3 STATICKÉ MODELY

3.1. Korelačná a regresná analýza

- ⇒ Vhodná na vyšetrovanie statických, ale aj dynamických systémov.
- \Rightarrow Skúmame funkčný vzťah, podľa ktorého sa mení **závisle premenná y pri zmenách** nezávislých veličín $\mathbf{u} = (u_1, u_2, ..., u_n)^T$.

Predpokladajme, že skutočný funkčný vzťah má nasledovný tvar:

$$y = F(u, \theta) + v$$

t.j. predpokladáme, že výsledok experimentu $y \in R^1$, bude funkciou systematicky pôsobiacich nezávislých veličín $\mathbf{u} \in R^n$ (n-faktorový problém), a tiež od náhodne pôsobiacich faktorov $v \in R^1$. $\mathbf{0}$ je vektor (neznámych) parametrov a F je funkcia štruktúry identifikovaného systému.

⇒ **Regresná analýza** sa zaoberá **určením štruktúry**, t.j. stanovením, ktoré nezávislé premenné a v akom charaktere väzieb do funkčnej závislosti vstupujú.

Korelačná analýza kvantifikuje intenzitu vplyvov nezávislých premenných na závislú premennú (koeficienty).

⇒ **Štruktúru** reálneho systému **presne poznať nebudeme**, preto budeme predpokladať, že je vyjadrená v tvare **mocninového radu**, tvoriaceho tzv. **teoretickú regresnú rovnicu**

$$\boxed{y = \theta_0 + \sum_{i=1}^n \theta_i u_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i \theta_{ij} u_i u_j + \ldots + \nu}$$

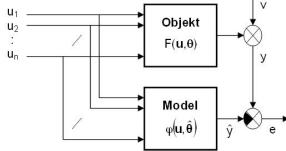
čo je funkcia **nelineárna voči nezávislým premenným** tvoriacim vektor $\mathbf{u} = (\mathbf{u_1}, \mathbf{u_2}, ..., \mathbf{u_n})^T$ nazývaný **regresor**, ale **lineárna voči regresným koeficientom** $\theta_0, \theta_i, \theta_i$.

Model tohto systému nech popisuje funkčná závislosť opäť v tvare mocninového radu s konečným stupňom s bez náhodnej zložky

$$\hat{\mathbf{y}} = \varphi(\mathbf{u}, \hat{\mathbf{\theta}})$$

kde $\hat{\theta}$ je odhad vektora parametrov

⇒ n-faktorový polynomiálny model stupňa s



Počet neznámych parametrov vrátane absolútneho člena pre model, ktorý má n faktorov (= vstupov) a je vyjadrený polynómom stupňa s je

$$1+k = {n+s \choose s}$$
 kde ${x \choose y} = {x! \over y! (x-y)!}$ je kombinačné číslo

Pri väčšom počte faktorov n a so vzrastom stupňa polynómu s počet neznámych parametrov veľmi rýchle narastá, z praktického hľadiska úplne stačí uvažovať $1 \le s \le 3$, pričom:

■ ak s = 1 – lineárna regresia

$$\hat{\mathbf{y}} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_0 + \hat{\boldsymbol{\theta}}_1 \mathbf{u}_1 + \ldots + \hat{\boldsymbol{\theta}}_n \mathbf{u}_n ,$$

■ ak s = 2 – kvadratická regresia

$$\hat{y} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 u_1 + \ldots + \hat{\theta}_n u_n + \hat{\theta}_{n+1} u_1^2 + \ldots + \hat{\theta}_{2n} u_n^2 + \hat{\theta}_{2n+1} u_1 u_2 + \ldots + \hat{\theta}_k u_{n-1} u_n,$$

■ ak s = 3 – kubická regresia

alebo

$$\hat{y} = \hat{\theta}_0 + \sum_{i=1}^n \hat{\theta}_i u_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i \hat{\theta}_{ij} u_i u_j + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i \sum_{k=1}^j \hat{\theta}_{ijk} u_i u_j u_k \,,$$

