Normální standardní lineární regresní model

K dříve vysloveným předpokladům o veličinách standardního lineárního regresního modelu připojíme další předpoklad :

5. Normalita náhodných složek

T-rozměrný vektor náhodných složek $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \ldots, \varepsilon_T)'$ má T-rozměrné normální rozdělení s nulovým vektorem středních hodnot a s diagonální kovarianční maticí, tzn.

$$\Sigma = \sigma^2 I_T \, , \quad \text{stručněji zapsáno} \quad \varepsilon \approx N\left(0\,;\sigma^2 I_T\right)$$

Jak známo, sdružená hustota *T-rozměrného normovaného normálního rozdělení* má v případě nezávislých náhodných veličin tvar:

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{(2\pi)^{T/2}\sigma^T} exp\left(-\frac{\varepsilon'\varepsilon}{2\sigma^2}\right)$$

Věta 2 (pro standardní normální lineární regresní model)

Za podmínek Věty 1 (*Gauss-Markovovy*) a dále za dodatečného předpokladu o T-rozměrném rozdělení vektoru náhodných složek $\varepsilon \approx N\left(0\,;\sigma^2 I_T\right)$ lze ukázat, že :

(2A) Odhadová funkce $_{OLS}b = (X'X)^{-1}X'y$ je také normálně rozdělena s vektorem středních hodnot (rovným skut. parametrům) β a s kovarianční maticí $\sigma^2 (X'X)^{-1}$.

(2B) Náhodná veličina $\dfrac{e'e}{\sigma^2}$ resp. (jinak zapsaná jako $\dfrac{(T-k)s^2}{\sigma^2}$) má χ^2-rozdělení o $(T-k)$ stupních volnosti. Počet stupňů volnosti je určen rozdílem mezi počtem pozorování T a počtem vysvětlujících proměnných k .

(2C) Náhodné veličiny $\dfrac{(T-k)s^2}{\sigma^2}$ a $_{OLS}b - \beta$ jsou vzájemně nezávislé.

(2D) Odhady vektoru parametrů β získané metodou nejmenších čtverců $_{OLS}b$ a metodou maximální věrohodnosti $_{ML}b$ jsou identické, tj. platí $_{OLS}b = {}_{ML}b$

Výše uvedená tvrzení postupně dokážeme:

Tvrzení (2A) Odhadová funkce $_{OLS}b = (X'X)^{-1}X'y$ je normálně rozdělena s vektorem středních hodnot (rovným skut. parametrům) β a s kovarianční maticí $\sigma^2(X'X)^{-1}$. $\;_{OLS}b = (X'X)^{-1}X'y$

Důkaz tvrzení (2A) Odhadovou funkci b_{OLS} lze zřejmě vyjádřit ve tvaru

$$(X'X)^{-1}X'y = (X'X)^{-1}X'(X\beta+\varepsilon) = \beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon \text{, kde}$$

na pravé straně je nestochastické povahy pouze vektor náhodných složek ε. Odhadová funkce $_{OLS}b$ je tedy lineární kombinací složek náhodného vektoru ε, přičemž tato lineární kombinace má nestochastické prvky (a je k ní přičten nestochastický vektor β). Jak známo ze statistické teorie, lineární kombinace složek náhodného vektoru se *sdruženým* normálním rozdělením má též *sdružené* normální rozdělení. Zbývá určit střední hodnotu a kovarianční matici tohoto vektoru. Zřejmě platí :

$$E({}_{OLS}b) = E(X'X)^{-1}X'y = E\left[\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon\right] = E\beta + E(X'X)^{-1}X'\varepsilon = \beta + (X'X)^{-1}X'E\varepsilon = \beta$$

neboť dle předpokladu (a) $E\varepsilon = 0$. Podobně

$$Cov({}_{OLS}b) = E\left[(b-\beta)\cdot(b-\beta)'\right] = E\left[(X'X)^{-1}X'\varepsilon\varepsilon'X(X'X)^{-1}\right] = (X'X)^{-1}X'E\varepsilon\varepsilon'X(X'X)^{-1}$$
$$= (X'X)^{-1}X'\sigma_\varepsilon^{\,2}I_TX\cdot(X'X)^{-1} = \sigma_\varepsilon^{\,2}(X'X)^{-1}. \qquad \square.$$

Poznámka Kovarianční matice $Cov({}_{OLS}b)$ není na rozdíl od kovarianční matice náhodných odchylek diagonální, složky vektoru $_{OLS}b$ tedy zpravidla budou vzájemně zkorelovány. Rozptyl každé této složky je dán součinem $\sigma_\varepsilon^{\,2}$ a prvku ležícího na j-tém místě hlavní diagonály matice $(X'X)^{-1}$ - tento prvek označíme v dalším textu jako V^{jj}.

