - x)(z_j - x)}\right] = }\$\$ Tu mešana vsota odpade od pogojem, da imamo **neodvisne meritve**. Tako se račun nadaljuje:

$$=rac{1}{N^2}N\sigma^2=rac{\sigma^2}{N}$$

Kar smo izračunali je pravzaprav tole:

$$rac{dP}{dz_i} = \mathcal{N}(x,\sigma) \quad \Rightarrow \quad rac{d\mathcal{P}}{dar{z}} = \mathcal{N}\left(x,rac{\sigma}{\sqrt{\mathcal{N}}}
ight)$$

Prevedeno iz matematičnega zapisa v jezik to pomeni, da smo dobili povprečje **porazdeljeno okoli istega** x **z ožjo Gaussovko.**

Videli smo, da so dodatne informacije izboljšale naše znanje o negotovosti spremenljivke. Sedaj pa si poglejmo to situacijo. Recimo, da smo merili v dveh "izmenah" in na koncu vsake izmene izračunali povprečje. Torej, da imamo:

$$N ext{ meritev } \Rightarrow \ ar{z}_1 = rac{1}{N} \sum_1^N z_i \quad \sigma_1 = rac{\sigma}{\sqrt{N}}$$

$$M ext{ meritev } \Rightarrow \ ar{z}_2 = rac{1}{M} \sum_1^M z_i \quad \sigma_2 = rac{\sigma}{\sqrt{M}}$$

Kako moramo utežiti te dve povprečji, da ju bomo **optimalno** združili? Poglejmo, kako bi zgledalo, če bi nekdo naredil kar

N+M meritev. Tako bi imeli:

$$N+M ext{ meritev} \Rightarrow ar{z}_3 = rac{1}{N+M} \sum_1^{N+M} z_i \quad \sigma_3 = rac{\sigma}{\sqrt{N+M}}$$

Vsoto v povprečju lahko ločimo na dva dela, tako da dobimo sledeče:

$$egin{aligned} ar{z}_3 &= rac{1}{N+M} \left[\sum_1^N z_i + \sum_{N+1}^{N+M} z_i
ight] = \ &= \left(rac{N}{N+M}
ight) ar{z}_1 + \left(rac{M}{N+M}
ight) ar{z}_2 \end{aligned}$$

Opazimo, da smo dobili uteženo povprečje z dvema utzežema. Dajmo jih izraziti našimi variancami:

$$egin{align} N &= rac{\sigma^2}{\sigma_1^2} & M &= rac{\sigma^2}{\sigma_2^2} \ N + M &= rac{\sigma^2}{\sigma_3^2} = rac{\sigma^2}{\sigma_1^2} + rac{\sigma^2}{\sigma_2^2} \ &\Rightarrow rac{1}{\sigma_3^2} = rac{1}{\sigma_1^2} + rac{1}{\sigma_2^2} \ \end{aligned}$$

Torej se naša varianca ostri. Izraženo z variancami je potem optimalno združevanje:

$$egin{align} ar{z}_3 &= rac{\sigma_3^2}{\sigma_1^2} ar{z}_1 + rac{\sigma_3^2}{\sigma_2^2} ar{z}_2 = \ &= \left(rac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}
ight) ar{z}_1 + \left(rac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}
ight) ar{z}_2
onumber \end{aligned}$$

To lahko tudi zapišemo rekurzivno. Zadnji razliki pravimo "inovacija".

$$z_3 = z_1 + rac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} (z_2 - z_1)$$

Kvadratna forma

Do tega istega spoznanja lahko pridemo tudi preko kvadratne forme $2\dot{J}(x)$. Imejmo dve meritvi:

$$z_1 = \mathcal{N}(x, \sigma_1) \qquad z_2 = \mathcal{N}(x, \sigma_2)$$

To lahko pretvorimo v **Standardno Normalno Gaussovo porazdelitev** tako, da od spremenljivke odštejemo povprečje in delimo z varianco. Torej, da dobimo takole:

$$rac{(z_1-x)}{\sigma_1}=\mathcal{N}(\mathit{0},\mathit{1}) \qquad rac{(z_2-x)}{\sigma_2}=\mathcal{N}(\mathit{0},\mathit{1})$$

Kvadratno formo zapišemo potem kot:

$$2J(x) = rac{(z_1-x)^2}{\sigma_1^2} + rac{(z_2-x)^2}{\sigma_2^2}$$

Ker hočemo optimalno združiti meritvi, želimo minimizirati seštevek. Zahtevamo:

$$egin{split} rac{d}{dx}(2J(x)) &= 0 \ &-rac{2(z_1-x)}{\sigma_1^2} - rac{2(z_2-x)}{\sigma_2^2} &= 0 \ &x\left[rac{1}{\sigma_1^2} + rac{1}{\sigma_2^2}
ight] &= rac{z_1}{\sigma_1^2} + rac{z_2}{\sigma_2^2} \end{split}$$

Torej je optimalno združevanje:

$$x = z_3 = \left(rac{1}{\sigma_1^2} + rac{1}{\sigma_2^2}
ight)^{-1} \left[rac{z_1}{\sigma_1^2} + rac{z_2}{\sigma_2^2}
ight]$$