⇒ Pri jednofaktorových modeloch môže byť aj **polynomiálna** závislosť

$$\hat{y} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 u + \hat{\theta}_2 u^2 \dots + \hat{\theta}_k u^k$$

Na model **lineárny** voči regresným koeficientom môžeme **pretransformovať** aj niektoré **nelineárne závislosti**, napr.

$$\begin{split} z &= c.x_1^{\hat{\theta}_1}.x_2^{\hat{\theta}_2}\dots x_n^{\hat{\theta}_n} & \rightarrow & \hat{y} &= \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 u_1 + \dots + \hat{\theta}_n u_n \\ \text{kde} & \hat{y} &= \ln z & \hat{\theta}_0 &= \ln c & u_i &= \ln x_i & i &= 1,2,\dots,n \\ z &= c.e^{\left(\hat{\theta}_1 u_1 + \dots + \hat{\theta}_n u_n\right)} & \rightarrow & \hat{y} &= \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 u_1 + \dots + \hat{\theta}_n u_n \\ \text{kde} & \hat{y} &= \ln z & \hat{\theta}_0 &= \ln c \end{split}$$

⇒ Vo všeobecnosti možno všetky uvedené modely vyjadriť v tvare lineárnej regresie

$$\begin{split} \hat{y} &= \hat{\theta}_0 f_0(u) + \hat{\theta}_1 f_1(u) + \hat{\theta}_2 f_2(u) \ldots + \hat{\theta}_k f_k(u) \\ \hat{y} &= \hat{\boldsymbol{\theta}}^T \boldsymbol{f}(u) \\ \hat{\boldsymbol{\theta}} &= \left(\hat{\theta}_0, \hat{\theta}_1, \ldots, \hat{\theta}_k\right)^T \text{ je vektor odhadovaných parametrov} \\ \boldsymbol{f}(u) &= \left(f_0(u), f_1(u), \ldots, f_k(u)\right)^T \text{ je regresný vektor} \end{split}$$

Poznámka: všetky vektory sú stĺpcové, preto sú transponované, keď sú zapísané ako riadkové.

 \Rightarrow Predpokladajme, že uskutočníme celkom N >> 1+ k meraní, pri každom z nich budeme určovať hodnotu výstupu zo sústavy y_i aj hodnoty zložiek vektora $\mathbf{f}(\mathbf{u}_i)$

$$\mathbf{f}(\mathbf{u}_i) = (f_0(\mathbf{u}), f_1(\mathbf{u}), \dots, f_k(\mathbf{u}))^T = (1, h_{1i}, h_{2i}, \dots, h_{ki})^T = \mathbf{h}_i \qquad \qquad i = 1, \dots, N$$

Potom v i-tom experimente vyjadríme hodnotu odchýlky medzi nameraným výstupom a výstupom z modelu

$$\mathbf{e}_{i} = \mathbf{y}_{i} - \hat{\mathbf{y}}_{i} = \mathbf{y}_{i} - \hat{\mathbf{\theta}} \mathbf{h}_{i}$$

čím sa dostaneme k **preurčenému systému rovníc (t.j. máme viac rovníc ako neznámych)**

$$\begin{aligned} e_1 &= y_1 - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 h_{11} - \hat{\theta}_2 h_{21} - \dots - \hat{\theta}_k h_{k1} \\ e_2 &= y_2 - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 h_{12} - \hat{\theta}_2 h_{22} - \dots - \hat{\theta}_k h_{k2} \\ \vdots \\ e_N &= y_N - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 h_{1N} - \hat{\theta}_2 h_{2N} - \dots - \hat{\theta}_k h_{kN} \end{aligned}$$

alebo v maticovom tvare

$$\begin{aligned} & \boxed{ \mathbf{e} = \mathbf{y} - \mathbf{H}\hat{\mathbf{\theta}} = \mathbf{e} \Big(\hat{\mathbf{\theta}} \Big) } & \text{kde} & \mathbf{e} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}} = \Big(\mathbf{e}_1, \mathbf{e}_2, \dots, \mathbf{e}_N \Big)^T \\ & \mathbf{y} = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_N \end{pmatrix} & \mathbf{H} = \begin{pmatrix} 1 & h_{11} & h_{21} & \dots & h_{k1} \\ 1 & h_{12} & h_{22} & \dots & h_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & h_{1N} & h_{2N} & \dots & h_{kN} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{h}_1^T \\ \mathbf{h}_2^T \\ \vdots \\ \mathbf{h}_N^T \end{pmatrix}$$

