

## REKURSÍVNÍ EKONOMETRICKÝ MODEL

jako zvláštní tvar obecné interdependentní soustavy regresních rovnic

Rekursivní model je zvláštní (ne však výjimečná) forma ekonometrického modelu charakteristická tím, že :

- tvar matice  $B$  vztahů propojujících běžné endogenní proměnné odpovídá situaci, kdy vhodné seřazení modelových rovnic umožní zápis modelu ve tvaru, v němž běžná endogenní proměnná přítomná jako vysvětlující v uvažované rovnici může být vysvětlována pouze v některé z rovnic, které ji předchází  
a současně kdy
- v matici  $\Sigma$  se nepřipouští korelace náhodných složek v různých rovnicích modelu (ani v témže čase).

Formálně vyjádřeno, v (ryze) rekursivním modelu platí restrikce :

- matice  $B$  koeficientů příslušných běžným endogenním proměnným je dolní (resp. horní) trojúhelníková, tj. platí pro ni  $\beta_{jk} = 0$  pro  $j < k$ .
- matice  $\Sigma$  kovarianční matice náhodných složek soustavy, pro níž platí  $\text{Cov}(u_t, u_s) = \delta_{ts}$ . je diagonální. Připouští se tedy "*heteroskedasticita*", nikoliv "*korelovanost*" náhodných složek (v témže čase) v různých rovnicích .

Obě podmínky a), b) souhrnně vyjadřuje schéma :

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 & \dots & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \beta_{m1} & \beta_{m2} & \beta_{m3} & \dots & \beta_{mm} \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma_{mm} \end{pmatrix}$$

kde  $\beta_{jk}$  je regresní koeficient mezi  $j$ -tou a  $k$ -tou běžnou endogenní proměnnou (s vhodným normováním  $b_{jj} = 0$  nebo  $-1$  podle zápisu strukturního tvaru) ,  $\sigma_{jj}$  je rozptyl náhodné složky  $j$ -té rovnice. ( $j, k = 1, 2, \dots, m$ )

Poznámka 1 Některé z prvků  $b_{jj}$  mohou být rovněž nulové (není podmínkou, aby se v  $j$ -té rovnici nutně vyskytovaly všechny vysvětlující běžné endogenní proměnné z předchozích rovnic)

Poznámka 2 Obě podmínky a), b) nemají stejnou povahu : podmínka a) je dána specifikací (běžných endogenních) proměnných v modelových rovnicích (a skutečnost, zda je v souladu s realitou, není testovatelná na základě dat statistického vzorku), zatímco podmínka b) může být konfrontací se statistickými daty prověřena vcelku snadno pomocí vhodného odhadu matice  $\Sigma$  ( např. na základě 2SLS-reziduí ) .

Vlastnost dolní triangularity matice  $B$ , implikující tutéž vlastnost u matice  $I-B$ , znamená, že v první rovnici modelu (po seřazení) se kromě vysvětlované běžné endogenní proměnné vyskytují již predeterminované proměnné. Ve druhé (pro  $y_2$ ) rovnici se může na pravé straně jako vysvětlující kromě kterýchkoliv predeterminovaných proměnných vyskytovat již jen běžná endogenní proměnná  $y_1$  vysvětlovaná v první rovnici, ve třetí rovnici (pro  $y_3$ ) mohou být jako vysvětlující z běžných endogenních zastoupeny jen proměnné  $y_1, y_2$  atd.

Lze ukázat, že v (ryze) rekursivním modelu (s vlastnostmi a), b) jsou běžné endogenní proměnné vystupující jako vysvětlující v  $r$ -té rovnici tzn.  $y_1, y_2, \dots, y_{r-1}$  z předchozích rovnic nekorelované s náhodnou složkou  $r$ -té rovnice  $\varepsilon_r$ . Ze statistického hlediska mají pak tyto proměnné v  $r$ -té rovnici povahu v podstatě proměnných predeterminovaných.

Ne každý ekonometrický model lze přečíslováním rovnic převést na model rekursivního typu, protože v řadě případů v ekonomické realitě se projevující zpětné vazby mezi endogenními proměnnými neumožňují vyjádřit matici  $B$  v požadované formě (nemluvě o restrikci z podmínky b). Častěji se lze setkat s volnějším projevem této vlastnosti, kterou je tzv. *bloková rekursivita*.

