

SHOOTING STAR LIMIT ( $\sigma$  LIMITE degli OGGETTI PICCOLI)

$$H(\varrho) \leq H_{\text{max}} \quad H = \text{magnitudine assoluta}$$

$$H = h - 5 \log_{10} \varrho - \kappa(\varrho)$$

$h$  = magnitudine apparente

$\kappa(\varrho)$  = correzione per la distanza dal Sole e l'effetto di fase

OSS Per  $\varrho$  piccolo la dipendenza da  $\varrho$  in  $\kappa(\varrho)$  è trascurabile, infatti: la distanza dal Sole è  $\sim 1$

di solito si approssima  $\kappa(\varrho)$  con una quantità  $\kappa_0$  indep. da  $\varrho$ .



$$H_{\text{max}} \geq H = h - 5 \log_{10} \varrho - \kappa_0$$

$$\log_{10} \varrho \geq \frac{h - H_{\text{max}} - \kappa_0}{5} =: \log \varrho_H$$

da cui si ottiene

$$\varrho \geq \varrho_H := 10^{\frac{h - H_{\text{max}} - \kappa_0}{5}}$$

DEFINIZIONE ALTERNATIVA di REGIONE AMMISSIBILE

$$\left\{ (\varrho, \dot{\varrho}) : \varrho \geq \varrho_H, \mathcal{E}_0(\varrho, \dot{\varrho}) \leq 0 \right\}$$

CAMPIONAMENTO delle REGIONE

Triangolazione di Delaunay  $\tilde{D}$  dominio poligonale

$(\Pi, \tau)$   $\Pi = \{P_1, \dots, P_N\}$   $P_j$  punti

$\tau = \{T_1, \dots, T_K\}$   $T_i$  triangoli



Proprietà di una triangolazione

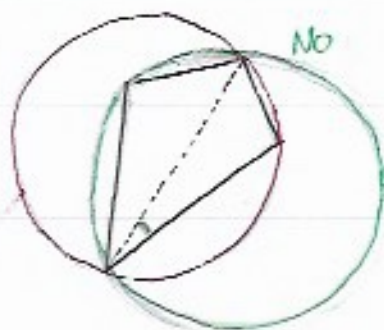
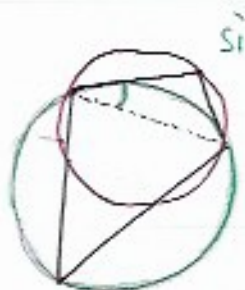
(i)  $\bigcup_{i=1}^K T_i = \tilde{D}$

(ii)  $\forall i \neq j \quad T_i \cap T_j$  è  $\emptyset$ , oppure un vertice, oppure un lato di un triangolo

Tra tutte le possibili triangolazioni di un dominio convesso sono quelle di Delaunay, caratterizzate dalle seguenti proprietà:

- (1)  $\tau$  massimizza l'angolo minimo
- (2) minimizza il massimo cerchio circoscritto
- (3)  $\forall$  triangolo  $T_i$ , la parte interna del suo cerchio circoscritto non contiene nodi della triangolazione.

queste proprietà sono equivalenti per domini  $\tilde{D}$  convessi



## REGIONE AMMISSIBILE

13

OSS Il dominio  $\tilde{D}$  nel nostro caso può non essere convesso.

Si usa una triangolazione vincolata (contiene dei lati prescritti)

- Ne esiste una per cui valgono le proprietà (1), (2) di sopra, ma non necessariamente (3).
- Prima si campiona il bordo delle R.A. e poi si aggiungono nodi interni, mantenendo le proprietà di Delaunay.

