

Komplexný ekonometrický model

1. KOMPLEXNÝ EKONOMETRICKÝ MODEL

Komplexný ekonometrický model má zložitú konštrukciu predovšetkým preto, lebo obsahuje niekoľko druhov veličín o hypotézach vývoja skúmaného ekonomického javu. Každý ekonomický jav je charakterizovaný svojimi vlastnými veličinami, ktorými sa vyjadruje obsahová, kvalitatívna stránka javu a súčasne sa vyjadruje jej kvantitatívny rozsah na základe štatistických pozorovaní z ich minulého priebehu. Nijaký ekonomický jav nepôsobí vo svojom prostredí izolovane, ale je vzájomne prepojený s inými javmi, s ktorými je v rozmanitých interakciách. Vzájomné súvislosti a závislosti javov sa tiež vyjadrujú obsahovo i svojim rozsahom. A ďalej, nijaký ekonomický jav neprebíha iba jednosmerným kauzálnym smerom bez závislostí od smerovania iných, so skúmaným javom spojených veličín a preto sa v komplexnom modeli musí skúmať nielen vzájomná väzba, ale i vzájomné ovplyvňovanie javov a ich spätné väzby.

1.1 Charakteristika komplexného ekonometrického modelu

Komplexný ekonometrický model je preto komplexným, lebo skúma súbor navzájom na seba v danom prostredí a v danom čase nadväzujúcich ekonomických javov, v modeli označených ako premenné veličiny. V modeli sa medzi premennými vyjadrujú priame vzťahy, ale i vzťahy nepriame, ktoré sú sprostredkované prostredníctvom iných premenných. Súhrnom oboch týchto vzťahov získavajú sa vzťahy komplexné. Tieto vzťahy medzi premennými sú i premetom zostavenia komplexného ekonometrického modelu.

Model nie je iba analytickým nástrojom, ale z neho musia vyplynúť hypotézy o budúcom stave javov. V riadiacich systémoch hypotéza o vývoji je východiskovým riadiacim nástrojom a preto sa do modelu zapracováva z vonkajšieho prostredia, nevyplýva z modelu samotného. Je viac veličín, ktoré do modelu vstupujú a nie sú jeho produktom. Model slúži ako prostriedok či nástroj, ktorým treba v praxi nárábať preto, aby sa dosiahol želaný cieľ.

Pri voľbe premenných je treba najskôr rozhodnúť o účele a celi modelu. Z účelu sa vytvorí základná koncepcia modelu. Na jej základe sa vyberajú reprezentatívne veličiny, ktorými sa definuje obsah modelu. Pre výber veličín je rozhodujúce, či sa model použije pre analýzu, či pre prognózu a či pre simuláciu. Pre výber veličín je ďalej rozhodujúce, aká je ich vyjadrovacia schopnosť a akú váhu, dôležitosť majú pri vysvetľovaní vysvetľovanej veličiny. Dôležitý je i štatistický význam vybranej veličiny, či ide o veličinu overenú minulým vývojom, či ide o plánovaciu hypotézu. V tom druhom prípade treba rozhodnúť, aká sa hypotéze pripíše významnosť v porovnaní s veličinami štatisticky overenými.

Ďalšou dôležitou vecou pri výbere premenných je rozhodnutie o formálnej stránke modelu. To vyžaduje, aby sa ohraničil ekonomický priestor, ktorý je predmetom modelovania a aby sa rozhodlo o štruktúre a rozsahu modelu vrátane počtu rovníc. Komplexným ekonometrickým modelom sa dá, pri primeranom stupni abstrakcie, vyjadriť fungovanie národného hospodárstva ako celku, jeho jednotlivých horizontálnych či vertikálnych častí, ale i

fungovanie podniku či inej hospodárskej organizácie a jej relatívne uzatvorených častí. Zo štatistiky poznáme rôznorodé makro- i mikroekonomické ukazovatele, ale i identity (bilančné, rozpočtové a pod.), ktorými možno skúmaný hospodársky celok charakterizovať a modelovo popísať. Na druhej strane si treba uvedomiť, že ani komplexným modelom nemožno vyčerpávajúcim spôsobom opísať reálnu skutočnosť, ale možno iba zobrazit' jej ohraničenú časť. Realitu zobrazit' nemožno vôbec, pretože každým časovým okamihom sa mení, zaniká a obnovuje. Reprodukujú sa iba jej kapitálové súčasti a to podľa princípov ich fyzického a morálneho opotrebenia. Reprodukovať možno aj ich funkčnosť, schopnosť tvoriť a preto možno rozhodovať o ich vývoji. Ak sa pre predpoveď použije ekonometrický model, jeho štruktúra musí zodpovedať jeho určeniu.

Každý zostavený komplexný model musí prejsť procesom overenia, verifikácie. V procese verifikácie sa skúma príslušnosť či významnosť danej veličiny pre cieľové riešenie, jej parametre a štatistická významnosť. Niektoré z premenných sa nahrádzajú inými veličinami, vsúvajú sa postupne iné významné identity, modifikuje sa štruktúra a usporiadanie rovníc. Cieľom týchto úprav je zabezpečiť konzistentnosť modelu ako celku. Pre prax má model význam až vtedy, keď je vhodný pre aplikáciu, t.j. vtedy, keď prešiel všetkými verifikačnými procedúrami a, v kladnom prípade, aj expertíznymi skúškami.

