Klouzavé průměry (KP)

Analytické metody vyrovnávání č.ř. - vyrovnáme jednou trendovou funkcí všechna pozorování č.ř., která máme k dispozici.

Přístup k vyrovnání č.ř. pomocí klouzavých průměrů - rozsah období, v jehož rámci bude č.ř. vyrovnána, podstatně kratší, než období, za které máme č.ř. shromážděnou.

- **Podstata vyrovnání pomocí KP:**
  - **posloupnost pozorování y_t nahradíme posloupností průměrů vypočítaných z pozorování y_t - řadu vyrovnáváme po částech;**
  - **každý průměr reprezentuje určitou skupinu pozorování.**

- **Důležité otázky:**
  - **Stanovení počtu pozorování nutných k výpočtu KPů:**

    - *klouzavá část* období vyrovnání - časový interval určité délky, který se posunuje po časové ose vždy o jednotku

    $m = 2p + 1,\ \ m < n$, m **délka klouzavé části,**

    n **celkový počet pozorování č.ř.**

- **Volba <u>délky</u> m klouzavé části - nelze stanovit exaktními statistickými metodami**
  - ◇ **heuristický postup - na základě věcné analýzy zkoumaného ekonomického jevu;**
    - **v praxi obvykle menší délky:**

      $m = 5, 7, 9$ **tj.** $p = 2, 3, 4$**;**
    - **u č.ř. se sezónní složkou je m rovno periodě sezónních nebo cyklických výkyvů.**

- **Identifikace jednotlivých klouzavých částí - reprezentace použitím jejich středních bodů:**

  `Předpoklad:`

  m **liché** $\Longrightarrow p = (m-1)/2$ **sudé** $\Longrightarrow$

  střední bod 1. klouzavé části: $(p+1)$**ní bod;**

  střední bod poslední klouzavé části: bod s pořadovým číslem $(n-p)$.

Typy klouzavých průměrů

- **Prosté klouzavé průměry m-členné**
  (m liché číslo)

  `Předpoklad:` **lineární trend definován na klouzavých částech o rozsahu**
  $m = 2p + 1, \;\; p = 1, 2, ...,$

  Časová proměnná v celé č.ř.:

  $$t = 1, 2, ..., n$$

  Střední body jednotlivých klouzavých částí:

  $$t = p + 1, p + 2, \ldots, n - p$$

  Nová časová proměnná:

  $$i = -(p - j), \;\; j = 0, 1, \ldots, 2p$$

  - **Lineární trend použitý k vyrovnání jednotlivých klouzavých částí:**

  $$T_{t,i} = \beta_{0t} + \beta_{1t}\, i, \;\; t = p + 1, p + 2, \ldots, n - p$$

  - ***Prostý klouzavý průměr*:**

  $$\overline{y}_t = \frac{1}{m} \sum_{i=-p}^{p} y_{t,i} = \frac{y_{t-p} + y_{t-p+1} + \ldots + y_{t+p}}{m}$$

  $$t = p + 1, p + 2, \ldots, n - p$$

  `Označení:` $\frac{1}{m} \underbrace{[1, 1, \ldots, 1]}_{m}$

- **Vážené klouzavé průměry**

  Pro každý klouzavý úsek č.ř. počítáme vážený aritmetický průměr

$$\bar{y}_t = \sum_{i=-p}^{p} w_i y_{t+i}, \quad t = p+1, p+2, \ldots, n-p$$

w_i **- váhy splňující podmínku**

$$\sum_{i=-p}^{p} w_i = 1$$

Váhy konstruovány různým způsobem:

Příklad: **Parabolický trend definován na klouzavých částech o rozsahu** $m = 2p+1$ **použitý k vyrovnání jednotlivých klouzavých částí:**

$$T_{t,i} = \beta_{0t} + \beta_{1t}\, i + \beta_{2t}\, i^2, \quad t = p+1, p+2, \ldots, n-p$$

- ***Vážený klouzavý průměr*:**

$$\overline{y}_t = \sum_{i=-p}^{p} W_i\, y_{t,i}, \quad t = p+1, p+2, \ldots, n-p$$

$$W_i = \frac{3}{4m(m^2-1)}(3m^2 - 1 - 20i^2)$$

Váhy W_i **splňují podmínky:**

$$\sum_{i=-p}^{p} W_i = 1, \quad W_i = W_{-i} \quad \text{symetrické}$$

- **Centrované klouzavé průměry m-členné (m sudé číslo)**

  `Předpoklad:` m **sudé** $\Longrightarrow$
  střední body klouzavých částí nejsou celá čísla - nelze přiřadit hodnoty klouzavých průměrů přímo pozorováním dané č.ř.