Tvrzení (2B) Náhodná veličina $\dfrac{e'e}{\sigma^2}$ resp. (jinak zapsaná jako $\dfrac{(T-k)s^2}{\sigma^2}$) má χ^2-rozdělení o $(T-k)$ stupních volnosti. ***Počet stupňů volnosti je dán rozdílem mezi počtem pozorování a počtem vysvětlujících proměnných***.

Důkaz tvrzení (2B)

a) Víme, že skalární součin $\varepsilon'\varepsilon$ tvoří součet druhých mocnin T vzájemně nezávislých (tj. zde nekorelovaných a normálně rozdělených) náhodných veličin (jmenovitě náhodných složek regresní rovnice).

b) Dále víme, že analogický výraz $e'e$ pro rezidua lze vyjádřit zápisem

$e'e = \varepsilon'M'M\varepsilon$, kde $M = I_T - X(X'X)^{-1}X'$, neboť $e = M\cdot\varepsilon$¨

c) Matice M je symetrická a idempotentní, neboť pro ni platí

$$M'M = M\,M = \left(I_T - X(X'X)^{-1}X'\right)\left(I_T - X(X'X)^{-1}X'\right) = I_T - X(X'X)^{-1}X' = M$$

Tedy $e'e$ je kvadratická forma s hodnosti danou hodností matice M. Hodnost idempotentní matice je rovna její stopě. Stopa matice M je přitom rovna $(T-k)$. Počet stupňů volnosti χ^2-rozdělení veličiny $e'e$ je určen stopou matice M (je tedy roven $T-k$). Podle *Cochranovy věty* má výraz $\varepsilon' M\varepsilon/\sigma^2$ χ^2-rozdělení s tolika stupni volnosti, jaká je hodnost matice M v kvadratické formě $\varepsilon' M\varepsilon$. (Rozptylem σ^2 dělíme proto, abychom získali součet T nezávislých náhodných veličin s rozdělením $N(0,1)$).

Zřejmě přitom platí

$$Cov(\varepsilon' M\varepsilon/\sigma^2) = I_T .$$

d) Konečně je snadné ukázat, že platí

$$\frac{e'e}{\sigma^2} = \frac{(T-k)s^2}{\sigma^2}$$

Výraz $e'e$ představuje součet čtverců reziduí (obvykle značen SSE) . s^2 je tzv. ***reziduální rozptyl*** (mj. nestranný odhad rozptylu náhodných složek), jehož tvar je právě

$$\frac{e'e}{T-k} = s^2 \qquad \square.$$

Tvrzení (2C) Náhodné veličiny $\dfrac{(T-k)s^2}{\sigma^2}$ a $_{OLS}b-\beta$ jsou vzájemně nezávislé.

Důkaz tvrzení (2C) Součet čtverců náhodných odchylek $\varepsilon'\varepsilon$ rozložíme následovně :

$$\varepsilon'\varepsilon = \varepsilon' [I_T - X(X'X)^{-1}X']\varepsilon + \varepsilon' [X(X'X)^{-1}X']\varepsilon = \varepsilon' M\varepsilon + \varepsilon' N\varepsilon$$

Poznámka Matice M i N jsou idempotentní, s hodnostmi $h(M) = T-k$ a $h(N) = k$.

Podle *Cochranovy věty* mají náhodné veličiny – kvadratické formy $P(\varepsilon), Q(\varepsilon)$ obsahující matice M i N tato rozdělení:

- kvadratická forma $\boldsymbol{P}(\varepsilon)$ = $\varepsilon'\boldsymbol{M}\varepsilon/\sigma^2$ má rozdělení χ^2 o $\boldsymbol{T}-\boldsymbol{k}$ stupních volnosti
- kvadratická forma $\boldsymbol{Q}(\varepsilon)$ = $\varepsilon'\boldsymbol{N}\varepsilon/\sigma^2$ má rozdělení χ^2 o $\boldsymbol{k}$ stupních volnosti

Obě tyto náhodné veličiny jsou vzájemně nezávislé, neboť platí $M.N = 0$.