1.2 Premenné v komplexnom ekonometrickom modeli

V komplexných ekonometrických modeloch sa deterministické rovnice – identity vyjadrujú lineárnymi regresnými rovnicami. Súčinové alebo priemerné identity, ak sa vyskytujú, možno taktiež vyjadriť lineárnymi regresnými rovnicami.

Agregované veličiny sa v súborných modeloch vyjadrujú tzv. definičnou identitou, ktorá tvorí priemer alebo súčet dezagregovaných veličín.

Časový vývoj sa v komplexných modeloch vyjadruje dynamickými lineárnymi modelmi. Nerovnomernosť vývoja sa prezentuje nelineárnymi modelmi.

Endogénna (vnútorná) premenná v ekonometrických modeloch je ekonomická veličina, ktorá sa vysvetľuje v závislosti od iných premenných (napr. spotreba obyvateľstva od ich dôchodkov a úspor).

Exogénne (vonkajšie) vysvetľujúce premenné nie sú ekonometrickým modelom vysvetľované, ale dosadzujú sa z iných analytických alebo štatistických podkladov.

Predeterminovanými, t.j. vopred určenými premennými, sú exogénne a časovo posunuté endogénne premenné (napr. spotreba v minulom období), ktoré nie sú ekonometrickým modelom vysvetľované.

Vysvetľujúcimi premennými v komplexných ekonometrických modeloch, ktoré vysvetľujú endogénnu premennú, určenú príslušnou rovnicou, sú prederminované premenné a endogénne premenné z iných rovníc modelu.

Rozdiely (rezíduá) medzi skutočnými hodnotami základných (štatistických) súborov a vypočítanými hodnotami endogénnych premenných vyjadrujú vplyv náhodných premenných veličín na endogénne premenné veličiny.

Exogénnymi premennými môžu byť aj javy, ktoré sú štatisticky nemerateľné, alebo sa štatisticky nedajú vyjadriť (napr. časové trendy, odvodené štatistické údaje, umelé premenné a pod.). V modeloch sa prejavajú ako náhodné javy, alebo sa pre ne stanoví odvodená premenná, alebo kvalitatívna premenná s hodnotou 0 alebo 1. K odvodeným premenným patria napr.[21]:

- absolútne diferencie, napr. prírastky $\Delta K: \Delta K = K_t - K_{t-1}$
- relatívne diferencie (trendy) $X_t: X_t = (X_t - X_{t-1})/X_{t-1}$
- podielové premenné – pomer ukazovateľov (v %): $K_n = 100 N_n/X_n$
- priemerné stavy: $\bar{K} = 0,5(K_t + K_{t-1})$
- súčtové (+) alebo rozdielové (-) premenné agregované z absolútnych alebo z relatívnych hodnôt premenných,
- kombinované premenné zostavované rôznym spôsobom,
- trendové premenné s lineárnym trendom (t), kvadratickým trendom (t^2), alebo exponenciálnym trendom (e^t).

1.3 Multiplikátory v komplexných ekonometrických modeloch

Multiplikátormi sa vo viacrovnicových ekonometrických modeloch kvantifikujú vzájomne závislé a sprostredkované vzťahy medzi ekonomickými veličinami. S takýmito vzťahmi sa stretávame bežne pri analýze zložitejších ekonomických súborov. Multiplikátory sú veličiny, ktoré vyjadrujú zmenu vysvetľovanej, endogénnej premennej v závislosti od inej, alebo iných, exogénnych premenných.

Rozoznáva sa niekoľko druhov multiplikátorov:

- bežné (tiež nárazové) multiplikátory - vyjadrujú zmenu endogénnej premennej ak sa zmení exogénna premenná o jednu jednotku. Ide o marginálnu veličinu,

- dynamické (tiež prechodné) multiplikátory - ide o marginálnu veličinu s časovým posunom, t.j. so zmenou, ktorá nastala v časovom bode predchádzajúcom pred zmenou endogénnej veličiny,
- kumulatívne multiplikátory - vyjadrujú vplyv zmeny endogénnej veličiny spôsobenej zmenou exogénnej veličiny za niekoľko predchádzajúcich období,
- celkové (tiež rovnovážne) multiplikátory - vyjadrujú zmenu endogénnej veličiny v dôsledku sústavných zmien exogénnej veličiny.

Multiplikátormi sa tiež budeme zaoberať pri využití modelov v prognostike.

1.4 Komplexný makroekonomický model

Národné hospodárstvo predstavuje zložitú ekonomickú štruktúru výrobných a spotrebných odvetví a odborov. Zostaviť makroekonomický model v celej jeho štruktúre nie je technický možné a preto sa modelujú iba niektoré typické makroekonomické činitele a ich vzájomné vzťahy. Pokiaľ ide o komplexnosť, možno ako príklad uviesť modelovanie medzištruktúrnych závislostí, ktoré sú známe ako medziodvetvové vzťahy. Jestvujú dokonca modely, ktoré rovnováhu ekonomiky definujú na princípe medziodvetvovej rovnováhy. K takým modelom patria napríklad Leontievové modely z dvadsiatych rokov minulého storočia, alebo staršie Marxové reprodukčné modely z devätnásteho storočia. Modely medziodvetvových vzťahov sa zakladajú na funkciách spotreby mŕtvej práce – nákladov na výrobu, živej práce – pracovné náklady, alebo na funkciách produkcie a spotreby.