### STRUTTURA delle REGIONI di CONFIDENZA

$\Gamma_A$  = matrice di covarianza di un attributo A

$X = [A, B]$  elementi orbitali:  $A = (\alpha, \delta, \dot{\alpha}, \dot{\delta})$   
 $B = (\beta, \dot{\beta})$

$C_A = \Gamma_A^{-1}$  si interpreta come matrice normale condizionale, assumendo che B abbia un dato valore, per esempio uno dei nodi della triangolazione.

quindi  $\Gamma_A$  è la matrice di covarianza condizionale

$\Gamma_X = \begin{bmatrix} \Gamma_A & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$  mat. di cov. condiz. per X

$C_X = \begin{bmatrix} C_A & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$  pseudo-inversa

La covarianza  $\Gamma_X$  può essere propagata, anche se degenera

$$\mathbb{R}^6 \ni X \mapsto Y(X) \in \mathbb{R}^6 \quad \Gamma_Y = \frac{\partial Y}{\partial X} \Gamma_X \left[ \frac{\partial Y}{\partial X} \right]^T$$

$$C_Y = \left[ \frac{\partial X}{\partial Y} \right]^T C_X \frac{\partial X}{\partial Y} \quad \text{propagazione delle matrici normali}$$

### STRUTTURA QUASI-PRODOTTO

$A_1$  = attribubile nominale, con matrice di covarianza  $\Gamma_{A_1} = \Gamma_A(A_1)$

$$Z_X(\sigma) = \left\{ (A, B) : (A - A_1) \cdot C_{A_1} (A - A_1) \leq \sigma^2, B \in D(A) \right\}$$

dove  $D(A)$  = reg. ammissibile corrispondente ad  $A$ .

Approssimiamo  $Z_X(\sigma)$  con

$$Z_X^1(\sigma) = \left\{ A : (A - A_1) \cdot C_{A_1} (A - A_1) \leq \sigma^2 \right\} \times D(A_1) \quad \leftarrow \text{prodotto cartesiano}$$

### CAMPIONAMENTO di $D(A_1)$

$$\left\{ X^i = (A_1, B_1^i) \right\}_{i=1 \dots K}$$

$$B_1^i = (g_i, \dot{g}_i) \quad i=1 \dots K$$

sono i modi delle triangolazioni di Delannay di  $D(A_1)$ .

$$t_1^i = \bar{t}_1 - \frac{g_i}{c} \quad \text{conezione per aberrazione per ogni modo.}$$

PREDIZIONI da un ATTRIBUIBILE

$$X^i, T_1^i \quad \text{con matrice di covarianza } \Gamma_{X^i} := \Gamma_X(X^i)$$

$$i = 1, \dots, K$$

faccio una predizione al tempo  $\bar{T}_2$ :  $Y^i = \Phi_{T_1^i}^{\bar{T}_2}(X^i)$

$$Y^i, \bar{T}_2 \quad \text{con matrice di covarianza: } \Gamma_{Y^i} = \frac{\partial Y^i}{\partial X^i} \Gamma_{X^i} \left[ \frac{\partial Y^i}{\partial X^i} \right]^T$$

calcolo la funzione osservazione

$A: Y^i \mapsto A^i$  attribuibile predetto da  $X^i$  al tempo  $\bar{T}_2$

Si ha 
$$\Gamma_{A^i} = \frac{\partial A}{\partial Y} \Big|_{Y^i} \Gamma_{Y^i} \left[ \frac{\partial A}{\partial Y} \Big|_{Y^i} \right]^T$$

quindi 
$$\Gamma_{A^i} = \frac{\partial A'}{\partial X} \Big|_{X^i} \Gamma_{X^i} \left[ \frac{\partial A'}{\partial X} \Big|_{X^i} \right]^T$$

genericamente  
ha rango 4

$$= \frac{\partial A'}{\partial A} \Big|_{X^i} \underbrace{\Gamma_{A^i}} \left[ \frac{\partial A'}{\partial A} \Big|_{X^i} \right]^T$$

è l'unico blocco non nullo in  $\Gamma_{X^i}$

con  $A' = A \circ \Phi_{T_1^i}^{\bar{T}_2}$

$\Gamma_{A^i}$  è la matrice di covarianza marginale associata

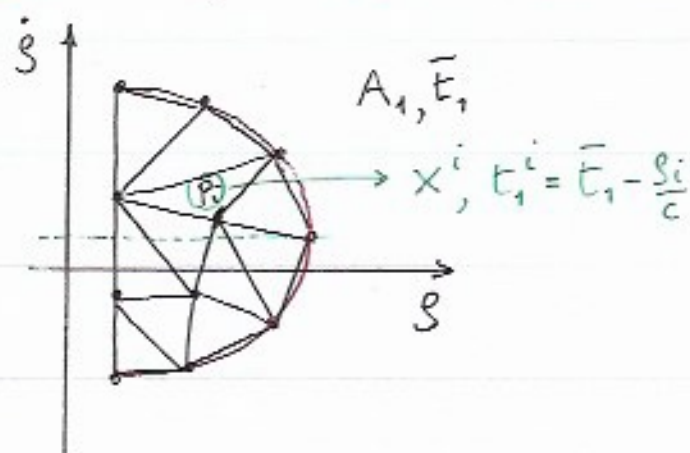
ad  $A^i$ , una parte delle componenti di  $Y^i$