  Centrování prostých klouzavých průměrů – speciální typ vážených klouzavých průměrů

  - ***Centrovaný klouzavý průměr*:**

$$\overline{y}_t = \frac{1}{4p}(y_{t-p} + 2y_{t-p+1} + \ldots + 2y_{t+p-1} + y_{t+p})$$

$$t = p+1, p+2, \ldots, n-p$$

`Označení:` $\frac{1}{2m}\underbrace{[1, 2, \ldots, 2, 1]}_{m+1}$

Identifikace a popis sezónní složky

Pomocí sezónní složky jsou v č.ř. reprezentovány sezónní vlivy.
Sezónní vlivy - soubor přímých či nepřímých příčin, které se rok co rok pravidelně opakují v důsledku existence pravidelného koloběhu Země kolem Slunce:

- **Vlivy klimatické** (zvýšená spotřeba a výroba nápojů v letních měsících opakující se po 12 měsících).
- **Vlivy zprostředkované** (společenské standardy a zvyklosti ve stereotypech chování lidí - školní prázdniny, dovolené, víkendy, Vánoce atd. a s tím související ekonomické, dopravní, kulturní a jiné důsledky).

Sezónní výkyvy - výsledky působení sezónních vlivů na analyzovanou č.ř. - pravidelné výkyvy zkoumané č.ř. nahoru a dolů vůči určitému nesezónnímu vývoji řady v průběhu let.

Základní úkoly:

- **Identifikace sezónní složky** (zda sezónní výkyvy jsou statisticky významné)**:**
  - **Kvantifikace sezónní složky** (periodické kolísání zakrývá dynamiku ekonomických jevů)
    - **analýza sezónnosti**
  - **Výpočet sezónně očištěné č.ř.**

Popis sezónní složky

Pozorování v č.ř. se vztahují:

- **k určité i-té periodě** (např. rok)
- **k j-tému dílčímu období v rámci určité periody** (např. měsíc v roce)

Aditivní model:

$$y_{ij} = T_{ij} + S_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad i = 1, 2, \ldots, r, \quad j = 1, 2, \ldots, s$$

s **- počet dílčích období v rámci roku**

Pro hodnoty časové proměnné

$$t = 1, 2, \ldots, n \ , \quad n = r.s$$

platí

$$t = s(i-1) + j$$

Předpoklad v praktických aplikacích: s **- sudé číslo** (4 čtvrtletí, 12 měsíců)

• Model konstantní sezónnosti

`Předpoklad:` **sezónní kolísání je neměnné pro** j**-tou sezónu v letech** i**,** $j = 1, 2, \ldots, s, \;\; i = 1, 2, \ldots, r$

$$S_{ij} = S_j, \quad i = 1, 2, \ldots, r, \;\; j = 1, 2, \ldots, s$$

- **Normalizační podmínka** (za účelem vykompenzování vlivu sezónních faktorů v rámci periody)**:**

$$\sum_{j=1}^{s} S_j = 0, \;\; \forall\, i = 1, 2, \ldots, r \qquad (Nk)$$

- **Odhad sezónních parametrů**

Metoda empirických sezónních odchylek

- **Odhadneme (vyrovnáme) trendové hodnoty v jednotlivých obdobích pomocí klouzavých průměrů délky** s**:** $\hat{T}_{ij}$
- **Určíme rozdíly pozorovaných hodnot č.ř.** y_{ij} **a hodnot vyrovnaných klouzavými průměry** $\hat{T}_{ij}$**:**
  $y_{ij} - \hat{T}_{ij}$ – ***empirické sezónní odchylky***
- **Určíme** ***průměrnou empirickou sezónní odchylku*****:**

$$\hat{S}_j = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^{r} (y_{ij} - \hat{T}_{ij})$$

