

Nepřímá metoda nejmenších čtverců

ILS (Indirect Least Squares method)

v soustavě simultánních regresních rovnic

Nepřímá metoda nejmenších čtverců je další z okruhu metod, které poskytují (stejně jako 2SLS nebo IV) vždy (přinejmenším) konzistentní odhady strukturních parametrů regresních rovnic v interdependentních ekonometrických modelech.

Metoda se od obou předchozích liší tím, že se k odhadu strukturních parametrů nepřistupuje přímo, ale přes parametry redukované formy modelu. V jejím algoritmu se místo transformací pozorovaných proměnných uplatňují transformace strukturních parametrů.

Smyslem těchto transformací je převedení strukturních parametrů na zpravidla početnější množinu parametrů redukovaného tvaru (ty jsou jednodušeji a vždy odhadnutelné) a následně (lze-li to ovšem provést) zpětné určení strukturních parametrů pomocí parametrů redukovaného tvaru.

Hlavní nesnází při tomto postupu je obecná neproveditelnost zpětného převodu (tzn. z odhadnutých parametrů redukovaného tvaru nelze vždy získat parametry tvaru strukturního) – přičinou nesnáze je tzv. **identifikační problém**.

Formální popis metody pro i-tou strukturní rovnici :

V rovnici zapsané jako

$$\mathbf{y}_{\cdot i} = \mathbf{Y}_i \boldsymbol{\beta}_{\cdot i} + \mathbf{X}_{\cdot i} \boldsymbol{\gamma}_{\cdot i} + \boldsymbol{\varepsilon}_{\cdot i}$$

vyjádříme nejprve redukovanou formu Π (celého modelu) jako

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X} \cdot \Pi + \mathbf{V}$$

kde $\Pi = \mathbf{C} \cdot (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$ a $\mathbf{V} = \mathbf{E}(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$

Všimněme si blíže vztahu mezi parametry strukturního a redukovaného tvaru :

- **počet parametrů strukturního tvaru** je dán počtem prvků v maticích \mathbf{B}, \mathbf{C} , kterých je dohromady $m \cdot (m - 1) + m \cdot q$ (neuvážujeme-li jiná omezení než normovací pravidlo $\beta_{ii} = 0$ v matici \mathbf{B}). Zpravidla však je počet (nenulových parametrů) strukturního tvaru (tzn. s respektováním omezení kladených na některé z nich) výrazně menší, neboť v obou maticích \mathbf{B}, \mathbf{C} je přítomno mnoho nulových prvků v důsledku nepřítomnosti mnoha modelových proměnných v jednotlivých rovnicích (nerovnosti $q_i < q, m_i < m$ platí u rozsáhlejších modelů u většiny rovnic). Vkládaná omezení jsou nutná i jako "prevence" proti výskytu problémů spojených s identifikací rovnic.

- **počet parametrů redukovaného tvaru** je dán rozměry (obecné) matice Π , tedy $q \cdot m$. Na rozdíl od strukturního tvaru je počet parametrů omezeného redukovaného tvaru (kdy bereme v úvahu omezení kladená na strukturní parametry) zpravidla jen o málo menší než $q \cdot m$.

Parametry redukovaného tvaru obsažené v matici Π jsou vždy odhadnutelné (obyčejnou metodou nejmenších čtverců OLS). Odhadnutá matice Π je zřejmě

$$1) \quad \hat{\Pi}_{[q,m]} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1}_{[q,q]} \cdot \mathbf{X}' \mathbf{Y}_{[q,m]}$$

Důležitější otázkou je, zda a za jakých podmínek lze zpětně z odhadu Π odvodit původní parametry (obsažené v maticích \mathbf{B}, \mathbf{C}), tzn. parametry námi uvažované i-té rovnice $\boldsymbol{\beta}_{\cdot i}, \boldsymbol{\gamma}_{\cdot i}$.

Pro detailní analýzu uvažujme např. vztahy mezi parametry 1.regresní rovnice (uvažování 1.rovnice není újmou na obecnosti, pouze přispěje k přehlednému zápisu).