(stochastická nezávislost je zde „posuzována" algebraickou ortogonalitou matic $\boldsymbol{M}, \boldsymbol{N}$)

Dále, výrazy $\varepsilon' M\varepsilon$ a $\varepsilon' N\varepsilon$ lze rozepsat následovně :

$\varepsilon' M\varepsilon = \varepsilon' [I_T - X(X'X)^{-1}X']\varepsilon = \varepsilon' M\varepsilon = \varepsilon' MM\varepsilon = e'e = (T-k)s^2$, kde $s^2 = \hat{\sigma}^2$.

$\varepsilon' N\varepsilon = \varepsilon' [X(X'X)^{-1}X']\varepsilon = \varepsilon' [X(X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1}X']\varepsilon = \varepsilon' N'N\varepsilon = (b-\beta)'X'X(b-\beta$

neboť $b = \beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon$, tzn. $b - \beta = (X'X)^{-1}X'\varepsilon$

Dále, protože podle předpokladu je $X'X$ (jako momentová matice) pozitivně definitní (a symetrická) matice, existuje **regulární** matice P rozměrů $[k,k]$ taková, že platí $X'X = P.P'$. Proto lze psát

$$\varepsilon' N\varepsilon = (b-\beta)' X' X (b-\beta) = (b-\beta)' \, PP' \, (b-\beta) = [\, P'(b-\beta)]' [\, P'(b-\beta)\,]$$

Odtud plyne, že vektor $P'(b-\beta)$ a tedy též vektor $(b-\beta)$ - protože matice P je nestochastická - nezávislý na skaláru $s^2(T-k)$ a též na s^2 (o matici P totiž předpokládáme, že to je nestochastická matice) . □.

Tvrzení (2D) Odhady vektoru parametrů β pořízené metodou nejmenších čtverců a metodou maximální věrohodnosti jsou identické.

Důkaz tvrzení (2D) Již jsme ukázali, že odhad β pořízený metodou OLS má tvar

$$_{OLS}b = (X'X)^{-1} X' y$$

Zbývá tedy ukázat, že **odhad pořízený metodou maximální věrohodnosti má stejný tvar.** Při tomto ověření vyjdeme ze sdružené hustoty vektoru náhodných složek, která má tvar

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{(2\pi)^{T/2}\sigma^T} exp\left(-\frac{\varepsilon'\varepsilon}{2\sigma^2}\right) \quad \text{pro} \quad \varepsilon \approx N\left(0\,;\sigma^2 I_T\right)$$

Tato **sdružená hustota je** současně tzv. **věrohodnostní funkcí**, v jejímž zápisu se projevuje rozdíl v chápání pozic (odhadovaných) parametrů a pozorovaných veličin. Píšeme tedy

$$f(y, X; \beta, \sigma^2) = L(\beta, \sigma^2; y, X)$$

Zápis sdružené hustoty $f(y, X; \beta, \sigma^2)$ (kde se pozorované hodnoty y, X uvádí před středníkem, zatímco parametry β, σ^2 za ním) pohlíží na tvar *(zde normálního)* rozdělení jako na rozdělení náhodného vektoru s pevně danými (známými) určenými parametry β a σ^2. Na hodnoty y zde pohlížíme, jakoby byly „generovány mechanismem", který se řídí rozdělením náhodných složek ε (při dané matici vysvětlujících proměnných X).

V zápise věrohodnostní funkce $L(\beta, \sigma^2; y, X)$ (kde oba tyto parametry uvádíme v zápise před středníkem) se naopak na hledané parametry pohlíží jako na neznámé, které odhadujeme ze známých pozorovaných veličin regresní rovnice (těmi jsou vektor y a matice X) .