- **Transformace průměrných empirických sezónních odchylek:**

$$\hat{S}'_j = \hat{S}_j - \frac{1}{s} \sum_{j=1}^{s} \hat{S}_j \,, \quad \sum_{j=1}^{s} \hat{S}'_j = 0$$

• Model proporcionální sezónnosti

Předpoklad, že **pro danou sezónu** $j = 1, 2, \ldots, s$ **se sezónní výkyvy pravidelně opakují ve stejné výši v letech** $i = 1, 2, \ldots, r$ **není v některých situacích realistický.**

`Předpoklad:` **v dílčím období** $j = 1, 2, \ldots, s$ **se sezónní výkyvy mění přímo úměrně dosažené úrovni trendové složky**

$$S_{ij} = \gamma_j T_{ij}, \quad i = 1, 2, \ldots, r, \;\; j = 1, 2, \ldots, s$$

$$y_{ij} = T_{ij} + \gamma_j T_{ij} + \epsilon_{ij} = (1 + \gamma_j) T_{ij} + \epsilon_{ij}$$

$i = 1, 2, \ldots, r, \;\; j = 1, 2, \ldots, s$

$\gamma_j, \;\; j = 1, 2, \ldots, s$ – ***sezónní parametry***

$(1 + \gamma_j)$ – ***sezónní indexy***

Sezónní indexy – udávají relativní výkyvy od trendové hodnoty v důsledku sezónního kolísání (bezrozměrná čísla)

- **If v j-té sezóně** $\gamma_j > 0$ – ***sezónní vzestup***
- **If v j-té sezóně** $\gamma_j < 0$ – ***sezónní pokles***
- **If v j-té sezóně** $\gamma_j = 0$ – ***nepůsobí*** **sezónní vlivy**

- **Normalizační podmínka :**

$$\sum_{j=1}^{s} (1 + \gamma_j) = s, \quad i = 1, 2, \ldots, r \qquad (Np)$$

- **Odhad** $(1+\hat{\gamma}_j)$ **sezónních indexů** ($\hat{\gamma}_j$**-odhad** γ_j**)**

Metoda empirických sezónních indexů

- **Odhad trendových hodnot v jednotlivých obdobích** $t_{ij} = s(i-1)+j$ **pomocí klouzavých průměrů délky** s**:** $\hat{T}_{ij}$
- **Určíme podíly pozorovaných hodnot č.ř.** y_{ij} **a hodnot vyrovnaných klouzavými průměry** $\hat{T}_{ij}$**:**

  $\frac{y_{ij}}{\hat{T}_{ij}}$ – ***empirické sezónní indexy***

- **Určíme *průměrný empirický sezónní index* (odhad sezónního indexu):**

$$(1+\hat{\gamma}_j) = \frac{1}{r}\sum_{i=1}^{r}\frac{y_{ij}}{\hat{T}_{ij}}$$

- **Standardizace průměrných empirických indexů – *sezónní faktory***

  (průměrný empirický sezónní index přepočteme s ohledem na podmínku (Np)**):**

$$(1+\hat{\gamma}_j^{'}) = (1+\hat{\gamma}_j)/\frac{1}{s}\sum_{i=1}^{s}(1+\hat{\gamma}_j)$$

***Metoda nejmenších čtverců*:**

$$(1+\hat{\gamma}_j) = \frac{\Sigma_{i=1}^{r}\, y_{ij}\hat{T}_{ij}}{\Sigma_{i=1}^{r}\, \hat{T}_{ij}^2}$$

- **Test hypotézy o existenci sezónnosti**

  Test nulové hypotézy

  $$H_0: \quad S_j = 0, j = 1, 2, \ldots, s \quad \text{versus} \quad H_1 : \texttt{non}H_0$$

  - ◇ **Testovací statistika:**

    $$F = \frac{\frac{r}{s-1}\sum_{j=1}^{s}(\bar{y}_{\cdot j} - \bar{y})^2}{\frac{S_R}{(r-1)(s-1)}} \sim F[s-1, (r-1)(s-1)]$$

    $$S_R = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{s}(y_{ij} - \bar{y})^2 - s\sum_{i=1}^{r}(\bar{y}_{i\cdot} - \bar{y})^2 - r\sum_{j=1}^{s}(y_{\cdot j} - \bar{y})^2$$