### BLOKOVĚ REKURSIVNÍ EKONOMETRICKÝ MODEL

Blokově rekursivní model je rovněž zvláštní (přitom nijak výjimečná) forma ekonometrického modelu, která je charakteristická tím, že model může být přeskupením rovnic převeden do tvaru, v němž

- matice  $B$  vztahů propojujících běžné endogenní proměnné má strukturu, že všechny rovnice modelu lze (po případném přeskupení) zapsat ve tvaru, v němž žádná běžná vysvětlující běžná endogenní proměnná jednoho bloku není vysvětlována rovnicemi, která jsou obsahem následujícího bloku a současně kdy

- v matici  $\Sigma$  se nepřipouští autokorelace náhodných složek v rovnicích různých bloků tohoto modelu. (v témže čase).

Formálně vyjádřeno, platí podmínky:

c) matice  $B$  koeficientů příslušných běžným endogenním proměnným je horní resp. dolní blokově trojúhelníková

d) matice  $\Sigma$  kovarianční matice náhodných složek soustavy, pro niž platí

$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \delta_{ts}$ .  $\Sigma$  je blokově diagonální, tzn. na její diagonále jsou bloky (obecných symetrických, pozitivně definitních) matic  $\Sigma$

Obě podmínky c), d) vyjadřuje schéma :

$$B = \begin{pmatrix} B_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ B_{21} & B_{22} & 0 & \dots & 0 \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ B_{n1} & B_{n2} & B_{n3} & \dots & B_{nn} \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Sigma_{22} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{33} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Sigma_{nn} \end{pmatrix}$$

Každá z  $n$  čtvercových matic  $B_{kk}$  ležících na "diagonále" matice  $B$  je regulární matice rozměrů  $s_k \times s_k$  s příslušně normovanými diagonálními prvky. Na ostatní matice  $B_{jk}$  rozměrů  $s_j \times s_k$  nejsou kladeny žádné podmínky.

Každá z  $n$  čtvercových symetrických matic  $\Sigma_{kk}$  ležících na "diagonále" (pozitivně definitní, symetrické) kovarianční matice  $\Sigma$  má rozměry rovněž  $s_k \times s_k$ , tyto matice však nemusí být diagonální. Členění matic  $B$  a  $\Sigma$  na bloky si přirozeně musí odpovídat.

Znamená to tedy, že v rámci kteréhokoliv  $j$ -tého bloku ( $j = 1, 2, \dots, n$ ) mohou být vztahy mezi proměnnými modelu "zcela libovolné" (chápáno ve smyslu podmínek "*interdependentního submodelu*") , zatímco vztahy modelových proměnných mezi různými bloky se řídí pravidly *rekursivního* modelu.

V případě *blokové rekursivity* (s vlastnostmi c) , d) ) se běžné endogenní proměnné  $r$ -tého bloku chovají jako běžné endogenní proměnné  $r$ -té rovnice v případě *ryzí rekursivity*. Dá se ukázat, že proměnné  $Y_{s_1}, Y_{s_2}, \dots, Y_{s_1 + \dots + s_2 + \dots + s_r - 1}$  jsou nekorelované s náhodnými složkami  $r$ -té podsoustavy (bloku) rovnic. To lze interpretovat tak, že v  $r$ -té podsoustavě může být na vysvětlující běžné endogenní proměnné obsažené v předchozích  $r-1$  blocích nahlíženo jako na proměnné ze statistického hlediska víceméně "*predeterminované*".

### ***Dopad ryzí resp. blokové rekursivity na odhadové metody***

***A) v případě rekursivního modelu :*** V rekursivním modelu lze *konzistentní* odhady parametrů pořídit prostou metodou nejmenších čtverců OLS, pokud rovnice odhadujeme v pořadí "s hierarchicky narůstajícím počtem běžných endogenních proměnných", tzn. výpočet zahájíme s rovnicí neobsahující žádnou běžnou endogenní proměnnou jako vysvětlující, poté kvantifikujeme rovnici s jednou vysvětlující běžnou endogenní proměnnou atd. Přínos odhadových metod 2SLS, ILS a IV se neuplatní, metody 3SLS a FIML však poskytnou konzistentní a asymptoticky vydatnější odhad než OLS.