Věrohodnostní funkci, jejíž maximum hledáme, zapíšeme ve tvaru, do něhož zahrneme pozorované veličiny (a přirozeně též vektor β a skalár σ^2) :

$$L\left(\beta, \sigma^2; y, X\right) = \frac{1}{(2\pi)^{T/2}\sigma^T} exp\left(-\frac{(y-X\beta)'(y-X\beta)}{2\sigma^2}\right)$$

Maximalizaci této (nelineární) věrohodnostní funkce si zjednodušíme tak, že budeme (ekvivalentně uvažovat maximalizaci jejího logaritmu). Tato cesta nevede k žádnému zkreslení původní úlohy: logaritmus je spojitá rostoucí funkce, takže poloha původního maxima – ze statistického hlediska jde o **modus** – se po této transformací nezmění):

$$\tilde{L}\left(\beta,\sigma^2;y,X\right)=\ln L\left(\beta,\sigma^2;y,X\right)=-\frac{T}{2}.\ln(2\pi)-\frac{T}{2}.\ln\sigma^2-\frac{1}{2\sigma^2}(y-X\beta)'(y-X\beta)$$

Úkolem je maximalizovat $\tilde{L}(\beta,\sigma^2;y,X)$ vzhledem k β a σ^2. Rovnocenným cílem je ale minimalizace kladně vzatého výrazu $L^*(\beta,\sigma^2;y,X)=-\tilde{L}(\beta,\sigma^2;y,X)$ (neboť $\sigma^T=(\sigma^2)^{T/2}$)

$$Min_{\sigma^2,\beta}\left[\frac{T}{2}.\ln(2\pi)+\frac{T}{2}.\ln\sigma^2+\frac{1}{2\sigma^2}(y-X\beta)'(y-X\beta)\ \right]$$

Při této minimalizaci postupně dostáváme (položením parc. derivací rovných 0):

(A1) $$\frac{\partial L^*}{\partial\beta}=\frac{1}{2\sigma^2}.(-2X'y+2X'X\beta)=0$$

(B1) $$\frac{\partial L^*}{\partial\sigma^2}=\frac{T}{2\sigma^2}-\frac{1}{2\sigma^4}(y-X\beta)'(y-X\beta)=0$$

Poznámka Při derivování podle rozptylu σ^2 zacházíme s touto veličinou jako s jediným (nedělitelným) symbolem. Proto např. $(\sigma^{-2})'=-\sigma^{-4}$ nikoliv $-2\sigma^{-3}$

Řešením vztahu ***(A1)*** zřejmě dostaneme vektor odhadnutých parametrů ve tvaru

$${}_{ML}b=\left(X'X\right)^{-1}X'y$$

Následně nyní dosazením tohoto odhadu za β do vztahu ***(B1)*** obdržíme [1]

(B1*)

$$\frac{\partial L^*}{\partial\sigma^2}=\frac{T}{2\sigma^2}-\frac{1}{2\sigma^4}(y-X(X'X)^{-1}X'y)'(y-X(X'X)^{-1}X'y)=0$$

Po vynásobení dvojnásobkem rozptylu ($2\sigma^2$) dostaneme zjednodušení:

$T-\frac{1}{\sigma^2}e'e=0$, odkud plyne $e'e=\sigma^2.T$ a následně ${}_{ML}\hat{\sigma}=\frac{e'e}{T}$.

Odhad reziduálního rozptylu získaný metodou maximální věrohodnosti má tedy tvar

$${}_{ML}\hat{\sigma}^2=\frac{e'e}{T}=\frac{SSE}{T}$$

---

[1] Tvaru, kdy po určení některého parametru (zde β) dosadíme získanou hodnotu do původní věrohodnostní funkce, abychom mohli určit další parametry (zde σ^2) se někdy říká *koncentrovaná věrohodnostní funkce*.

Poznámka Všimněme si, že k odhadu koeficientů ${}_{ML}\beta$ jsme nepotřebovali operovat se σ^2, zatímco následný odhad ${}_{ML}\hat{\sigma}^2$ byl již vázán na předtím pořízený *odhad ${}_{ML}\beta$ (při jinak odhadnutém β bychom mohli získat obecně jiný odhad pro σ^2) .

Měli bychom ještě ukázat, že získaný výraz pro ${}_{ML}\beta$ dává skutečně minimum (nikoliv maximum nebo sedlový bod). To dokážeme, pokud druhý diferenciál vztahu pro L^* vede k matici, která je pozitivně definitní. Skutečně lze snadno ověřit, že

(B2) $$\frac{\partial^2 L^*}{\partial\beta^2} = \frac{X'X}{\sigma^2} > 0$$

protože momentová matice $X'X$ je sama (za přijatého předpokladu, že X má plnou hodnost k) vždy pozitivně definitní.

