4EK211 Základy ekonometrie

Odhad klasického lineárního regresního modelu

Cvičení 2

Metodologický postup tvorby EM

1. Specifikace modelu

- určení proměnných
- určení vzájemných vazeb mezi proměnnými
- formulace hypotéz v podobě algebraických vztahů (tj. jedné či více rovnic)
- specifikace náhodných vlivů

2. Odhad parametrů (tj. kvantifikace)

- využití disponibilní (tj. výběrové) informace z dat
- použití vhodné odhadové techniky

3. Verifikace

- jak se odhadnutý model shoduje s teorií a napozorovanými daty
 - ekonomická (jestli proměnné modelu mají správný směr a intenzitu)
 - statistická (ověření přesnosti a významnosti výsledků)
 - ekonometrická (zda byly dodrženy podmínky pro použití dané odhadové techniky a statistických testů)

Metodologický postup tvorby EM

4. Využití

- kvalitativní a kvantitativní analýza minulého vývoje
- předpovědi (predikce, prognózy)
- volba hospodářské politiky
 - analýza různých scénářů
 - simulační experimenty
- aplikace na mikroúrovni
 - banky (nesplácení úvěru, odhad ztráty dané nesplácením úvěru, odhad pravděpodobnosti podvodu)
 - marketing (odchod zákazníka, pořízení produktu crosssell)
 - cena komodity ve vztahu k poptávanému množství
 - příjem spotřebitele versus cena komodity
 - velikost prodeje versus prostředky na reklamu

Obecný model (maticový zápis)

$$y = X\beta + u$$

- X =matice $(n \times (k+1))$ pozorování exogenních proměnných, včetně 1. sloupce úrovňové konstanty
- y = sloupcový vektor (n x 1): n pozorování endogenních proměnných
- β = sloupcový vektor ((k+1) x 1) regresních parametrů
- $u = \text{sloupcový vektor náhodné složky, } u_i \sim N(0, \sigma^2), iid$
- k = počet vysvětlujících proměnných; k + 1: počet regresních parametrů (k + jedna úrovňová konstanta)
- n = počet pozorování

Zápis KLRM po složkách

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + ... + \beta_k x_k + u$$

- za předpokladu: n > (k+1)
- odhadnout koeficienty β tj. určit b (resp. β odhady β)

Obecně specifikovaný vs. odhadnutý model

$$y = X\beta \rightarrow y = X\beta + u$$

model "naplníme" daty a odhadneme

$$\rightarrow$$
 $y = Xb + e$

X, y jsou pozorování, b: odhad parametrů, e: rezidua

$$\rightarrow \hat{y} = Xb$$

kde $\hat{\boldsymbol{y}}$ jsou vyrovnané hodnoty, rezidua jsou rovna $\boldsymbol{0}$

Rezidua vs. náhodná složka

rezidua = rozdíl mezi napozorovanými a vyrovnanými hodnotami:

$$e = y - \hat{y}$$

náhodná složka = rozdíl mezi napozorovanými hodnotami a jejich střední hodnotou:

$$u = y - \mathsf{E}(y)$$

Bodová odhadová funkce "b"

- Založena na minimalizaci součtu čtverců
- součet čtverců reziduí: e^Te

$$b \dots \sum e^{\mathsf{T}} e \rightarrow \min$$

- kdy je funkce minimální:
 - první derivace funkce je nulová
 - druhá derivace funkce je kladná
 - fce více proměnných: matice 2. derivací je P.S.D.
- metoda nejmenších čtverců (MNČ / OLS)
- funkční předpis odhadové funkce:

$$\boldsymbol{b} = (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{y}$$

- poskytuje odhady:
 - nestranné (resp. nevychýlené)
 - vydatné

$$\mathbf{b}^{\mathsf{T}} = (b_0, b_1, b_2, \dots, b_k)$$

Odvození bodové odhadové funkce vektoru "b"