Statický komplexný model mnohoozvetvového národného hospodárstva opisuje jeden jeho cyklus. Hrubá produkcia každého odvetvia sa rozpadáva na dve časti. Na časť, ktorá sa spotrebuje vo výrobnom procese a označuje sa ako materiálové náklady resp. medziprodukt, a na časť, ktorá je určená na konečnú spotrebu. Konečný produkt pozostáva z vyrobených prostriedkov určených na investície a zo spotrebných predmetov.

Národné hospodárstvo sa skladá z $j=1,2,\dots,n$ odvetví. Nákladová funkcia (j -tého odvetvia vyjadruje spotrebu materiálu a práce ostatných odvetví, ktoré je potrebné na dosiahnutie objemu výroby a vyjadri sa vzťahom

$$f_j(x_j) = \sum_{i=1}^n f_{ij}(x_j) + l_j(x_j) \quad (6.1)$$

Symbolom (f sa označuje spotreba produkcie i -tého odvetvia, ktorá je potrebná na výrobu jednotiek v j -tom odvetví. Symbolom $l_j(x_j)$ sa označujú náklady na prácu.

Podiel celkových nákladov produkcie i -tého odvetvia a_{ij} na celkovom objeme nákladov j -tého odvetvia sa vyjadri vzťahom

$$f_{ij}(x_j) = a_{ij}f_j(x_j) \quad (6.2)$$

pričom platí, že $a_{ij} < 1$.

Základné rovnice medziodvetvových vzťahov vyjadrujú rozdelenie hrubej produkcie na medziprodukt a konečnú produkciu. Pre každé odvetvie platí bilančný vzťah

$$x_i = \sum_{j=1}^n f_{ij}(x_j) + y_i \quad (6.3)$$

kde

x_i je hrubá produkcia i-tého odvetvia,

y_i je konečná produkcia,

$\sum_{j=1}^n f_{ij}(x_j)$ spotreba produkcie i-tého odvetvia vo všetkých ostatných odvetviach národného hospodárstva, t.j. medziprodukt.

Ak sa vyjadrí spotreba podľa nákladových funkcií, všeobecný model medziodvetvových vzťahov sa vytvorí ako sústava algebraických rovníc

$$x_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} f_j(x_j) + y_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6.4)$$

Model medziodvetvových vzťahov sa môže zostaviť aj ako lineárny model. V tom prípade by sa namiesto nákladovej funkcie zaviedla konštanta a_{ij} , ktorou by sa vyjadril vzťah spotrebúvanej produkcie i-tého odvetvia k hodnote produkcie j-tého odvetvia ($a_{ij} < 1$). Koeficienty a_{ij} by vyjadrovali materiálovú náročnosť produkcie.

Sústava lineárnych vzťahov by mala tvar

$$x_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} x_j + y_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6.5)$$

a v maticovom vyjadrení

$$x = Ax + y \quad (6.6)$$

kde

x je n -rozmerný vektor $(x_1, x_2, \dots, x_n)$,

y - n -rozmerný vektor $(y_1, y_2, \dots, y_n)$,

A - matica koeficientov a_{ij} .

Požadovaný objem hrubej produkcie (vektor x) pri danom objeme konečnej produkcie (vektor y) sa určí zo vzťahu

$$x = (E - A)^{-1}y \quad (6.7)$$

kde E je jednotková matica typu $n \times n$.

V dynamickom modeli sa vyjadruje rozčlenenie konečného produktu na konečnú spotrebu a akumuláciu (investície). Hrubá výroba sa teda rozčlení na výrobnú spotrebu, na akumuláciu M a na spotrebu spotrebných statkov w .

Dynamický model bude mať potom tvar

$$x_i = \sum_{j=1}^n a_{ij}x_j + M_i + w_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6.8)$$

Celkový objem investícií (I) v j -tom odvetví je potom

$$I_j = \sum_{i=1}^n I_{ij} \quad (6.9)$$

Prírastok produkcie odvetvia v dôsledku investícií sa určí vzťahom

$$\Delta x_j = k_j I_j \quad (6.10)$$

kde k_j je koeficient kapitálovej náročnosti j -tého odvetvia.

Podľa tohto vzťahu je možné určiť aj objem potrebných investičných prostriedkov na objem výroby.

Ako je vidieť, komplexné modely môžu slúžiť sa vyjadrenie súborných vzťahov všade tam, kde sa vyžaduje kooperácia. Na uvedených princípoch možno modifikovať aj medzipodnikové či vnútropodnikové závislosti medzi premennými, ktorými sa vyjadrujú skúmané ekonomické veličiny.

1.5 Verifikácia komplexného ekonometrického modelu

Veľmi dobrý prehľad o štatistickej verifikácii viacrovnicového ekonometrického modelu sa nachádza v publikácii uvedenej v literatúre [10]. V komplexnom modeli okrem verifikácie každej z rovníc je potrebné štatisticky verifikovať model ako celok a treba tiež preskúmať, či zodpovedá ekonomickým podmienkam a hypotézam. Výber verifikačných metód závisí od toho, či sa verifikuje model v štruktúrálnej alebo v redukovanej podobe, aká je miera multikolinearity a autokorelácie, aký je veľký rozsah pozorovaní, atď. Pri verifikácii tiež skúmame, akým spôsobom a s akými výsledkami sa vykonal odhad parametrov pozorovaných premenných pre skúmaný model.

1.5.1 Odhad parametrov modelu

Pri značnom zjednodušení výkladu možno pri odhade parametrov premenných v komplexnom modeli vyjadrenom v maticovom tvare $y = Ay + Bx + u$ postupovať podľa ďalej uvedenej schémy.