Disperzija optimalno združene ocene

Kaj če bi preverili ali je naše optimalno združevanje res optimalno?

$$z_1 = x + r_1 \quad \langle r_1
angle = 0 \quad \langle r_1^2
angle = \sigma_1^2$$

$$z_2=x+r_2 \quad \langle r_2
angle =0 \quad \langle r_2^2
angle =\sigma_2^2$$

Sedaj dajmo sestaviti z_3 kot linearno kombinacijo:

$$z_3 = lpha z_1 + eta z_1 = x + r$$
 $z_3 = lpha (x + r_1) + eta (x + r_2) = x + r$ $= (lpha + eta) x + lpha r_1 + eta r_2 = x + r$

Od tod dobimo pogoja, da $\alpha + \beta = 1$ in:

$$r = \alpha r_1 + (1 - \alpha)r_2$$

Za skupen merilni šum seveda velja:

$$\langle r \rangle = 0$$

$$\langle r^2
angle = lpha^2 \langle r_1^2
angle + (1-lpha)^2 \langle r_2^2
angle + 2lpha (1-lpha) \langle r_1 r_2
angle$$

Od predpostavki, da merilna šuma meritev nista korelirana, zadnji člen odpade in ostane:

$$\langle r^2 \rangle = \alpha^2 \sigma_1^2 + (1 - \alpha)^2 \sigma_2^2$$

To sedaj minimiziramo po α :

$$egin{aligned} rac{d}{dlpha}\langle r^2
angle = 0 \ & 2lpha\sigma_1^2 - 2(1-lpha)\sigma_2^2 = 0 \ & lpha(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) = \sigma_2^2 \ & \Rightarrow lpha = rac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} \qquad eta = 1 - lpha = rac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2} \end{aligned}$$

Dobili smo iste uteži kot prej, torej ja naše optimalno združevanje je res optimalno.

Korelacija med izmerki/ocenami

Imejmo dva seta meritev x in y. Kot vedno do zdaj velja:

$$\bar{r}_x = \bar{r}_y = 0$$

$$ar{r_x^2}=\sigma_x^2
eq 0 \qquad ar{r_y^2}=\sigma_y^2
eq 0$$

Denimo sedaj, da **obstaja korelacija** (povezava) med šumi x in y meritev.

$$\overline{r_x r_y} \neq 0$$

Definirajmo kovarianco kot:

$$\sigma_{xy} = \overline{(x - \bar{x})(y - \bar{y})} =
ho \sigma_x \sigma_y$$

kjer je $|\rho| \le 1$ korelacijski koeficient. Negativni ρ bi tu pomenil antikorelacijo. Ta isti postopek lahko izvedemo tudi drugače (tako da vstavimo povprečje). Recimo, da imamo N meritev, potem lahko naredimo takole:

$$egin{aligned} \sigma_{xy} &= rac{1}{N} \sum_i (x - ar{x})(y - ar{y}) = rac{1}{N} \sum_i (xy - ar{x}y - xar{y} + ar{x}ar{y}) = \ &= rac{1}{N} \sum xy - rac{1}{N} ar{x} \sum y - rac{1}{N} ar{y} \sum x + rac{1}{N} ar{x}ar{y} \sum 1 = \ &= \overline{xy} - ar{x}ar{y} - ar{x}ar{y} + ar{x}ar{y} \end{aligned}$$
 $\Rightarrow \sigma_{xy} = \overline{xy} - ar{x} \cdot ar{y} \qquad
ho = rac{\sigma_{xy}}{\sigma_x\sigma_y}$

Združevanje koreliranih meritev/ocen

Imejmo dva seta meritev kjer je merilni šum, tu označen z w, koreliran. Torej, da imamo nekaj v slogu:

$$z_1 = x + w_1 \qquad z_2 = x + w_2$$

$$\langle w_1^2
angle = \sigma_1^2 \quad \langle w_2^2
angle = \sigma_2^2 \quad \langle w_1 w_2
angle
eq 0$$

Dajmo torej šum ene meritve zapisati kot linearno kombinacijo šuma druge meritve in neodvisnega dela (torej pravzaprav šum razstavimo):

$$w_1 = lpha w_2 + w \Leftrightarrow (z_1 - x) = lpha(z_2 - x) + w$$
 $\langle w
angle = 0 \quad \langle w^2
angle = \sigma_w^2 \quad \langle w w_2
angle = 0$

Razstavljena dela sta nekorelirana. Dajmo to sedaj izraziti s kovarianco:

$$egin{split}
ho\sigma_1\sigma_2 &= \langle w_1w_2
angle &= \langle (lpha w_2+w)w_2
angle &= lpha \langle w_2^2
angle + \langle ww_2
angle &= lpha \sigma_2^2 \ \ &\Rightarrow lpha &=
horac{\sigma_1}{\sigma_2} \end{split}$$