 $f(b) \dots \sum e^{T}e \rightarrow min$

$$e^{T}e = (y - Xb)^{T}(y - Xb) = y^{T}y - 2b^{T}X^{T}y + b^{T}X^{T}Xb$$

$$\frac{\partial \boldsymbol{e}^{T}\boldsymbol{e}}{\partial \boldsymbol{b}^{T}} = \frac{\partial (\boldsymbol{y}^{T}\boldsymbol{y} - 2\boldsymbol{b}^{T}\boldsymbol{X}^{T}\boldsymbol{y} + \boldsymbol{b}^{T}\boldsymbol{X}^{T}\boldsymbol{X}\boldsymbol{b})}{\partial \boldsymbol{b}^{T}} = 0 - 2\boldsymbol{X}^{T}\boldsymbol{y} + 2\boldsymbol{X}^{T}\boldsymbol{X}\boldsymbol{b} = 0$$

$$2X^T y = 2X^T Xb$$

$$(X^TX)b = X^Ty$$

$$(X^{T}X)^{-1}(X^{T}X)b = (X^{T}X)^{-1}X^{T}y$$

$$\boldsymbol{b} = (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{y}$$

Klasický lineární regresní model (KLRM) - příklad

Příklad 1:

$$y_i = (1, 4, 7, 9)$$

 $x_i = (4, 3, 1, 1)$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$$
, $i = 1, 2,...,4$

- stanovte odhad parametrů β₀ a β₁, aby součet čtverců odchylek vyrovnaných hodnot od hodnot napozorovaných byl minimální
- napište odhadnutou regresní nadrovinu
- vypočítejte vyrovnané hodnoty
- vypočítejte rezidua e_i
- proveďte výpočty v programu MS Excel (využijte maticové počty)
- proveďte výpočty v programu GiveWin2 (s modulem PcGive)
- řešení: $b_0 = 31/3 = 10,33$ $b_1 = -61/27 = -2,26$

Klasický lineární regresní model (KLRM) - příklad

Příklad 2:

$$y_i = (5, 4, 6, 4, 3)$$

 $x_i = (3, 2, 3, 2, 3)$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$$
, $i = 1, 2,...,5$

- stanovte odhad parametrů β₀ a β₁, aby součet čtverců odchylek vyrovnaných hodnot od hodnot napozorovaných byl minimální
- napište odhadnutou regresní nadrovinu
- vypočítejte vyrovnané hodnoty
- vypočítejte rezidua e_i
- proveďte výpočty v programu MS Excel (využijte maticové počty)
- proveďte výpočty v programu GiveWin (s modulem PcGive)
- řešení: $b_0 = 2,67$ $b_1 = 0,67$

Gaussovy-Markovovy předpoklady

- 1. E(u) = 0
 - náhodné vlivy mají nulovou stření hodnotu (chyba není systematická)
- 2. $E(\boldsymbol{u} \ \boldsymbol{u}^{\mathsf{T}}) = \boldsymbol{\sigma}^2 \boldsymbol{I}_n$; n počet pozorování
 - kovarianční matice: rozptyl vícerozměrné náhodné složky
 - konečný a konstantní rozptyl na diagonále: homoskedasticita
 - náhodné složky jsou sériově (vzájemně) nezávislé: nuly mimo diagonálu (porušení: autokorelace)
- 3. X je nestochastická matice $\rightarrow E(X^T u) = 0$
 - veškerá "náhodnost" y pochází z náhodné složky
- 4. X má plnou sloupcovou hodnost
 - Sloupce matice X (vysvětlující proměnné modelu vč. Sloupce konstanty) jsou vzájemně lineárně nezávislé → (X^TX)⁻¹ existuje
 Porušení: perfektní či silná multikolinearita

Vlastnosti bodového odhadu, *n* < 30

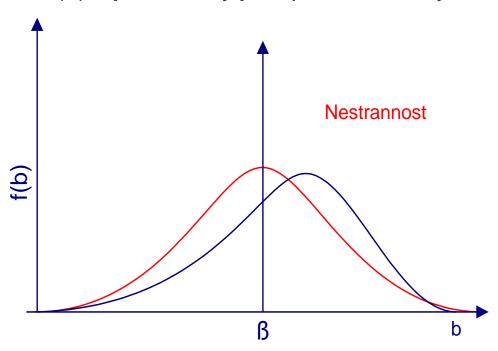
nestrannost (nevychýlenost / nezkreslenost) odhadu:

$$E(b) = \beta$$

b – získáme z více výběrových vzorků

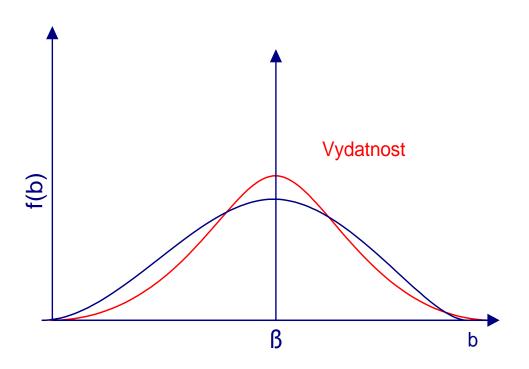
pokud $E(b) > \beta$ – odhady jsou nadhodnoceny,