Zapišme nyní ze vztahu $\Pi(I - B) = C$ jen ty prvky, které se bezprostředně vztahují ke strukturním parametru první rovnice. Dostaneme :

$$2) \quad \Pi_{[q,m]} \cdot \begin{pmatrix} 1_{[1,1]} \\ -\beta_{.1[m_1,1]} \\ 0_{[m-m_1-1,1]} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{.1[q_1,1]} \\ 0_{[q-q_1,1]} \end{pmatrix}$$

(U vektorů a matic jsou uvedeny pro větší názornost dimenze.)

K získání explicitnějších vztahů mezi uvažovanými parametry je třeba navíc rozdělit matici parametrů redukovaného tvaru Π tak, aby bylo patrné, které její submatice se vztahují k veličinám vystupujícím v 1. regresní rovnici ¹:

$$\Pi_{[q,m]} = \begin{pmatrix} \pi_{[q_1,1]} & \Pi_{[q_1,m_1]} & \Pi_{[q_1,m-m_1-1]} \\ \pi_{[q-q_1,1]} & \Pi_{[q-q_1,m_1]} & \Pi_{[q-q_1,m-m_1-1]} \end{pmatrix},$$

pro subvektory jsme použili značení $\pi_{[.,.]}$, pro submatice $\Pi_{[.,.]}$. Vztahy, které se přímo vztahují k parametru první regresní rovnice, lze zapsat takto :

$$3A) \quad \Pi_{[q_1,m_1]} \cdot \beta_{.1[m_1,1]} + \gamma_{.1[q_1,1]} = \pi_{[q_1,1]}$$

$$3B) \quad \Pi_{[q-q_1,m_1]} \cdot \beta_{.1[m_1,1]} = \pi_{[q-q_1,1]}$$

První "řádek" 3A) představuje soustavu m_1 rovnic o $m_1 + q_1$ neznámých $\beta_{.1}, \gamma_{.1}$, druhý "řádek" 3B) vyjadřuje soustavu $q - q_1$ rovnic o m_1 neznámých $\beta_{.1}$ ². Celá soustava q rovnic je jednoznačně řešitelná právě tehdy, jestliže existuje jednoznačné řešení části 3B) pro strukturní parametry $\beta_{.1}$. (Část 3A) má charakter rekursivní podsoustavy, která je vždy řešitelná).

Existence řešení podsoustavy 3B) – které nemusí být nutně jediné - je klíčově závislé na tom, v jakém poměru jsou rozměry matice $\Pi_{[q-q_1,m_1]}$ (nejsou-li jinak řádky nebo sloupce této matice lineárně závislé). V úvahu přicházejí **tři možnosti**:

(A) bude-li platit $q - q_1 < m_1$

bude mít podsoustava 3B) sice nekonečně mnoho algebraických řešení, ale nebude možno vyvodit žádné řešení statistického problému odhadu parametrů $\beta_{.1}$ (a následně ani $\gamma_{.1}$), protože nebude možné vyjádřit zbývající odhadované parametry jen pomocí známých veličin (prvků $\Pi_{[q-q_1,m_1]}, \pi_{[q-q_1,1]}$). Zůstane totiž neurčených "přebytečných" m_1 parametrů $\delta_{q_1+1}, \dots, \delta_{q_1+m_1}$.

Odhady parametrů (první) strukturní rovnice není možné tedy statistickým způsobem nijak získat. Jde o **případ podidentifikovanosti** (první) regresní rovnice.

¹ Jak je patrné, dvě submatice, jmenovitě $\Pi_{[q_1,m-m_1-1]}$ a $\Pi_{[q-q_1,m-m_1-1]}$ se nijak nepodílejí na vztazích mezi parametry 1.strukturní rovnice. (Mají však přirozeně vliv na vztahy mezi strukturními parametry ostatních rovnic).