    $\bar{y}_{\cdot j} = \frac{1}{r}\sum_{i=1}^{r} y_{ij}$

    $\bar{y} = \frac{1}{r \cdot s}\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{s} y_{ij}$

    $F[\nu_1; \nu_2]$ – **Fisherovo-Snedecorovo rozdělení o** ν_1 **a** ν_2 **stupni volnosti**

  - **Kritický obor:**

    $$F > F_{1-\alpha}[s-1, (r-1)(s-1)]$$

    $F_{1-\alpha}[s-1, (r-1)(s-1)]$ – $100(1-\alpha)\%$ **kvantil** $F[s-1, (r-1)(s-1)]$

• Sezónní očišťování

`Proč sezónní očišťování?`

Možnost průběžně porovnávat po sobě jdoucí údaje v č. ř. uvnitř roku i tehdy, pokud jsou aktuálně ovlivněny sezónností.

Modelové rozdělení č.ř. na složku trendovou, sezónní a náhodnou – úkolem je zbavit č.ř. sezónní složky, ponechat složku trendovou (příp. cyklickou, pokud se vyskytuje.

Praktické metody očišťování používají:

– různé typy a varianty klouzavých průměrů;
– regresní metody;
– např. exponenciální vyrovnávání;
– poměrně komplikované počítačové programy.

Popis náhodné složky v časových řadách

Náhodná složka č.ř. – výsledek působení blíže nespecifikovaného souboru náhodných vlivů:

$$\epsilon_t = y_t - Y_t = y_t - T_t - S_t - C_t$$

`Předpoklady:`

- **Střední hodnoty nulové**

$$E(\epsilon_t) = 0, \quad t = 1, 2, \ldots, n$$

  - ***Homoskedastické*** **náhodné veličiny**
    - **Konstantní rozptyl v čase**

$$D(\epsilon_t) = \sigma^2, \quad t = 1, 2, \ldots, n$$

    - **Vzájemně nekorelované náhodné veličiny**

$$cov(\epsilon_t, \epsilon_k) = E(\epsilon_t \epsilon_k) = 0, \quad t, k = 1, 2, \ldots, n, \ \ t \neq k$$

  - ***Heteroskedastické*** **náhodné poruchy**
    - **Proměnlivé rozptyly typu**

$$D(\epsilon_t) = s^2 w_t^{-1}, \quad t = 1, 2, \ldots, n$$

w_t – **váhy pozorování**

$\Sigma_{t=1}^{n} w_t^{-1} = 1$

    - **Vzájemně nekorelované náhodné veličiny**

$$cov(\epsilon_t, \epsilon_k) = E(\epsilon_t \epsilon_k) = 0, \quad t, k = 1, 2, \ldots, n, \ \ t \neq k$$

- **Autokorelace náhodných poruch – náhodná porucha v čase t závisí lineárně na poruše v předcházejícím čase $t-1$**

$$\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t, \quad 0 < \rho < 1$$

ρ – **autokorelační koeficient sousedních (v čase) náhodných poruch - <u>konstantní</u>**

$u_t, \;\; t = 1, 2, \ldots, n$ – **posloupnost náhodných veličin vzájemně nezávislých**

$$E(u_t) = 0, \;\; D(u_t) = \text{konst.}$$

Reziduum e_t

$$e_t = y_t - \hat{Y}_t$$

$\hat{Y}_t$ – **odhad teoretické hodnoty č.ř. v čase** t

Reziduum e_t – **odhad náhodné veličiny** ϵ_t
konkrétní hodnota pro daný model a daná data náhodné veličiny ϵ_t.

Ověřování předpokladů o náhodné složce

K ověřování lze použít některé z následujících testů.