Ak je matica parametrov A diagonálna, t.j. sústava rovníc neobsahuje závislosti medzi endogénnymi premennými a v každej rovnici sú vysvetľujúcimi premennými iba

predeterminované premenné, ide o jednoduchú sústavu rovníc. Pri odhade parametrov premenných pre každú rovnicu sa použije jednoduchá metóda najmenších štvorcov (JMNS).

Odhad parametrov rovníc ekonometrického modelu jednoduchou metódou najmenších štvorcov vychádza zo všeobecného tvaru lineárnej regresnej rovnice. Pri uplatnení tejto metódy je potrebné pre každú rovnicu vypočítať:

- parametre (regresné koeficienty),
- hodnoty závisle premennej za obdobie $t=1,2,\dots,n$, - rezíduá (rozdiely medzi skutočnými a vypočítanými hodnotami závisle premennej) za to isté obdobie,
- štandardné odchýlky parametrov,
- koeficienty $b(\beta)$ vyjadrujúce podiely jednotlivých premenných na vysvetlení rozptylu závisle premennej,
- štandardné odchýlky rezíduí a ich hodnotu korigovanú počtom stupňov voľnosti,
- koeficient determinácie a koeficient mnohonásobnej korelácie medzi závisle premennou a všetkými vysvetľujúcimi premennými a ich hodnoty korigované počtom stupňov voľnosti,
- autokorelácie rezíduí.

Ak matica parametrov A nie je diagonálna, ide o simultánnu sústavu rovníc. Takéto rovnice obsahujú aj závislosti medzi endogénnymi premennými, teda medzi vysvetľujúcimi premennými sa vyskytujú, okrem predeterminovaných premenných, aj endogénne premenné. Simultánne rovnice sa členia na rekurzívne a interdependentné.

V rekurzívnych sústavách rovníc je matica parametrov A , B trojuholníková a matica náhodných zložiek u diagonálna, teda endogénne premenné nezávisia od náhodných zložiek. Vtedy možno pre odhad parametrov jednotlivých rovníc použiť jednoduchú metódu najmenších štvorcov.

V interdependentných sústavách obsahuje matica A aj prvky pod hlavnou diagonálou, teda v modeli sa nachádzajú aj spätné väzby medzi endogénnymi veličinami. V tomto prípade jestvuje závislosť endogénnych premenných od náhodnej zložky a pri použití jednoduchej metódy najmenších štvorcov pre odhad parametrov by mohlo dôjsť k skresleniu. Preto sa použije nepriama metóda najmenších štvorcov (NMNS). Táto metóda spočíva v tom, že pre výpočet odhadu parametrov sa nepoužijú rovnice v štrukturálnej podobe, ale odhady parametrov sa vypočítajú z rovníc v redukovanej podobe, ktorá má tvar $y=Px+v$ a vypočítavajú sa parametre pre P namiesto pre A .

Najrozšírenejšou simultánnou metódou odhadu parametrov je dvojstupňová metóda najmenších štvorcov (2MNS), ktorá vychádza z odhadov z redukovanej formy modelu. Tvrdí sa, že táto metóda je konzistentnejšia, pretože umožňuje odhady aj z preidentifikovaných rovníc.

Prvý stupeň dvojstupňovej metódy je odhadom parametrov z redukovanej formy modelu pomocou jednoduchej metódy najmenších štvorcov. Druhý stupeň spočíva v opakovanom použití jednoduchej metódy najmenších štvorcov, ale u upravenej štruktúrálnej formy rovnice. Úprava spočíva v tom, že sa endogénne vysvetľované premenné v štruktúrálnej rovnici očistia od náhodných zložiek.

Pre odhady parametrov premenných vo viacrovnicových modeloch sa používajú aj iné metódy. Ide najmä o tieto metódy:

- metóda inštrumentálnych premenných (metóda pomocných premenných) sa používa vtedy, ak treba nájsť také premenné, ktoré nie sú závislé od náhodnej zložky rovnice, ale sú korelované s inými vysvetľujúcimi premennými,
- metóda hlavných komponentov umožňuje aplikovať dvojstupňové metódy odhadu vo veľkých súboroch a spočíva v tom, že umožňuje koncentrovať pôvodný veľký rozsah premenných do menších súborov hlavných komponentov,
- metóda maximálnej vierohodnosti s obmedzenými alebo úplnými informáciami spočíva v maximalizácii vierohodnosti pri výbere endogénnych premenných zo základného súboru,
- metóda fixného bodu používa pre odhady parametrov iteračný postup,
- iteračné metódy, u ktorých sa opakovane spresňuje odhady parametrov podľa rôznych ďalších kritérií.

Pri zostavovaní komplexného ekonometrického modelu sa parametre regresných rovníc zostavujú spravidla vo dvoch krokoch. V prvom kroku sa použije metóda najmenších štvorcov na všetky regresné rovnice, ktoré sa vyskytujú a z alternatívnych regresných rovníc sa vyberú tie, ktoré najlepšie vyhovujú. V druhom kroku sa kvantifikácia premenných spresňuje simultánnymi rovnicami, pričom sa berú do úvahy aj všetky vzájomné väzby medzi rovnicami celého súboru.