² v předchozím i v dalším textu znamená vždy :

q_1 počet vysvětlujících predeterminovaných proměnných i-té rovnice (včetně vektoru "1")
 m_1 počet vysvětlujících běž. endogenních proměnných i-té rovnice (pokud je v jiné literatuře uváděn pod m1 počet všech běžných endogenních proměnných i-té rovnice, je nutno podmínky identifikace formulovat jako $q + 1 = m_1 + q_1$).

(B) bude-li platit $q - q_1 = m_1$

je vidět, že soustava $3B$) bude mít právě jediné řešení za předpokladu, že submatice odhadů koeficientů redukovaného tvaru $\Pi_{[q-q_1, m_1]}$ je regulární, což nastane tehdy, bude-li navíc splněna hodnotní podmínka

$$4) \quad h(\Pi_{[q-q_1, m_1]}) = m_1$$

Pokud hodnotní podmínka splněna nabude, nastane obdobný problém jako v situaci (A). Pokud tedy současně s (B) nastane 4), lze odhady parametrů získat jednoznačně jako

$$5) \quad \hat{\beta}_{.1[m_1,1]} = (\hat{\Pi}_{[q-q_1, m_1]})^{-1} \cdot \hat{\pi}_{[q-q_1,1]} \\ \hat{\gamma}_{.1[q_1,1]} = \hat{\pi}_{[q_1,1]} - \hat{\Pi}_{[q_1, m_1]} (\hat{\Pi}_{[q-q_1, m_1]})^{-1} \cdot \hat{\pi}_{[q-q_1,1]}$$

Tato situace odpovídá případu přesné identifikovanosti (první) regresní rovnice.

(C) bude-li platit $q - q_1 > m_1$

submatice $\Pi_{[q-q_1, m_1]}$ je nyní singulární. K tomu, aby existovalo nějaké řešení statistického problému odhadu, je nutné, aby zůstala v platnosti podmínka 3). Jinak by nastal stejný problém jako v situaci (B): při hodnosti $m_1 - 1$ by existovala regulární submatice $\Pi_{[q-q_1, m_1]}$ řádu i hodnosti $m_1 - 1$, z které bychom mohli odvodit nanejvýš $m_1 - 1$ parametrů (avšak v závislosti na 1 neurčitelném (přebytečném) parametru). Statisticky bychom tedy (všechny) parametry odvodit nemohli.

Pokud zůstane v platnosti podmínka (C), je však patrné, že odhadované strukturní parametry $\beta_{.1}$ nebudou vyhovovat všem rovnicím soustavy $3B$) – rovnic je jen $q - q_1$. Zatímco v algebraickém smyslu nebude soustava řešitelná (počet neznámých parametrů $\beta_{.1}$ je menší než počet rovnic), lze se při řešení statistického problému omezit pouze na (libovolných) m_1 těchto

rovnic (jsou-li lineárně nezávislé). Dostaneme tak až $\binom{q - q_1}{m_1}$ různých statistických řešení,

tedy různých odhadů, které se uplatní ve druhém kroku řešení podsoustavy 3A).

Tento poslední případ odpovídá přeidentifikovanosti (první) regresní rovnice, kdy lze odhady strukturních parametrů nalézt, ale ty nejsou určeny jednoznačně.

Formální odvození ILS-odhadové funkce

Abychom získali tvar *ILS-odhadové funkce*, musíme vyjít z (úplné) odhadnuté matice parametrů redukovaného tvaru 1)

$$\hat{\Pi}_{[q,m]} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} [q,q] \cdot \mathbf{X}' \mathbf{Y}_{[q,m]}$$