⇒ Vektor neznámych parametrov θ̂ z tohto preurčeného systému rovníc budeme určovať minimalizáciou súčtu štvorcov odchýlok (metóda najmenších štvorcov, MNŠ – ako prvý ju použil Gauss, publikoval ju v r. 1795)

$$Q(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N} e_i^2 = \frac{1}{2} e(\hat{\boldsymbol{\theta}})^T e(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \frac{1}{2} (\mathbf{y} - \mathbf{H}\hat{\boldsymbol{\theta}})^T (\mathbf{y} - \mathbf{H}\hat{\boldsymbol{\theta}})$$
 účelová funkcia

Optimálnu hodnotu $\hat{\theta}^*$, ktorú budeme považovať za odhad hľadaných parametrov, určíme z nulovej hodnoty gradientu účelovej funkcie

$$\nabla_{\hat{\boldsymbol{\theta}}} Q(\hat{\boldsymbol{\theta}})_{\hat{\boldsymbol{\theta}}^{*}} = \mathbf{H}^{\mathsf{T}} (\mathbf{H} \hat{\boldsymbol{\theta}}^{*} - \mathbf{y}) = 0$$

$$\mathbf{H}^{\mathsf{T}} \mathbf{H} \hat{\boldsymbol{\theta}}^{*} = \mathbf{H}^{\mathsf{T}} \mathbf{y} \qquad \Rightarrow \qquad \hat{\boldsymbol{\theta}}^{*} = (\mathbf{H}^{\mathsf{T}} \mathbf{H})^{-1} \mathbf{H}^{\mathsf{T}} \mathbf{y} \qquad \text{Gaussov vzorec (1809)}$$

Aby tento vektor zabezpečil **minimum účelovej funkcie**, musí byť matica $\mathbf{R} = \mathbf{H}^T \mathbf{H}$ **pozitívne definitná**, čo je splnené, pretože súčin nenulovej matice s jej transpozíciou je vždy symetrická a pozitívne definitná matica



\Rightarrow MATLAB

1. Curve Fitting Toolbox

Umožňuje **spracovanie údajov** (vyhladenie, odstránenie niektorých vzoriek), **aproximáciu funkciou** a **porovnanie výsledkov** graficky aj numericky

Možnosti použitia:

- GUI spúšťa sa príkazom cftool
- Matlab príkazy fit(x,y,FT)

2. Basic Fitting GUI

v okne Figure vybrať Tools – Basic Fitting

⇒ Vlastnosti odhadu:

Predpokladajme, že:

- 1. hod(H)=1+k ≤ N (počet pozorovaní je väčší ako počet neznámych parametrov modelu)
- 2. parazitný šum spĺňa:

stredná hodnota šumu sa **rovná nule**, t.j. vylučujeme výskyt jednosmernej zložky aj nestacionárnych šumov

$$E\{v_i\} = 0$$
 $i = 1, 2, ..., N$

jednotlivé zložky šumov sú navzájom nekorelované

$$\mathsf{E}\big\{\mathsf{v}_{i}\mathsf{v}_{i}\big\}=0 \qquad \qquad \mathsf{i}\neq\mathsf{j}$$

disperzia šumov je konštantná

$$E\left\{ v_{i}^{2}\right\} =\sigma_{i}^{2}=\sigma^{2} \qquad \qquad i=1,2,\ldots,N \label{eq:eq:energy_equation}$$

potom kovariančná matica má tvar

$$cov(\mathbf{v}) = E\{\mathbf{v}\mathbf{v}^{\mathsf{T}}\} = \sigma^2 \mathbf{I}$$

Gaussova – Markovova veta: Ak platia predpoklady 1. a 2., potom $\hat{\boldsymbol{\theta}}^* = (\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1} \mathbf{H}^T \mathbf{y}$ je výdatný nevychýlený odhad (BLUE) .