- **<u>Testování náhodnosti reziduí</u>**
  - ***<u>Znaménkový test</u>***
    - **Určíme posloupnost:** $\{e_t\}, \quad t = 1, 2, \ldots, n$
    - **Vypočteme diference:** $e_t - e_{t-1}$
    - **Určíme: počet** S_+ **kladných diferencí**
      počet S_- **záporných diferencí**
      Nulové diference z posloupnosti odstraníme.
    - **Určíme statistiku**
      $$S = \max(S_+, S_-)$$
    - **Posloupnost** $\{e_t\}$ **považujeme za náhodně uspořádanou, pokud se** S **málo liší od** $E(S)$
      $$E(S) = \frac{n-1}{2}$$
    - **Test nulové hypotézy**
      $$H_0 : S = \frac{n-1}{2} \quad \text{versus} \quad H_1 : S \neq \frac{n-1}{2}$$
      - **Testovací statistika:**
        $$U = \frac{S + \frac{1}{2} - \frac{n-1}{2}}{\sqrt{\frac{n-1}{4}}} = \frac{2S - n + 1}{\sqrt{n-1}} \approx N(0, 1)$$
      - **Kritický obor:**
        $$\left| \frac{2S - n + 1}{\sqrt{n-1}} \right| > u_{1-\alpha/2}$$

      $u_{1-\alpha/2}$ – $100(1-\alpha/2)\%$ **kvantil** $N(0, 1)$

◦ ***Test založený na bodech zvratu (bodech obratu)***

◇ ***Body zvratu (obratu)*** – **rezidua, která jsou větší nebo menší než obě sousední rezidua.**

– ***Vrchol (dolík)*** – **reziduum s hodnotou vyšší (nižší) než jsou dvě sousední rezidua.**

◇ P – **počet úseků posloupnosti reziduí mezi body zvratu**

◇ $(P-1)$ – **počet bodů zvratu**
(Případná shodná rezidua z posl. odstraníme)

◇ **Je-li zkoumaná posloupnost** $\{e_t\}$ **náhodně uspořádaná, potom statistika** P **má střední hodnotu** $E(P) = \frac{2(n-2)}{3}$ **a rozptyl** $D(P) = \frac{16n-29}{90}$.

◇ **Test nulové hypotézy**

$$H_0 : P = \frac{2(n-2)}{3} \quad \text{versus} \quad H_1 : P \neq \frac{2(n-2)}{3}$$

– **Testovací statistika:**

$$U = \frac{\sqrt{90}\left[P - \frac{2(n-2)}{3}\right]}{\sqrt{16n-29}} \approx N(0,1)$$

– **Kritický obor:**

$$\left|\frac{2S-n+1}{\sqrt{n-1}}\right| > u_{1-\alpha/2}$$

$u_{1-\alpha/2}$ – $100(1-\alpha/2)\%$ **kvantil** $N(0,1)$

- <u>**Testování autokorelace náhodných poruch**</u>

◦ ***Durbinův-Watsonův test autokorelace***

Závislost náhod. poruch vyjádřena autoregresním modelem

$$\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t$$

⋄ **Test nulové hypotézy**

$$H_0 : \rho = 0 \quad \text{versus} \quad H_1 : \rho \neq 0$$

– **Testovací statistika (Durbin-Watsonova):**

$$DW = \frac{\Sigma_{i=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\Sigma_{i=1}^{n} e_t^2} \in \langle 0, 4\rangle$$

– **Kritické hodnoty:** d_L, d_U **tabelovány**
(speciální tabulky Durbin-Watsonova testu)

– **pro danou hladinu významnosti**
– **pro daný počet** n **pozorování č.ř.**
– **pro daný počet strukturálních parametrů modelu** (na př. u trendové funkce je počet parametrů roven 1)

H_0 **zamítneme, jestliže**

$$DW < d_L \text{ nebo } DW > 4 - d_L$$

H_0 **nezamítneme, jestliže**

$$d_U < DW < 2 \text{ nebo } 4 - d_U < DW < 4 - d_L$$

nerozhodneme if

$$d_L < DW < d_U \text{ nebo } 4 - d_U < DW < 4 - d_L$$

◇ **Test** H_0 **v praktických situacích:**

– **přibližné vyhodnocení**

H_0 **zamítneme, jestliže**

$$DW \text{ blízké } 0 \text{ nebo } DW \text{ blízké } 4$$

H_0 **nezamítneme, jestliže**

$$DW \doteq 2$$

Adaptivní přístupy k modelu časových řad

Adaptivní modely
(modely s měnlivými parametry)