Podotkněme, že pouze prvních $m_1 + 1$ sloupců matice $\hat{\Pi}$ vyjadřuje vztahy mezi parametry první strukturní rovnice. Je to nejlépe vidět z rozpisu (odhadnutých) prvků této matice, které získáme jako³

$$6) \quad \hat{\Pi}_{[q,m]} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1' \mathbf{y}_{1[q_1,1]} & \mathbf{X}_1' \mathbf{Y}_{1[q_1,m_1]} & \mathbf{X}_1' \mathbf{Y}^{(1)}_{1[q_1,m-m_1-1]} \\ \mathbf{X}^{(1)'} \mathbf{y}_{1[q-q_1,1]} & \mathbf{X}^{(1)'} \mathbf{Y}_{1[q-q_1,m_1]} & \mathbf{X}^{(1)'} \mathbf{Y}^{(1)}_{1[q-q_1,m-m_1-1]} \end{pmatrix}$$

neboli - sloučíme-li v zápisu 6) horních q_1 a dolních $q - q_1$ řádků jedním vyjádřením⁴ -

$$\hat{\Pi}_{[q,m]} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{X}' \mathbf{y}_{1[q,1]} \quad \mathbf{X}' \mathbf{Y}_{1[q,m_1]} \quad \mathbf{X}' \mathbf{Y}^{(1)}_{1[q,m-m_1-1]})$$

Soustavy 3A), 3B) lze zapsat (při takovém vyjádření, kde parametry redukovaného tvaru, resp. jejich odhadu považujeme za známé) **ve tvaru**

$$7) \quad \begin{pmatrix} \hat{\Pi}_{[q_1,m_1]} & \mathbf{I}_{[q_1,q_1]} \\ \hat{\Pi}_{[q-q_1,m_1]} & 0_{[q-q_1,q_1]} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1[m_1,1]} \\ \hat{\gamma}_{1[q_1,1]} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\pi}_{[q_1,1]} \\ \hat{\pi}_{[q-q_1,1]} \end{pmatrix}$$

Přitom matici levé strany 7) lze zapsat (v pozorovaných v proměnných) jako"

$$\begin{pmatrix} \hat{\Pi}_{[q_1,m_1]} & \mathbf{I}_{[q_1,q_1]} \\ \hat{\Pi}_{[q-q_1,m_1]} & 0_{[q-q_1,q_1]} \end{pmatrix} = \left[(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X} \mathbf{Y}_1; \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{[q_1,q_1]} \\ 0_{[q-q_1,q_1]} \end{pmatrix} \right] = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} [\mathbf{X} \mathbf{Y}_1; \mathbf{X}' \mathbf{X}_1]$$

Všimněme si zde, že skutečně platí

$$(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X} \mathbf{X}_1 = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X} \mathbf{X} \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{[q_1,q_1]} \\ 0_{[q-q_1,q_1]} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{[q_1,q_1]} \\ 0_{[q-q_1,q_1]} \end{pmatrix}$$

pokud je q_1 predeterminovaných proměnných tvořících (po sloupcích) matice \mathbf{X}_1 posazeno právě v prvních q_1 sloupcích matice \mathbf{X} .

Vektor na pravé straně 7) lze podobně zapsat (v pozorovaných proměnných) jako

$$\begin{pmatrix} \hat{\pi}_{[q_1,1]} \\ \hat{\pi}_{[q-q_1,1]} \end{pmatrix} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1}$$

Pokud obě strany 7) zapíšeme s vyjádřením vektoru parametrů $\delta_{.1}$, dostaneme

$$8) \quad (X' X)^{-1} [X' Y_1, X' X_1] \cdot \delta_{.1} = (X' X)^{-1} X' y_{.1}$$

³ Veličiny $\mathbf{X}^{(1)}, \mathbf{Y}^{(1)}$ vyjadřují pozorování těch proměnných, které nejsou obsaženy v první regresní rovnici (u $\mathbf{X}^{(1)}$ jde o predeterminované proměnné nepřítomné v \mathbf{X}_1 , u $\mathbf{Y}^{(1)}$ jde o běžné endogenné nepřítomné v \mathbf{Y}_1).

⁴ Uváděné dimenze se zde vztahuji vždy k součinům matic v závorce.