 $E(\mathbf{b}) < \mathbf{\beta}$ – odhady jsou podhodnoceny



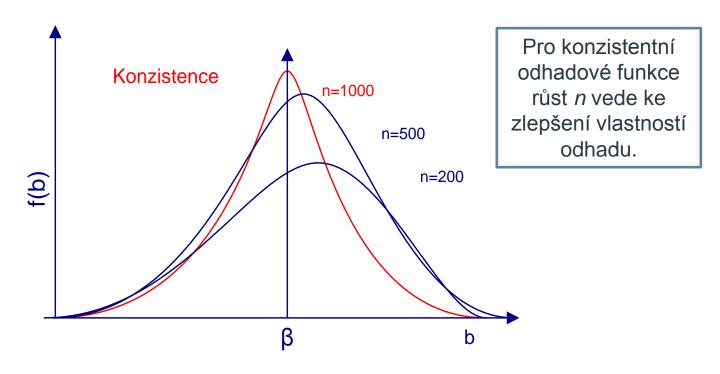
Vlastnosti bodového odhadu, *n* < 30

- vydatnost odhadu: standardní chyba regresního koeficientu s_b
 musí být minimální ze všech jiných postupů
 - to způsobuje, že intervalové odhady jsou nejmenší
 - jako nevychýlený odhad může sloužit více statistik, z nichž nejvhodnější je ta, která má minimální rozptyl



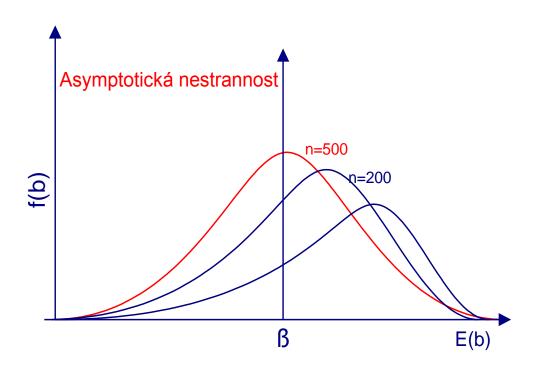
Vlastnosti bodového odhadu, *n* ≥ 30

- konzistentní bodový odhad b je konzistentním odhadem, jestliže jeho hodnota s rostoucím počtem pozorování n konverguje ke skutečnému = populačnímu parametru:
- $p \lim_{n \to \infty} b = \beta$, tj. pro $n \to \infty$: $b_j \to \beta_j \land VAR(b_j) \to 0$



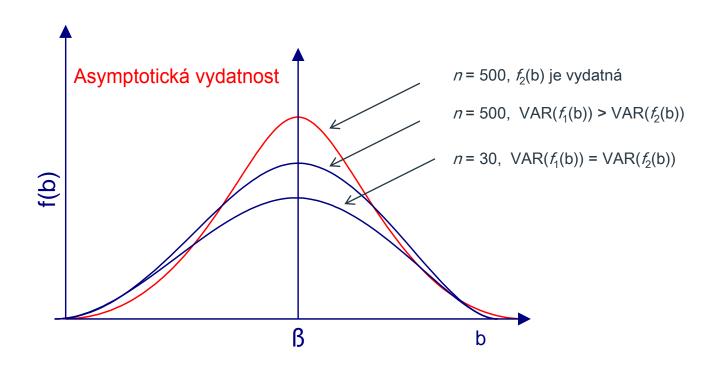
Vlastnosti bodového odhadu, *n* ≥ 30

- asymptoticky nestranný je to slabší vlastnost, (pokud je odhad konzistentní je vždy také asymptoticky nestranný)
- $p \lim_{n \to \infty} E(b) = \beta$, tj. pro $n \to \infty$: $E(b_j) \to \beta_j \land VAR(b_j) \to k \neq 0$



Vlastnosti bodového odhadu, *n* ≥ 30

 asymptotická vydatnost – rozptyl konverguje k nule rychleji než s použitím jiné odhadové funkce



Vlastnosti bodového odhadu – maticové odvození

- Mějme KLRM: $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$; $\mathbf{u} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}; \sigma^2 \mathbf{I}_p)$
- Východisko pro popis teoretických vlastností (střední hodnoty a rozptylu) odhadové funkce MNČ:

$$\boldsymbol{b} = (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{y}$$

$$= (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T (\mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{u})$$

$$= (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \boldsymbol{u}$$

$$= \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{u}$$

odhadová funkce MNČ

dosadili jsme $y = X\beta + u$

roznásobena závorka

výsledný tvar po eliminaci:

 $(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X} = \boldsymbol{I}_{n \times n}$.