`Vlastnosti:`

- **společné s klasickými modely s konst. param.**
  - **neobjasňují kauzální mechanismus vývoje analyzované proměnné**
    pouze popisují její průběh v čase
- **rozdílné od klasických modelů**
  - **nepředpokládají stabilitu**
    - **analytického tvaru v čase**
    - **strukturálních parametrů v čase**
    - **spojitost trendové funkce**
  - **rychle reagují na**
    - **strukturální změny v čase**
    - **vhodné pro předpovědi průběhu č.ř. s nepravidelnostmi a zlomy v trendu**

`Předpoklad:`

- **nejcennější jsou nejnovější pozorování č.ř.** $\Longrightarrow$
  - **největší váhy přiřazeny nejnovějším pozorováním**
  - **dřívější pozorování - nulové nebo malé váhy**

Třída adaptivních modelů – poměrně široká

- **Exponenciální vyrovnávání**

`Předpoklady:`

  - y_n – **pozorování v přítomném čase**
  - **v časové okamžiku** n **máme k dispozici č.ř. pozorováných hodnot:**
    $y_{n-k}, \quad k = 0, 1, \ldots, n-1$
  - k – **stáří (věk) pozorování**
  - **aditivní model**

$$y_{n-k} = T_{n-k} + \epsilon_{n-k}$$

$$T_{n-k} = \beta_0 - \beta_1 k + \beta_2 k^2 + \cdots 1 + (-1)^k \beta_k k^k$$

Odhady parametrů:

  - **Metoda nejmenších čtverců**

$$\min \left(\sum_{k=0}^{n-1} (y_{n-k} - \hat{T}_{n-k})^2 \right)$$

    Stejná váha přiřazena všem pozorováním bez ohledu na "stáří".

  - **Vážená metoda nejmenších čtverců**

$$\min \left(\sum_{k=0}^{n-1} (y_{n-k} - \hat{T}_{n-k})^2 w_k \right)$$

    w_k **- váhy nepřímo úměrné "stáří" pozorování**

$$w_k = \alpha^k, \quad 0 < \alpha < 1, \quad k = 0, 1, \ldots, n-1$$

    α **-** ***vyrovnávací konstanta***

- **Volba trendu** T_{n-k}
  - ***Jednoduché exponenciální vyrovnávání***

    Trend lze považovat v krátkých úsecích č.ř. za <u>konstantní</u> tj. $k = 0$.

    Soustava normálních rovnic (1 rovnice)

$$b_0 \sum_{k=0}^{n-1} \alpha^k = \sum_{k=0}^{n-1} \alpha^k y_{n-k}$$

    $\{\alpha^k\}$ **- geometrická posloupnost**

$$\sum_{k=0}^{n-1} \alpha^k \approx \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k = \frac{1}{1-\alpha}$$

$$b_0 = y_{n-k} = (1-\alpha) \sum_{k=0}^{n-1} \alpha^k y_{n-k}$$

    Rekurentní výpočet vyrovnaných hodnot č.ř.

$$y_{n-k} = (1-\alpha) y_{n-k} + \alpha y_{n-k-1}$$

  - ***Dvojité exponenciální vyrovnávání***

    Trend lze považovat v krátkých úsecích č.ř. za <u>lineární</u>.

  - ***Trojité exponenciální vyrovnávání***

    Trend lze považovat v krátkých úsecích č.ř. za <u>kvadratický</u>.

- **Konstrukce předpovědi na základě exponenciálního vyrovnávání**

  Předpověď provedenou v čase n o jedno období dopředu ztotožníme s vyrovnanou hodnotou y_n

$$P_n(1) = y_n$$

  Adaptace předpovědi pomocí rekurentního vztahu:

$$P_n(1) = P_{n-1}(1) + (1-\alpha)[y_n - P_{n-1}(1)]$$

  $e_t = y_n - P_{n-1}(1)$ – **chyba předpovědi konstruovaná v čase** $n-1$

Konstrukce předpovědí časových řad

Statistické prognostické metody:

- **Metody extrapolace časových řad.**
- **Metody modifikující různé metody regresní analýzy.**
- **Metody národního účetnictví.**

V ekonomické a statistické praxi - metody extrapolace č.ř.

Podstata klasických extrapolačních metod:

- **Studuje historie prognózovaného jevu.**
- **Zákonitosti vývoje v minulosti a přítomnosti se přenesou do budoucnosti.**

Metody založené na extrapolaci klasických modelů trendu vycházejí z deterministického principu: <u>budoucnost vyplývá z přítomnosti.</u>

`Předpoklad:`

Tendence vývoje zkoumaného jevu jsou <u>neměnné</u> nebo alespoň <u>relativně stabilní</u>.