1.5.2 Verifikácia súhrnného modelu

Viacrovnicové modely môžu byť menej či viac rozsiahle a tak ich štatistická verifikácia ako celku je obmedzená. Verifikovať sa musí, ako sa to vyššie uviedlo, každá z rovníc samostatne a vzájomné väzby rovníc rôznymi formami opakovania a spresňovania. Verifikujú sa nielen odhady parametrov vysvetľujúcich premenných, ale aj ich štatistická či ekonomická interpretácia komplexného modelu ako celku.

Výroková schopnosť modelu sa opiera aj o skúmanie odchýlok medzi analýzami vyplývajúcimi z vytvorených modelov a pôvodnými ekonomickými hypotézami (prognózami). Porovnávajú sa preto skutočné hodnoty endogénnych premenných s hodnotami, ktoré sa nachádzajú v modeli. Ak sa hodnoty odchýlok vypočítajú zo skutočných hodnôt predeterminovaných premenných, ide o prognózy ex post. Ak sa použijú prognózované predeterminované premenné, ide o prognózy ex-ante. Odchýlky možno vyjadrovať tak v absolútnych, ako aj relatívnych (percentuálnych) hodnotách.

Súhrnnú presnosť modelu možno vyjadriť iba agregáciou všetkých čiastkových charakteristík jednotlivých endogénnych premenných ako modelových prvkov. Výpočtovo niet inej spoľahlivej cesty, aj keď významovo nemožno zabudnúť na synergetický efekt, ktorý agregáciu doprevádza. O tom, ktoré prvky sa stanú predmetom čiastkovej analýzy a agregovaných hodnôt rozhoduje ten, kto vytvára prognózy a hypotézy. A nimi sú predovšetkým riadiaci pracovníci, manažéri.

2. ODHAD KLEINOVHO MODELU podľa Roberta Dixona

Na začiatku projektu sme si vygenerovali údaje zo stránky Štatistického úradu SR www.statistics.sk/ . Tabuľka aj s údajmi je uvedená nižšie (tab.č.1). Obsahuje údaje od roku 1998 prvého kvartálu až po štvrtý kvartál roku 2001 za Slovenskú republiku.

	CE	G	I	W1	W2	K	CTAX	T	PSO	PI	W
1998Q1	99805	36298	62119	20383	19680	1 956 968	39 547	1	178542	118 612	40063
1998Q2	109816	41230	72208	22468	21367	2 029 176	35 775	2	201887	143 644	43835
1998Q3	110573	43316	70610	22427	21087	2 099 786	38 865	3	203412	142 120	43514
1998Q4	109089	48964	60717	24941	23597	2 160 503	38 791	4	195173	131 441	48538
1999Q1	110938	35426	52752	21795	10881	2 213 255	35 418	5	188235	131 022	32676
1999Q2	122413	41083	65482	23833	21868	2 278 737	37 409	6	207110	145 868	45701
1999Q3	123196	41406	60172	23972	21066	2 338 909	40 991	7	203708	138 745	45038
1999Q4	124248	49443	54292	26663	23200	2 393 201	46 619	8	204783	131 501	49863
2000Q1	123475	38173	53812	22738	20359	2 447 013	41 075	9	195101	131 288	43097
2000Q2	131859	42889	61357	25393	21773	2 508 370	45 328	10	214332	143 611	47166
2000Q3	133812	44844	65930	27959	21574	2 574 300	42 479	11	223012	152 574	49533
2000Q4	138887	58890	63042	32712	24236	2 637 342	44 944	12	236583	158 927	56948
2001Q1	137265	40170	69301	25526	20718	2 706 643	40 985	13	226018	159 507	46244
2001Q2	143846	47820	84998	28225	22715	2 791 641	41 125	14	253949	184 599	50940
2001Q3	149879	50593	76986	27959	22382	2 868 627	39 535	15	255076	187 582	50341
2001Q4	154897	64833	71694	32712	24811	2 940 321	43 429	16	266613	190 472	57523

Tvar **Kleinovho modelu podľa Roberta Dixona**, podľa ktorého sme zapísali jednotlivé rovnice:

$$CE_t = \alpha_0 + \alpha_1 PI_t + \alpha_2 PI_{t-1} + \alpha_3 (W_{1t} + W_{2t}) + u_{1t}$$

- rovnica vyjadruje vzťah medzi spotrebou CE a dôchodkom, ktorý je vyjadrený premennou W (mzdy zamestnancov) a P (bežný a časovo posunutý nemzdový dôchodok – zisk)

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 PI_t + \beta_2 PI_{t-1} + \beta_3 K_{t-1} + u_{2t}$$

- rovnica investícií zachytáva vývoj čistých investícií v závislosti od veľkosti zisku v bežnom a predchádzajúcom období (premenná P), ako aj v závislosti od stavu kapitálu na začiatku bežného obdobia (premenná K)

$$W_{1t} = \gamma_0 + \gamma_1 PSO_t + \gamma_2 PSO_{t-1} + \gamma_3 T + u_{3t}$$

- rovnica vyjadruje závislosť úhrnej mzdy zamestnancov v súkromnom sektore (W1) od bežnej a časovo posunutej hodnoty produkcie v súkromnom sektore (PSO) a v závislosti od premennej T, ktorá je časovou premennou

Identity modelu:

$$PSO_t = CE_t + I_t + (G_t - W_{2t})$$

$$PI_t = PSO_t - W_{1t} - CTAX_t$$

$$K_t = K_{t-1} + I_t$$

Popis jednotlivých premenných v modeli:

CE - konečná spotreba domácností v mil. SK

I – investície

W1 - priemerné mzdy v súkromnom sektore

W2 - priemerné mzdy vo verejnom sektore

G – výdavky vládneho sektora

PI – podnikateľský zisk

PSO – produkcia v súkromnou sektore

K - stav kapitálu - tvorba hrubého fixného kapitálu a zmena stavu zásob

T – časová premenná

X – produkcia súkromného sektora

CTAX - celková výška daní - príjem štátneho rozpočtu

Endogénne premenné: CE I W1 PI K W PSO

Exogénne premenné: W2 T G CTAX

Endogénne oneskorené premenné: P(t-1) K(t-1) PSO(t-1)

2.1 Odhad modelov samostatne ako jednorovnicových modelov

Štatistickú významnosť jednotlivých modelov a ich parametrov môžeme vidieť na výstupoch z EViews-u.