BLUE (Best Linear Unbiased Estimator)

- · lineárny vzhľadom k dátam
- nevychýlený (unbiased)
- výdatný (best, minimum variance)
- a) Linearita

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}^* = \left(\mathbf{H}^\mathsf{T}\mathbf{H}\right)^{-1}\mathbf{H}^\mathsf{T}\mathbf{y}$$

odhad je lineárny vzhľadom k nameraným výstupom

b) Nevychýlenosť odhadu parametrov

Pre výstup reálneho systému platí $\mathbf{y} = \mathbf{H}\mathbf{\theta} + \mathbf{v}$

$$\begin{split} \hat{\boldsymbol{\theta}}^{\star} &= \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{y} = \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\left(\boldsymbol{H}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{v}\right) = \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\boldsymbol{\theta} + \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{v} = \boldsymbol{\theta} + \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{v} \\ & \boldsymbol{E}\left\{\hat{\boldsymbol{\theta}}^{\star}\right\} = \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{E}\left\{\left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{v}\right\} \\ & \boldsymbol{\theta}^{\star} - \boldsymbol{\theta} = \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{v} = \boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\theta}^{T}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{v} = \boldsymbol{\theta}^{T}\boldsymbol{u} \\ & \boldsymbol{\theta}^{\star} - \boldsymbol{\theta} = \left(\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{H}\right)^{-1}\boldsymbol{H}^{T}\boldsymbol{v} = \boldsymbol{\theta}^{T}\boldsymbol{u} \\ & \boldsymbol{\theta}^{\star} - \boldsymbol{\theta} = \boldsymbol{\theta}^{T}\boldsymbol{u} \\ & \boldsymbol{\theta}^{\star} - \boldsymbol{\theta}^{T}\boldsymbol{u} = \boldsymbol{\theta}^{T}\boldsymbol{u} \end{split}$$

Ak sa parazitný šum v riadi rozdelením $N(0, \sigma^2)$, potom vektor $\hat{\theta}^*$ je nevychýleným odhadom vektora θ .

c) Výdatnosť odhadu parametrov

Kovariančná matica odhadu je

$$cov\{\hat{\boldsymbol{\theta}}^*\} = E\{\hat{\boldsymbol{\theta}}^* - \boldsymbol{\theta}(\hat{\boldsymbol{\theta}}^* - \boldsymbol{\theta})^T\} = E\{PH^Tvv^THP\} = PH^TE\{vv^T\}HP = \sigma^2PH^THP = \sigma^2PP^{-1}P = \sigma^2P$$

$$\boxed{cov(\hat{\boldsymbol{\theta}}^*) = \sigma^2P}$$

čo znamená, že výdatnosť odhadu sa zvyšuje so vzrastom hladiny užitočných signálov u a naopak klesá so zväčšovaním disperzie šumu σ^2 .

Tiež ŷ je **nevychýleným** odhadom y, pričom jeho kovariancia je

$$cov(\hat{y}) = \sigma^2 \mathbf{H}^\mathsf{T} \mathbf{P} \mathbf{H}$$

Problém **zabezpečenia výdatnosti hľadaných odhadov** je teda spojený s otázkou **vhodného modelu** pre aproximáciu určovanej funkčnej závislosti a tiež so starostlivou **prípravou experimentu**.

Experiment by mal byť zostavený tak, aby

- prinášal maximum užitočnej informácie
- bol realizovaný s minimálnymi nákladmi
- bol vyhodnocovaný metódami matematickej štatistiky.

Objektivita a presnosť modelu sa zvyšuje priamo úmerne s počtom experimentov, avšak ekonomická stránka identifikácie smeruje k menšiemu počtu experimentov.