Se esistono  $C_{A^i} = \Gamma_{A^i}^{-1}$ ,  $M = \left[ \frac{\partial R'}{\partial A} \Big|_{X^i} \right]^{-1}$

allora  $C_{A^i} = M^T C_A$ ,  $M$  definisce un ellissoide di confidenza per la predizione  $A^i$ , corrispondente all'ipotesi  $B_1^i$ :

$$Z_{A^i}(\sigma) = \left\{ A' \mid (A' - A^i)^T C_{A^i} (A' - A^i) \leq \sigma^2 \right\}$$

LINKAGE per campionamento delle REGIONE AMMISSIBILE



- si fa una predizione per l'attribubile  $A^i$  al tempo  $\bar{T}_2$  a partire da  $X^i$
- si assegna una matrice di covarianza condizionale  $\Gamma_{X^i}$  ad  $X^i$ , data la scelta del modo  $P_i$ :  $\Gamma_{X^i} = \begin{bmatrix} \Gamma_{A_1} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$ ,  $\Gamma_{A_1} = C_{A_1}^{-1}$

- si propagano orbite e covarianza al tempo  $\bar{T}_2$ , ottenendo

$$Y^i = \Phi_{t_1^i}^{\bar{T}_2}(X^i), \quad \Gamma_{Y^i} = \frac{\partial Y^i}{\partial X^i} \Gamma_{X^i} \left[ \frac{\partial Y^i}{\partial X^i} \right]^T$$

con  $\frac{\partial Y^i}{\partial X^i} := \frac{\partial \Phi_{t_1^i}^{\bar{T}_2}(X^i)}{\partial X}$



## REGIONE AMMISSIBILE

17

- data le funzioni di osservazione  $A: Y^i \rightarrow A^i$   
si ottiene la predizione  $A^i$  per l'attribuibile e si considera la  
matrice di covarianza marginale

$$\Gamma_{A^i} = \frac{\partial A}{\partial Y} \Big|_{Y^i} \Gamma_{Y^i} \left[ \frac{\partial A}{\partial Y} \Big|_{Y^i} \right]^T = \frac{\partial A'}{\partial A} \Big|_{X^i} \Gamma_{A_1} \left[ \frac{\partial A'}{\partial A} \Big|_{X^i} \right]^T$$

oss dobbiamo applicare una correzione per aberrazione

~~$$A' = A_0 \Phi_{\tau_1}^{\bar{E}_2} \quad \text{propagato al tempo } t$$~~

A questo punto facciamo una attribuzione:

Dati:  $A_2, \bar{E}_2, \Gamma_2, C_2 = \Gamma_2^{-1}$

$A^i, E_2, \Gamma_{A^i}, C_{A^i} = \Gamma_{A^i}^{-1}$  attribuibile predetto a partire da  $B_1^i$ ,  
con le sue matrici di cov. e normali.

L'algoritmo di identificazione è lo stesso che abbiamo introdotto per  
l'identificazione di orbite:

$$\begin{cases} C_0 = C_{A^i} + C_2, & \Gamma_0 = C_0^{-1} & \text{matrici normali e di covarianza} \\ K_4^i = (A_2 - A^i) \cdot [C_2 - C_2 \Gamma_0 C_2] (A_2 - A^i) & & \text{penalità} \\ A_0 = \Gamma_0 [C_{A^i} A^i + C_2 A_2] & & \text{attribuibile di compromesso.} \end{cases}$$

Se  $K_4^i \leq K_4^{\max}$  si fanno delle correzioni differenziali vincolate.  
(possono fare le correzioni differenziali, o anche)