Výstup z odhadu 1.modelu

Dependent Variable: CE

Method: Least Squares

Date: 12/11/12 Time: 18:45

Sample (adjusted): 1998Q2 2001Q4

Included observations: 15 after adjustments

CE=C(10)+C(11)*PI+C(12)*PI(-1)+C(13)*W

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	17742.31	16321.13	1.087076	0.3002
C(11)	0.387338	0.181185	2.137807	0.0558
C(12)	0.157100	0.192111	0.817758	0.4309

C(13)	0.607480	0.415907	1.460617	0.1721
R-squared	0.822737	Mean dependent var	128279.5	
Adjusted R-squared	0.774392	S.D. dependent var	14825.28	
S.E. of regression	7041.738	Akaike info criterion	20.78028	
Sum squared resid	5.45E+08	Schwarz criterion	20.96909	
	-			
Log likelihood	151.8521	Durbin-Watson stat	0.558203	

$$CE = C(10) + C(11) * PI + C(12) * PI(-1) + C(13) * W$$

$$CE = 17742.3076 + 0.3873384688 * PI + 0.1571002629 * PI(-1) + 0.6074801614 * W$$

Z odhadnutej rovnice vyplýva, že hraničný sklon ku spotrebe z mzdových dôchodkov je významne vyšší v porovnaní s hraničným sklonom ku spotrebe u podnikateľského zisku. Takisto je vidieť väčší pomer spotreby zo zisku bežného obdobia ako u časovo posunutého zisku.

Pri náraste zisku PI v čase T o jednotku sa konečná spotreba zvýši o 0.3873 mil. Sk. Pri náraste PI v čase T-1 o jednotku sa konečná spotreba zvýši o 0.1571 mil. Sk a pri náraste miezd W o jednotku v čase T sa zvýši spotreba o 0.6075 mil. Sk. Koeficient determinácie R-squared je 0.8227 čo znamená zobrazenie skutočnosti modelom na 82.27%. Na základe Probability vidíme, že všetky premenné, okrem premennej C(11), nie sú štatisticky významné na hladine významnosti 5%. Podobne by sme mohli interpretovať odhadnuté rovnice aj z druhého a tretieho modelu.

Výstup z odhadu 2.modelu

Dependent Variable: I

Method: Least Squares

Date: 12/11/12 Time: 17:24

Sample (adjusted): 1998Q2 2001Q4

Included observations: 15 after adjustments

$$I = C(20) + C(21) * PI + C(22) * PI(-1) + C(23) * K(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(20)	31338.54	8334.882	3.759926	0.0032
C(21)	0.699719	0.097977	7.141706	0.0000
-				
C(22)	0.139243	0.105453	-1.320427	0.2135
-				
C(23)	0.021404	0.006616	-3.234943	0.0079
R-squared	0.874128	Mean dependent var	65556.87	
Adjusted R-squared	0.839800	S.D. dependent var	9005.437	

S.E. of regression	3604.428	Akaike info criterion	19.44089
Sum squared resid	1.43E+08	Schwarz criterion	19.62971
	-		
Log likelihood	141.8067	Durbin-Watson stat	1.712118

$$I=C(20)+C(21)*PI+C(22)*PI(-1)+C(23)*K(-1)$$

$$I=31338.54105+0.6997193536*PI-0.1392428899*PI(-1)-0.02140397021*K(-1)$$

Z druhej rovnice vidíme, že významný vplyv má zisk dosiahnutý v bežnom období a naopak nevýznamný má vplyv zisk z predchádzajúceho obdobia. Druhý model zobrazuje skutočnosť na 87.41% a všetky premenné, okrem premenne C(22), sú štatisticky významné.

Výstup z odhadu 3.modelu

Dependent Variable: W1

Method: Least Squares

Date: 12/11/12 Time: 18:46

Sample (adjusted): 1998Q2 2001Q4

Included observations: 15 after adjustments

$$W1=C(30)+C(31)*PSO+C(32)*PSO(-1)+C(33)*T$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(30)	5913.870	10511.96	0.562585	0.5850
C(31)	0.095086	0.051729	1.838160	0.0932
	-			
C(32)	0.011932	0.055829	-0.213718	0.8347
C(33)	201.7361	303.1665	0.665430	0.5195
R-squared	0.710321	Mean dependent var	25954.87	
Adjusted R-squared	0.631318	S.D. dependent var	3456.094	
S.E. of regression	2098.512	Akaike info criterion	18.35902	
	4844125			
Sum squared resid	9	Schwarz criterion	18.54784	
	-			
Log likelihood	133.6927	Durbin-Watson stat	2.043431	

$$W1=C(30)+C(31)*PSO+C(32)*PSO(-1)+C(33)*T$$

$$W1=5913.869555+0.09508590625*PSO-0.01193157703*PSO(-1)+201.7360577*T$$

Produkcia súkromného sektora v bežnom aj minulom období ovplyvňujú mzdy v tomto sektore. Dopad produkcie na zvyšovanie miezd je významný v bežnom období a negatívny vplyv má v predchádzajúcom období. Avšak pozitívny je vplyv časovej premennej, ktorá vyjadruje vznik a pôsobenie času na trhu práce.