S ohledem na to, že momentová matice $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ je regulární, lze vztah 8) zjednodušit na

$$9) \quad [\mathbf{X}'\mathbf{Y}_I, \mathbf{X}'\mathbf{X}_I] \cdot \hat{\boldsymbol{\delta}}_{.1} = \mathbf{X}'\mathbf{y}_{.1}$$

Odtud je zřejmé, že odhad parametrů nepřímou metodou nejmenších čtverců bude založen na řešení rovnice tvaru

$$10) \quad [\mathbf{X}'\mathbf{W}_1] \cdot \hat{\boldsymbol{\delta}}_{.1} = \mathbf{X}'\mathbf{y}_{.1} \quad \text{čili} \quad [\mathbf{X}'(\mathbf{Y}_1, \mathbf{X}_1)] \cdot \hat{\boldsymbol{\delta}}_{.1} = \mathbf{X}'\mathbf{y}_{.1}$$

kde $\mathbf{W}_1 = (\mathbf{Y}_1, \mathbf{X}_1)$. (zapsáno v dimenzích: $[\mathbf{X}'_{[q,T]} \mathbf{W}_{1[T, m_1 + q_1]}] \cdot \hat{\boldsymbol{\delta}}_{.1[m_1 + q_1, 1]} = \mathbf{X}'_{[q,T]} \mathbf{y}_{.1[T,1]}$)

Je ale také zřejmé, že s ohledem na výše řečené není zajištěno, že matice $\mathbf{X}'\mathbf{W}_1$ bude čtvercová, regulární a že tedy bude existovat matice k ní inverzní. Pokud tomu tak bude (k čemuž je nutné, aby platilo $m_1 + q_1 = q$), pak lze odhad psát jako

$$11) \quad {}_{ILS} \hat{\boldsymbol{\delta}}_{.1} = [\mathbf{X}'(\mathbf{Y}_1; \mathbf{X}_1)]^{-1} \cdot \mathbf{X}'\mathbf{y}_{.1}$$

Pokud bude platit $m_1 + q_1 < q$, pak bude vyjádření odhadnutých parametry neurčitější

$$12) \quad {}_{ILS} \hat{\boldsymbol{\delta}}_{.1} = [\mathbf{X}'(\mathbf{Y}_1; \mathbf{X}_1)]^{-} \cdot \mathbf{X}'\mathbf{y}_{.1}$$

kde symbol „-“ znamená označení pseudoinverzní matice. Jak známo, pseudoinverzní matice není určena jednoznačně a tedy také odhad parametrů nebude jednoznačný.

Vlastnosti ILS-odhadové funkce

Lze ukázat, že ILS-estimátor strukturních parametrů modelu má tyto vlastnosti (v obecném zápisu pro i-tou rovnici soustavy)

A) Odhad parametrů $\beta_{.i}, \gamma_{.i}$ jsou konzistentní, neboť platí

$$\begin{aligned} p\lim_{T \rightarrow \infty} \hat{\delta}_{.i} - \delta_{.i} &= p \lim_{T \rightarrow \infty} [(\mathbf{X}' \mathbf{W}_i)^{-1} \mathbf{X}' (\mathbf{W}_i \delta_{.i} + \varepsilon_{.i})] - \delta_{.i} = \\ &= p \lim_{T \rightarrow \infty} (\mathbf{X}' \mathbf{W}_i)^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{W}_i \delta_{.i} + p \lim_{T \rightarrow \infty} (\mathbf{X}' \mathbf{W}_i)^{-1} \mathbf{X}' \varepsilon_{.i} - \delta_{.i} = \\ &= \delta_{.i} + p \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbf{X}' (\mathbf{Y}_i; \mathbf{X}_i)^{-1} p \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbf{X}' \varepsilon_{.i} - \delta_{.i} = p \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbf{X}' (\mathbf{Y}_i; \mathbf{X}_i)^{-1} p \lim_{T \rightarrow \infty} \mathbf{X}' \varepsilon_{.i} = 0 \end{aligned}$$

B) Odhad parametrů $\beta_{.i}, \gamma_{.i}$ nejsou nestranné, protože

$$E_{ILS} \hat{\delta}_{.i} = E[(\mathbf{X}' (\mathbf{Y}_i; \mathbf{X}_i)^{-1} \cdot \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1})] \neq E[(\mathbf{X}' (\mathbf{Y}_i; \mathbf{X}_i)^{-1} \cdot E(\mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1}))] = \delta_{.i}$$

vzhledem k možné korelovanosti proměnných v \mathbf{Y}_i a $\mathbf{y}_{.1}$ (přes $\varepsilon_{.i}$).