Přednosti extrapolace klasických modelů:

- ○ Relativně jednoduchý matematicko-statistický aparát - snadná algoritmizace použitých metod
- ○ Prognozovaná veličina je závisle proměnnou, čas je nezávisle proměnná $\Longrightarrow$ k analýze a prognóze stačí informace o vývoji analyzovaného jevu v minulosti.
- ○ Konstukce předpovědi je poměrně rychlá a jednoduchá.
- ○ Není nutné uskutečňovat prognózy dalších jevů, které vysvětlují prognózovaný jev.

Nedostatky extrapolace klasických modelů:

- ⋄ Neposkytují systémové prognózy - každý jev se posuzuje individuálně.
- ⋄ Kvalita analýzy a prognózy ovlivněna zvoleným typem modelu.
  - ▷ Výběr modelu se provádí empiricky.
  - ▷ Hodnoty statistických kriterií jsou jen nutnou, ale ne postačující podmínkou správnosti modelu a jeho vhodnosti.

Vhodnost modelu posuzovat také na základě

- **určitých ekonomických předpokladů o dynamice prognózovaných jevů;**
- **současně s kvantitativní analýzou respektovat výsledky kvalitativní analýzy;**
- **intuice.**

Získaná předpověď by neměla být izolovaně základem pro rozhodování ale porovnána s předpověďmi získanými jinými prognostickými metodami

Metody extrapolace časových řad - význam především při konstrukci prognóz krátkodobých.

Korelace časových řad

- **Zkoumání vztahu časových řad k jiným č.ř.**

`Předpoklad:`

Každou č.ř. můžeme popsat určitým aditivním modelem

Zkoumání, zda mezi č.ř. existuje určitý vztah zahrnuje:

- **sledování celkové vývojové tendence nebo sezónního kolísání;**
- **zkoumání, zda neexistuje vztah mezi náhodnými složkami analyzovaných č.ř.**

Použití metod měření těsnosti lineární závislosti řad náhodné složky.

`Předpoklad:` **Časová řada aditivního typu:**

$$y_t = T_t + \epsilon_t, \;\; t = 1, 2, \ldots, n$$

Zkoumáme č.ř.: $x_t, \quad y_t$

Odhadneme trendové hodnoty: $\hat{T}_{x,t}, \;\; \hat{T}_{y,t}$

Určíme rezidua: $e_{x,t} = x_t - \hat{T}_{x,t}, \;\; e_{y,t} = y_t - \hat{T}_{y,t}$

Určíme korelační koeficient hodnot x_t **a** y_t**:** r_{xy}

Určíme korelační koeficient reziduí: r_{e_y,e_x}

Zdánlivá korelace: **Je možné sledovat vysokou hodnotu korelačního koeficientu mezi proměnnými, které nemusí být silně lineárně závislé.**

- **Zkoumání vzájemných vztahů mezi hodnotami jedné časové řady.**

  - **Analýza autokorelace mezi sousedními členy jedné č.ř.**

    Koeficient autokorelace **prvního řádu:**
    Míra těsnosti lineární závislosti mezi y_t **a** y_{t+1}.

  - **Analýza závislostí dvou členů č.ř. mezi nimiž je** $(k-1)$ **jiných pozorování.**

    Koeficient autokorelace k**-tého řádu:**
    Míra těsnosti lineární závislosti mezi y_t **a** y_{t+k}, $t = 1, \ldots, n-k$.

$$r_k = \frac{\Sigma_{t=1}^{n-k}\left(y_t - \frac{1}{n-k}\Sigma_{t=1}^{n-k} y_t\right)\left(y_{t+k} - \frac{1}{n-k}\Sigma_{t=1}^{n-k} y_{t+k}\right)}{\sqrt{\Sigma_{t=1}^{n-k}\left(y_t - \frac{1}{n-k}\Sigma_{t=1}^{n-k} y_t\right)^2}\sqrt{\Sigma_{t=1}^{n-k}\left(y_{t+k} - \frac{1}{n-k}\Sigma_{t=1}^{n-k} y_{t+k}\right)^2}}$$