Daný model závislej premennej W1 zobrazuje skutočnosť iba na 71.03%. V danom modeli nie je ani jedna z premenných štatisticky významná.

2.2 Odhad systému rovníc MNŠ, dvojstupňovou MNŠ a trojstupňovou MNŠ

Najprv musíme vykonať identifikáciu pre každú rovnicu na základe vzťahu:

$$K - k \geq g - 1$$

Kde

K – počet predeterminovaných premenných v modeli (PI(-1), W2, K(-1), PSO(-1), T, G, CTAX a úrovňová konštanta c- spolu 8),

k – počet predeterminovaných premenných, ktoré vystupujú v danej rovnici,

g – počet endogénnych premenných v danej rovnici.

Prvá rovnica Eq01 $CE = C(10) + C(11) \cdot PI + C(12) \cdot PI(-1) + C(13) \cdot (W1 + W2)$

Druhá rovnica Eq02 $I = C(20) + C(21) \cdot PI + C(22) \cdot PI(-1) + C(23) \cdot K(-1)$

Tretia rovnica Eq03 $W1 = C(30) + C(31) \cdot PSO + C(32) \cdot PSO(-1) + C(33) \cdot T$

Identifikácia K=8 Prvá rovnica Eq01 $k = (W2, PI(-1), c) = 3$; $g = 2$, potom $8-3 \geq 3-1$;
 $5 \geq 2$ – rovnica je preidentifikovaná

Druhá rovnica Eq02 $k = (PI(-1), K(-1), c) = 3$; $g = 2$, potom $8-3 \geq 2-1$;
 $5 \geq 1$ – rovnica je preidentifikovaná

Tretia rovnica Eq03 $k = (PSO(-1), T, c) = 3$; $g = 2$, potom $8-3 \geq 2-1$;
 $5 \geq 1$ – rovnica je preidentifikovaná

Všetky rovnice sú preidentifikované, teda nemôžeme použiť nepriamu MNŠ, adekvátnymi metódami sú napr. 2SLS, alebo 3SLS.

Výstup z odhadu systému rovníc **metódou najmenších štvorcov**:

System: KLEIN1

Estimation Method: Least Squares

Date: 12/11/12 Time: 18:47

Sample: 1998Q2 2001Q4

Included observations: 15

Total system (balanced) observations 45

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	17742.31	16321.13	1.087076	0.2849
C(11)	0.387338	0.181185	2.137807	0.0400
C(12)	0.157100	0.192111	0.817758	0.4194
C(13)	0.607480	0.415907	1.460617	0.1536
C(20)	31338.54	8334.882	3.759926	0.0007

C(21)	0.699719	0.097977	7.141706	0.0000
C(22)	-0.139243	0.105453	-1.320427	0.1958
C(23)	-0.021404	0.006616	-3.234943	0.0028
C(30)	5913.870	10511.96	0.562585	0.5775
C(31)	0.095086	0.051729	1.838160	0.0751
C(32)	-0.011932	0.055829	-0.213718	0.8321
C(33)	201.7361	303.1665	0.665430	0.5104

Determinant residual covariance 9.69E+20

Equation: $CE = C(10) + C(11) \cdot PI + C(12) \cdot PI(-1) + C(13) \cdot W$

Observations: 15

R-squared	0.822737	Mean dependent var	128279.5
Adjusted R-squared	0.774392	S.D. dependent var	14825.28
S.E. of regression	7041.738	Sum squared resid	5.45E+08
Durbin-Watson stat	0.558203		

Equation: $I = C(20) + C(21) \cdot PI + C(22) \cdot PI(-1) + C(23) \cdot K(-1)$

Observations: 15

R-squared	0.874128	Mean dependent var	65556.87
Adjusted R-squared	0.839800	S.D. dependent var	9005.437
S.E. of regression	3604.428	Sum squared resid	1.43E+08
Durbin-Watson stat	1.712118		

Equation: $W1 = C(30) + C(31) \cdot PSO + C(32) \cdot PSO(-1) + C(33) \cdot T$

Observations: 15

R-squared	0.710321	Mean dependent var	25954.87
Adjusted R-squared	0.631318	S.D. dependent var	3456.094
			4844126
S.E. of regression	2098.511	Sum squared resid	0
Durbin-Watson stat	2.043431		

Pri odhade prvého modelu metódou najmenších štvorcov vidíme, že koeficienty determinácie sú rovnaké ako pri samostatných odhadoch jednotlivých rovníc. O štatistickej významnosti parametrov môžeme povedať, že hodnoty v stĺpci Prob. sa zmenili minimálne, iba parametre C(11), C(20), C(21) a C(23) sú štatisticky významné na hladine významnosti 5%. Pri posudzovaní autokorelácie sme použili empirické pravidlo t.j. ak je hodnota Durbin-Watsonovej štatistiky menšia ako 2, predpokladáme pozitívnu autokoreláciu, ak je väčšia ako 2 hovoríme o negatívnej autokorelácií a ak sa pohybuje okolo hodnoty 2, autokoreláciu vylučujeme. Preto môžeme povedať, že v našom systéme nie je prítomná autokorelácia v druhej a tretej rovnici a negatívna autokorelácia je v prvej rovnici.