K získání ***Fisherovy informační matice*** (čtvercové symetrické matice řádu $k+1$) potřebujeme vypočíst derivace věrohodnostní funkce podle hledaných neznámých parametrů, tj. všech složek vektoru β a skaláru σ^2. Vyjdeme-li ze vztahů

(A1) $$\frac{\partial L^*}{\partial\beta} = \frac{1}{2\sigma^2}.\left(-2X'y + 2X'X\beta\right) = 0.$$

(B1) $$\frac{\partial L^*}{\partial\sigma^2} = \frac{T}{2\sigma^2} - \frac{1}{2\sigma^4}.\left(y - X\beta\right)'\left(y - X\beta\right) = 0.$$

určíme potřebné druhé parciální derivace pro dosazení do matice

$$P = \begin{pmatrix} \dfrac{\partial^2 L^*(\beta,\sigma^2)}{\partial\beta\partial\beta} & \dfrac{\partial^2 L^*(\beta,\sigma^2)}{\partial\beta\partial\sigma^2} \\ \dfrac{\partial^2 L^*(\beta,\sigma^2)}{\partial\beta\partial\sigma^2} & \dfrac{\partial^2 L^*(\beta,\sigma^2)}{\partial\sigma^2\partial\sigma^2} \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} \dfrac{\partial^2 \tilde{L}(\beta,\sigma^2)}{\partial\beta\partial\beta} & \dfrac{\partial^2 \tilde{L}(\beta,\sigma^2)}{\partial\beta\partial\sigma^2} \\ \dfrac{\partial^2 \tilde{L}(\beta,\sigma^2)}{\partial\beta\partial\sigma^2} & \dfrac{\partial^2 \tilde{L}(\beta,\sigma^2)}{\partial\sigma^2\partial\sigma^2} \end{pmatrix}$$

Výpočtem jednotlivých derivací dostáváme

(A2) $$\frac{\partial^2 L^*}{\partial\beta.\partial\beta} = \frac{X'X}{\sigma^2}$$

(B2) $$\frac{\partial L^*}{\partial\sigma^2\partial\sigma^2} = -\frac{T}{2\sigma^4} + \frac{2}{2\sigma^6}(y - X\beta)'(y - X\beta) = \frac{1}{\sigma^6}\varepsilon'\varepsilon - \frac{T}{2\sigma^4}$$

(AB2) $$\frac{\partial L^*}{\partial\beta\partial\sigma^2} = \frac{-(X'X\beta - X'y)}{\sigma^4} = \frac{X'\varepsilon}{\sigma^4}$$ (a pro kontrolu)

(AB2) $$\frac{\partial L^*}{\partial\sigma^2\partial\beta} = -\frac{2(-X')(y - X\beta)}{2\sigma^4} = \frac{X'\varepsilon}{\sigma^4}$$

Matice P tedy nabude tvaru

$$P=\begin{pmatrix} \frac{X'X}{\sigma^2} & \frac{X'\varepsilon}{\sigma^4} \\ \frac{X'\varepsilon}{\sigma^4} & \frac{1}{\sigma^6}\varepsilon'\varepsilon-\frac{T}{2\sigma^4} \end{pmatrix}=\frac{1}{\sigma^2}\begin{pmatrix} X'X & \frac{X'\varepsilon}{\sigma^2} \\ \frac{X'\varepsilon}{\sigma^2} & \frac{1}{\sigma^2}\varepsilon'\varepsilon-\frac{T}{2\sigma^2} \end{pmatrix}$$

Uplatněním střední hodnoty na P dostaneme

$$EP=\begin{pmatrix} X'X & E\frac{X'\varepsilon}{\sigma^2} \\ E\frac{X'\varepsilon}{\sigma^2} & E(\frac{1}{\sigma^4}\varepsilon'\varepsilon-\frac{T}{2\sigma^2}) \end{pmatrix}=\frac{1}{\sigma^2}\begin{pmatrix} X'X & 0 \\ 0 & \frac{T}{2\sigma^2} \end{pmatrix}$$

protože $E\frac{X'\varepsilon}{\sigma^2}=\frac{X'}{\sigma^2}E\varepsilon=0$ s ohledem na nestochastičnost X' a centrovanost ε a

$$E\left(\frac{1}{\sigma^4}\varepsilon'\varepsilon-\frac{T}{2\sigma^2}\right)=\frac{E\varepsilon'\varepsilon}{\sigma^4}-\frac{T}{2\sigma^2}=\frac{T}{2\sigma^2}\ ,\quad \text{protože}\quad E\varepsilon'\varepsilon=T.\sigma^2$$

Všimněme si, že tato matice je – s ohledem na pozitivní definitnost momentové matice $X'X$ - rovněž pozitivně definitní. Tím jsme dokázali, že jde skutečně o minimum (námi záporně vzaté) resp.o maximum (původní) věrohodnostní funkce.