C) Odhad parametrů $\beta_{.i}, \gamma_{.i}$ nejsou vydatné

(a to ani v rámci metod s omezenou informací).

D) Odhad parametrů $\beta_{.i}, \gamma_{.i}$ jsou (za stejných předpokladů (e), (f), (g), (h) jako u 2SLS) asymptoticky normální, tedy platí

$$\sqrt{T} \cdot (_{ILS} \hat{\delta}_{.i} - \delta_{.i}) \approx N(0, \sigma_{ii} \cdot p \lim_{T \rightarrow \infty} \left[\left(\frac{\mathbf{X}' \mathbf{W}_i}{T} \right)^{-1} \left(\frac{\mathbf{X}' \mathbf{X}_i}{T} \right) \left(\frac{\mathbf{W}' \mathbf{X}_i}{T} \right)^{-1} \right])$$

Konzistentní odhad kovariancí $_{ILS} \sigma_{ij}$ pro jednotlivé rovnice získáme standardně:

$$_{ILS} \hat{\sigma}_{ij} = \frac{_{ILS} \mathbf{e}_{.i}^{' \prime} _{ILS} \mathbf{e}_{.j}}{T} = \frac{\sum_{t=1}^T \mathbf{e}_{ti} \mathbf{e}_{tj}}{T}$$

kde za rezidua $\mathbf{e}_{.i}, \mathbf{e}_{.j}$ vezmeme odhad náhodných složek $\varepsilon_{.i}, \varepsilon_{.j}$ získané metodou ILS.

Ukážeme dále, že **odhadová funkce ILS je speciálním případem IV-odhadové funkce pro volbu matic instrumentálních proměnných $\mathbf{P} = \mathbf{X}$ (neboli jinak $\mathbf{A} = \mathbf{I}$)**

Ověření (v zápisu pro první strukturní rovnici)

Již víme, že soustavy 3A), 3B) lze zapsat jako:

$$7) \quad \begin{pmatrix} \hat{\Pi}_{[\mathbf{q}_1, \mathbf{m}_1]} & \mathbf{I}_{[\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_1]} \\ \hat{\Pi}_{[\mathbf{q}-\mathbf{q}_1, \mathbf{m}_1]} & 0_{[\mathbf{q}-\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_1]} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1[\mathbf{m}_1, 1]} \\ \hat{\gamma}_{1[\mathbf{q}_1, 1]} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\pi}_{[\mathbf{q}_1, 1]} \\ \hat{\pi}_{[\mathbf{q}-\mathbf{q}_1, 1]} \end{pmatrix}$$

Při vyjádření levé strany 7) jako

$$\begin{pmatrix} \hat{\Pi}_{[\mathbf{q}_1, \mathbf{m}_1]} & \mathbf{I}_{[\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_1]} \\ \hat{\Pi}_{[\mathbf{q}-\mathbf{q}_1, \mathbf{m}_1]} & 0_{[\mathbf{q}-\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_1]} \end{pmatrix} = \left[(\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{Y}_1; \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{[\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_1]} \\ 0_{[\mathbf{q}-\mathbf{q}_1, \mathbf{q}_1]} \end{pmatrix} \right] = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} [\mathbf{X}' \mathbf{Y}_1; \mathbf{X}' \mathbf{X}_1]$$

$$\text{a pravé strany 7) pomocí výrazu} \quad \begin{pmatrix} \hat{\pi}_{[q_1,1]} \\ \hat{\pi}_{[q-q_1,1]} \end{pmatrix} = (\mathbf{X}' \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1}$$

je **ILS- odhadová funkce** dáná vztahy

$$11) \quad {}_{ILS} \hat{\delta}_{.1} = [\mathbf{X}'(\mathbf{Y}_1; \mathbf{X}_1)]^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1}$$

pokud je první rovnice přesně identifikovaná, resp.

$$12) \quad {}_{IV} \hat{\delta}_{.1} = [\mathbf{X}'(\mathbf{Y}_1; \mathbf{X}_1)]^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1},$$

pokud je první rovnice přeidentifikovaná.