***B) v případě blokové rekursivního modelu :*** V modelu tohoto typu *nelze* sice *prostou metodou nejmenších čtverců OLS získat konzistentní odhady parametrů*, avšak v případě nasazení metod vhodných pro odhad simultánních soustav regresních rovnic (2SLS, IV, 3SLS, LIML apod.) není třeba *současně* odhadovat parametry všech rovnic, nýbrž s každým blokem lze zacházet jako s "*parciálním*" menším *interdependentním* modelem, v rámci něhož lze kvantifikaci kteroukoliv z těchto metod provést samostatně. Může se zde navíc projevit příznivý dopad této modelové struktury v tom, že (zvláště u modelů s několika desítkami rovnic) lze odhad provést "*kvalitněji*" s *ohledem na menší pravděpodobnost výskytu multikolinearity, nižší míry autokorelace, uchování podstatně většího počtu stupňů volnosti* (a tedy spolehlivějších výsledků testovacích postupů) ve srovnání s kvantifikací celého modelu, která by byla např. pro případ  $T < q$  klasickými postupy nerealizovatelná.

### Identifikace v rekursivním ekonometrickém modelu :

A) V *obecném interdependentním* modelu máme následující počty neznámých strukturních parametrů (*uvažujeme situaci, do které nevkládáme restrikce vyplývající z omezení položených na strukturní parametry*) :

počet parametrů u běžných endogenních proměnných = počet prvků (obecné) matice B (s normovanou diagonálou) tj.  $m \cdot (m-1)$

počet parametrů u predeterminovaných proměnných = počet prvků (obecné) matice C =  $m \cdot q$ .

počet parametrů v kovarianční matici náhodných složek strukturního tvaru = počet prvků (*symetrické, pozitivně definitní*) matice  $\Sigma = (m+1) \cdot m/2$ .

Neomezený strukturní tvar má tedy  $m \cdot [m \cdot q + (m-1)/2]$  neznámých parametrů.

B) Naproti tomu redukovaný tvar modelu obsahuje tyto počty parametrů :

počet parametrů redukovaného tvaru = počet prvků (obecné) matice  $\Pi$  tj.  $m \cdot q$

počet parametrů v kovarianční matici náhodných složek redukovaného tvaru = počet prvků (*symetrické*) pozitivně definitní matice  $\Omega = (m+1) \cdot m/2$ .

Neomezený redukovaný tvar má tedy  $m \cdot [q + (m+1)/2]$  neznámých parametrů.

Informace obsažené v parametrech *neomezeného redukovaného tvaru* je tedy méně (o  $m-1$  parametrů) než v parametrech *neomezeného strukturního tvaru* (*u vícerovnicevého modelu vždy platí, že  $m > 1$* ).

**Poznámka :** Odtud je mj. vidět, že omezení vkládaná na parametry strukturního tvaru mohou tuto disproporci snížit, popř. ji úplně odstranit. Tím dosáhneme identifikovanosti modelu nebo (aspoň) identifikovanosti některé strukturní rovnice.

C) V *rekursivním* ekonometrickém modelu máme následující počty neznámých strukturních parametrů :

počet parametrů u běžných endogenních proměnných = počet prvků matice B (s nulovými prvky v horním/dolním trojúhelníku a s normovanou diagonálou) tj.  $m \cdot (m-1)/2$

počet parametrů u predeterminovaných proměnných = počet prvků (obecné) matice C =  $m \cdot q$ .

počet parametrů v kovarianční matici náhodných složek redukovaného tvaru = počet prvků (*symetrické pozitivně definitní*) diagonální matice  $\Sigma = m$ .

Dohromady má strukturní tvar rekursivního modelu  $m \cdot [q + (m+1)/2]$  neznámých parametrů, tedy přesně tolik, kolik je parametrů redukovaného tvaru.

*Počet parametrů redukovaného tvaru (i při respektování restrikcí přenesených z omezení na parametry strukturního tvaru) je nezměněný, tj. je roven počtu  $m \cdot [q + (m+1)/2]$*

**Poznámka** : Počet parametrů ( *neomezeného* ) redukovaného tvaru je tedy u modelu rekursivního typu roven počtu parametrů ( *neomezeného* ) strukturního tvaru.

Celkem tedy je předmětem odhadu  $m \times (m-1) + m \times q + m = m( m/2 + q + 1/2)$  strukturních parametrů rekursivního modelu. Tento počet je přesně shodný s počtem parametrů redukovaného tvaru modelu. Nejsou-li tedy mezi parametry modelu zavedena další omezení, lze zpětně každý parametr strukturního tvaru určit jednoznačně z (odhadnutých) parametrů redukovaného tvaru.