Tento tvar je vhodný pro další popis vlastností MNČ.

Nestrannost bodového odhadu MNČ

$$b = \beta + (X^T X)^{-1} X^T u$$

Obě strany výchozí rovnice vyjádříme jako střední hodnoty:

$$E(\boldsymbol{b}) = E(\boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{u})$$

Pro N.V. A a B platí: E(A + B) = E(A) + E(B). Protože β je vektor skutečných (deterministických ale přímo nepozorovatelných) parametrů, lze psát $E(\beta) = \beta$:

$$= \boldsymbol{\beta} + \mathbf{E}[(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{u}]$$

X je deterministická matice, opět můžeme využít E(**X**) = **X** a přepíšeme:

$$= \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T E(\boldsymbol{u})$$

V KLRM je střední hodnota náhodné složky nulová /nulový vektor/.

Pro
$$E(u) = 0$$
:

$$= \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^T \boldsymbol{0}$$

Je zřejmé, že při násobení nulovým vektorem platí: $(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{0} = \mathbf{0}$. Proto:

$$E(\boldsymbol{b}) = \boldsymbol{\beta}$$

Neboli, odhadová fce MNČ je nestranná (při dodržení uvedených podmínek, resp. Gaussových-Markovových předpokladů).

Rozptyl bodového odhadu MNČ

$$\mathbf{b} = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{u}$$
 Výchozí rovnici vyjádříme pro rozptyl:

$$VAR(\mathbf{b}) = VAR(\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{u})$$
 Protože $\boldsymbol{\beta}$ je vektor deterministických (fakticky konstantních) parametrů, $VAR(\boldsymbol{\beta}) = \boldsymbol{0}$:

=
$$VAR[(\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{u}]$$
 Analogicky k $VAR(cX) = c^2VAR(X)$ pro konstantu c a N.V. X , konstruujeme maticovou "kvadratickou formu" typu: $VAR(\mathbf{A}\mathbf{v}) = \mathbf{A} VAR(\mathbf{v}) \mathbf{A}^T$, kde \mathbf{A} je deterministická matice a \mathbf{v} je vektor N.V.:

=
$$(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T VAR(\mathbf{u}) [(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T]^T$$
 Pro rozptyl *iid* náhodné složky v KLRM platí $VAR(\mathbf{u}) = \sigma^2 \mathbf{I}_n$:

=
$$(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \sigma^2 \mathbf{I}_n [(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T]^T$$
 Výraz v hranaté závorce upravíme pomocí věty o transpozici součinu matic: $(\mathbf{A}\mathbf{B})^T = \mathbf{B}^T \mathbf{A}^T$

=
$$(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \sigma^2 \mathbf{I}_n \mathbf{X} [(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}]^T$$
 Protože $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$ je symetrická matice, pro $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$ platí: $[(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}]^T = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$.

=
$$\sigma^2 (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{X} (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$$
 Protože $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{X} = \mathbf{I}_n$, tento výraz opět vypustíme:

$$VAR(\boldsymbol{b}) = \sigma^2 (\boldsymbol{X}^T \boldsymbol{X})^{-1}$$
 Je kovarianční matice udávající rozptyl vektoru \boldsymbol{b} (vektor bodových odhadů b_j).

Rozptyl bodového odhadu MNČ

• Pro KLRM: $y = X\beta + u$; $u \sim N(0; \sigma^2 I_n)$ tedy platí:

$$\boldsymbol{b} \sim N(\boldsymbol{\beta}; \sigma^2(\boldsymbol{X}^T\boldsymbol{X})^{-1})$$
 ... při odhadu MNČ

Protože neznáme skutečný rozptyl u_j (resp. nepozorovatelné náhodné složky u), tj.: σ², pracujeme s odhadnutým rozptylem, vypočteným pomocí reziduální složky odhadnutého modelu:

odh.
$$\sigma^2 = s^2 = \frac{1}{n-k-1} \sum_{i=1}^{n} e_i^2 = \frac{e^T e}{n-k-1}$$

kde n-k-1: počet stupňů volnosti odhadu MNČ,
 n: počet pozorování,
 k+1: počet regresních parametrů LRM (včetně konst.)