IV- odhadová funkce (též rovnice) je naproti tomu určena jako

$$13) \quad {}_{IV} \hat{\delta}_{.1} = (\mathbf{P}' \mathbf{W}_1)^{-1} \mathbf{P}' \mathbf{y}_{.1}$$

kde $\mathbf{P} = \mathbf{X}' \mathbf{A}$

Odtud je patrné, že volbou $\mathbf{P} = \mathbf{X}$ (rovnocenně definováním matice instrumentů $\mathbf{A} = \mathbf{I}_q$) dostaneme

${}_{IV} \hat{\delta}_{.1} = (\mathbf{X}' \mathbf{W}_1)^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1}$, čili výraz 11), pokud $m_1 + q_1 = q$ případně ${}_{IV} \hat{\delta}_{.1} = (\mathbf{X}' \mathbf{W}_1)^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{y}_{.1}$ čili výraz 12), pokud $m_1 + q_1 < q$.

V těchto případech tedy můžeme psát ${}_{IV} \hat{\delta}_{.1} = (\mathbf{P}' \mathbf{W}_1)^{-1} \mathbf{P}' \mathbf{y}_{.1} = {}_{ILS} \hat{\delta}_{.1}$

Znamená to tedy, že:

1) **ILS-odhadová funkce je speciálním případem IV-odhadové funkce při volbě matice instrumentů jako $\mathbf{A} = \mathbf{I}$.**

2) **ILS-odhadová funkce není na rozdíl od jiných estimátorů určena jednoznačně a její existence resp. počet získaných řešení závisí na řešitelnosti soustavy 3B).**

Poznámka Jestliže je i-tá rovnice přesně identifikovaná, tzn. platí-li $\mathbf{q} - \mathbf{q}_i = \mathbf{m}_i$, potom je matice \mathbf{A}_i , definující v 13) instrumentální proměnné jako prostý výběr z predeterminovaných proměnných jednotková řádu $\mathbf{q} = \mathbf{m}_i + \mathbf{q}_i$, tj. $\mathbf{A}_i = \mathbf{I}_q$.

K odhadu uplatníme tedy všech q predeterminovaných proměnných.>

Jestliže je i-tá rovnice přeidentifikovaná, tzn. platí-li $\mathbf{q} - \mathbf{q}_i > \mathbf{m}_i$, potom je matice \mathbf{A}_i definující v 13) instrumentální proměnné jako prostý výběr z predeterminovaných proměnných tvaru

$$\mathbf{J} = \begin{pmatrix} \mathbf{I}_{[m_i+q_i]} \\ \mathbf{0}_{[q, m_i+q_i]} \end{pmatrix} \quad \text{tj.} \quad \mathbf{A}_i = \mathbf{J}$$

Uplatníme tedy jen $\mathbf{m}_i + \mathbf{q}_i$ predeterminovaných proměnných ze všech \mathbf{q} , ostatní ignorujeme. Volba není jednoznačná, někdy máme vodítka, které tyto proměnné vzít.

Vztah mezi **nepřímou metodou nejmenších čtverců** (jako užší třídou) a **metodou instrumentálních proměnných** (jako obecnější třídou) lze charakterizovat asi tak, že v ILS se omezujeme jen na **instrumentální proměnné představované prostým výběrem z predeterminovaných proměnných**. Výběr těchto proměnných musí být dostatečný (počtem aspoň $m_i + q_i$), přičemž pokud je příslušná rovnice přeidentifikovaná, musíme se rozhodnout pro vzetí určitých $m_i + q_i$ predeterminovaných proměnných ze všech q disponibilních.