Nyní se můžeme přesvědčit, zda jde skutečně o nejlepší odhady, což zjistíme vyčíslením Fisherovy informační matice, jež je inverzní k matici P.

$$\left(\frac{\partial^2 L^{**}(\theta)}{\partial\theta\partial\theta'}\right)^{-1}=\begin{pmatrix} \frac{X'X}{\sigma^2} & 0 \\ 0 & \frac{T}{2\sigma^4} \end{pmatrix}^{-1}=\sigma^2.\begin{pmatrix} X'X & 0 \\ 0 & \frac{T}{2\sigma^2} \end{pmatrix}^{-1}$$

θ je užito z důvodu úsporného značení, v našem případě $\theta=(\beta_1,\beta_2,...,\beta_k,\sigma^2)$.

Poznámka (a současně definice)

Odhadová funkce $\hat{\theta}$ se nazývá ***MVB*** (*minimum variance bound*) ***estimátor***, jestliže je nestranná a jestliže její kovarianční matice má velikost danou jako

$$CovV=-[T.P(\theta)]^{-1}\ ,\qquad \text{kde}\ \ P(\theta)=E\left[\frac{\partial^2 \ln f(Zt,\theta)}{\partial\theta\partial\,\theta}\right]$$

kde $f(Z_t,\theta)$ je sdružená hustota (resp. věrohodnostní funkce $L(\theta,Z_t)$) rozdělení náhodného vektoru Z_t sdružujícího (v našem případě) pozorované hodnoty y_t,X_t[2]

[2] V našem případě jde o k+1 složkový náhodný vektor.

Odtud můžeme určit kovarianční matici odhadové funkce $\hat{\theta}$.

$$CovV = -[T.P(\theta))]^{-1} = -T\left[E.\frac{\partial^2 \widetilde{L}(\theta)}{\partial\theta\partial\theta'}\right]^{-1} = T.\begin{pmatrix} \frac{X'X}{\sigma^2} & 0 \\ 0 & \frac{T}{2\sigma^4} \end{pmatrix}^{-1} = \sigma^2\begin{pmatrix} \frac{X'X}{T} & 0 \\ 0 & \frac{1}{2\sigma^2} \end{pmatrix}^{-1}$$

Odtud je vidět, že dolní hranice velikosti asymptotické kovarianční matice vektoru β libovolného estimátoru je dána výrazem $Cov(\hat{\beta}) = \sigma^2 .lim\left(\frac{X'X}{T}\right)^{-1}$

To však přesně odpovídá tvaru asymptotické kovarianční matice $\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta)$.

Současně je vidět, že dolní hranice pro rozptyl $\hat{\sigma}^2$ (získaná libovolným estimátorem) je dána jako

$$var\,\hat{\sigma}^2 = 2\sigma^4$$

Poznámka Mezi odhady reziduálního rozptylu pořízenými *metodou nejmenších čtverců* a *metodou maximální věrohodnosti* platí vztah :

$${}_{ML}\hat{\sigma}^2 = \frac{T-k}{T}\,{}_{OLS}\hat{\sigma}^2$$

Poznámka Z předchozího je vidět, že *odhad reziduálního rozptylu metodou maximální věrohodnosti není nestranný* (zůstává však – stejně jako odhad prostou metodou nemenších čtverců OLS – *konzistentní* a *asymptoticky nestranný*)

Obecněji, ne však zcela univerzálně lze říci, že zatímco OLS-metody inklinují z hlediska svých vlastností k nestranným odhadům (které jsou vydatné jen za velmi vzácných okolností) , pak ML-techniky poskytují odhady vydatné (obvykle na samé mezi možností daných ***Cramér-Raovou dolní hranicí***), avšak nestrannost je vlastností, kterou od nich obvykle nelze očekávat. Ve vícerovnicových regresních modelech ovšem ani simultánní OLS odhadové techniky neposkytují nestranné odhady (opět nepočítaje výjimky) , takže tam dvěma aspoň požadovanými statistickými vlastnostmi zůstává jen konzistence a asymptotická normalita).