Izrazimo še varianco neodvisnega šuma iz disperzije prvega šuma:

$$\sigma_1^2 = \langle w_1^2
angle = \langle (lpha w_2 + w)^2
angle = lpha^2 \langle w_2^2
angle + \langle w^2
angle + lpha \langle w w_2
angle$$

Ne pozabiti, tu pa zadnji člen odpade, saj smo namensko ločili šum na odvisen in neodvisen del. Dobimo slednje:

$$\sigma_1^2 = \alpha^2 \sigma_2^2 + \sigma_w^2 = \rho^2 \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \sigma_2^2 + \sigma_w^2$$

$$\Rightarrow \sigma_w^2 = \sigma_1^2 (1-\rho^2)$$

Sestavimo sedaj kvadratno formo 2J(x):

$$egin{split} 2J(x) &= \left(rac{w_2}{\sigma_2}
ight)^2 + \left(rac{w}{\sigma_w}
ight)^2 = rac{w_2^2}{\sigma_2^2} + rac{(w_1 - lpha w_2)^2}{\sigma_w^2} = \ &= rac{w_2^2}{\sigma_2^2} + rac{w_1^2 - 2lpha w_1 w_2 + lpha^2 w_2^2}{\sigma_w^2} = \end{split}$$

Sedaj lahko vstavimo, kar smo prej izrazili, da dobimo:

$$egin{aligned} rac{w_2}{\sigma_2^2} + rac{w_2^2
ho^2 rac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}}{\sigma_1^2 (1 -
ho^2)} + rac{w_1^2}{\sigma_1^2 (1 -
ho^2)} - rac{2
ho rac{\sigma_1}{\sigma_2} w_1 w_2}{\sigma_1^2 (1 -
ho^2)} = \ & = rac{w^2}{\sigma_2^2} igg(1 + rac{
ho^2}{1 -
ho^2} igg) + rac{w_1^2}{\sigma_1^2 (1 -
ho^2)} - rac{2
ho w_1 w_2}{\sigma_1 \sigma_2 (1 -
ho^2)} \end{aligned}$$

Tako dobimo kvadratno formo:

$$2J(x) = rac{1}{1-
ho^2} \Biggl(rac{(z_2-x)^2}{\sigma_2^2} + rac{(z_1-x)^2}{\sigma_1^2} - rac{2
ho(z_1-x)(z_2-x)}{\sigma_1\sigma_2} \Biggr)$$

Ker želimo da je združevanje optimalno, spet potegnemo staro foro:

$$egin{split} rac{d}{dx}(2J(x)) &= 0 \ &-rac{2(z_2-x)}{\sigma_2^2} - rac{2(z_1-x)}{\sigma_1^2} + rac{2
ho}{\sigma_1\sigma_2}(2x-(z_1+z_2)) = 0 \ &rac{z_2}{\sigma_2^2} + rac{z_1}{\sigma_1^2} - rac{
ho(z_1+z_2)}{\sigma_1\sigma_2} = x \left[rac{1}{\sigma_2^2} + rac{1}{\sigma_1^2} - rac{2
ho}{\sigma_1\sigma_2}
ight] \end{split}$$

Da dobimo optimalen $\hat{z} = x$ je predpis potem:

$$\hat{z}=\left[rac{1}{\sigma_2^2}+rac{1}{\sigma_1^2}-rac{2
ho}{\sigma_1\sigma_2}
ight]^{-1}\left(rac{z_2}{\sigma_2^2}+rac{z_1}{\sigma_1^2}-rac{
ho(z_1+z_2)}{\sigma_1\sigma_2}
ight)$$

Mejni primeri

Za konec si poglejmo še par mejnih primerov.

Ni korelacije

Če med šumi ni korelaciji, torej se pravi, da je ho=0, dobimo formulo, ki smo jo izpeljali v prejšnjem poglavju.

Popolna korelacija

V primeru popolne korelacije, torej se pravi, da je ho=1, dobimo:

$$egin{split} x &= \left(rac{\sigma_2^2 + \sigma_1^2 - 2\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1^2\sigma_2^2}
ight)^{-1} \left[rac{z_1\sigma_2^2 + z_2\sigma_1^2 - (z_1 + z_2)\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1^2\sigma_2^2}
ight] = \ &= (\sigma_2 - \sigma_1)^{-2} \left[z_1\sigma_2(\sigma_2 - \sigma_1) - z_2\sigma_1(\sigma_2 - \sigma_1)
ight] = \ &= (\sigma_2 - \sigma_1)^{-2}(\sigma_2 - \sigma_1)^2 z_2 = z_2 \ &\Rightarrow \hat{\sigma^2} = \sigma_2^2 = \sigma_1^2 \end{split}$$

Enaka disperzija

V tem primeru je lahko ho poljuben, velja pa $\sigma=\sigma_1=\sigma_2$. Tako dobimo:

$$egin{aligned} x &= (2-2
ho)^{-1} \left[(z_1+z_2) -
ho(z_1+z_2)
ight] = \ &= rac{1-
ho}{2(1-
ho)} (z_1+z_2) = rac{z_1+z_2}{2} \end{aligned}$$

To pa seveda poznamo, ker je to le običajno povprečevanje.