Výstup z odhadu systému rovníc **dvojstupňovou metódou najmenších štvorcov:**

System: KLEIN2
 Estimation Method: Two-Stage Least Squares
 Date: 12/11/12 Time: 18:47
 Sample: 1998Q2 2001Q4
 Included observations: 15
 Total system (balanced) observations 45

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	17789.68	16373.96	1.086462	0.2851
C(11)	0.430718	0.202291	2.129196	0.0408
C(12)	0.124977	0.203945	0.612801	0.5442
C(13)	0.567246	0.425191	1.334096	0.1913
C(20)	31324.09	8348.620	3.752008	0.0007
C(21)	0.681114	0.109757	6.205643	0.0000
C(22)	-0.128096	0.109653	-1.168188	0.2511
C(23)	-0.020905	0.006757	-3.093707	0.0040
C(30)	3158.902	10873.49	0.290514	0.7732
C(31)	0.121425	0.056635	2.143969	0.0395
C(32)	-0.022686	0.057170	-0.396810	0.6941
C(33)	122.7566	313.5121	0.391553	0.6979

Determinant residual covariance 9.97E+20

Equation: $CE = C(10) + C(11) \cdot PI + C(12) \cdot PI(-1) + C(13) \cdot W$

Instruments: $PI(-1)$ $K(-1)$ $PSO(-1)$ T G $W2$ $CTAX$ C

Observations: 15

R-squared	0.821788	Mean dependent var	128279.5
Adjusted R-squared	0.773185	S.D. dependent var	14825.28
S.E. of regression	7060.554	Sum squared resid	5.48E+08
Durbin-Watson stat	0.519437		

Equation: $I = C(20) + C(21) \cdot PI + C(22) \cdot PI(-1) + C(23) \cdot K(-1)$

Instruments: $PI(-1)$ $K(-1)$ $PSO(-1)$ T G $W2$ $CTAX$ C

Observations: 15

R-squared	0.873716	Mean dependent var	65556.87
Adjusted R-squared	0.839275	S.D. dependent var	9005.437
S.E. of regression	3610.331	Sum squared resid	1.43E+08
Durbin-Watson stat	1.690283		

Equation: $W1 = C(30) + C(31) \cdot PSO + C(32) \cdot PSO(-1) + C(33) \cdot T$

Instruments: $PI(-1)$ $K(-1)$ $PSO(-1)$ T G $W2$ $CTAX$ C

Observations: 15

R-squared	0.703494	Mean dependent var	25954.87
Adjusted R-squared	0.622629	S.D. dependent var	3456.094
S.E. of regression	2123.097	Sum squared resid	4958294
Durbin-Watson stat	1.838521		4

Pri odhade systému dvojstupňovou metódou najmenších štvorcov nám vyšli iné výsledky. Do odhadu bolo potrebné doplniť špecifikácia pre inštrumenty CTAX, G, W2, T endogénne oneskorené premenné. Ako vidíme na výstupe druhého systému, štatistická významnosť jednotlivých parametrov klesla. Štatisticky významný sa stal aj parameter C(31) na hladine významnosti 5%. Prvý model zobrazuje skutočnosť na 82.17%, druhý model na 87.37% a tretí model na 70.35%. Autokorelácia je prítomná vo všetkých modeloch. Na základe týchto údajov sme zistili nevhodnosť výberu daného systému.

Výstup z odhadu systému rovníc **trojstupňovou metódou najmenších štvorcov**:

System: KLEIN3

Estimation Method: Three-Stage Least Squares

Date: 12/11/12 Time: 18:48

Sample: 1998Q2 2001Q4

Included observations: 15

Total system (balanced) observations 45

Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(10)	17885.11	13999.33	1.277569	0.2103
C(11)	0.447691	0.172945	2.588625	0.0142
C(12)	0.115873	0.174520	0.663953	0.5113
C(13)	0.539157	0.360955	1.493699	0.1448
C(20)	30026.14	7137.039	4.207087	0.0002
C(21)	0.621288	0.092266	6.733686	0.0000
C(22)	-0.124547	0.092763	-1.342633	0.1886
C(23)	-0.016804	0.005724	-2.936019	0.0060
C(30)	710.7148	9271.810	0.076653	0.9394
C(31)	0.129084	0.047749	2.703375	0.0108
C(32)	-0.015657	0.048378	-0.323645	0.7482
C(33)	43.04370	267.1553	0.161119	0.8730

Determinant residual covariance 9.28E+20

Equation: CE=C(10)+C(11)*PI+C(12)*PI(-1)+C(13)*W

Instruments: PI(-1) K(-1) PSO(-1) T G W2 CTAX C

Observations: 15

R-squared	0.820830	Mean dependent var	128279.5
Adjusted R-squared	0.771965	S.D. dependent var	14825.28
S.E. of regression	7079.518	Sum squared resid	5.51E+08
Durbin-Watson stat	0.494561		

Equation: I=C(20)+C(21)*PI+C(22)*PI(-1)+C(23)*K(-1)

Instruments: PI(-1) K(-1) PSO(-1) T G W2 CTAX C

Observations: 15

R-squared	0.864831	Mean dependent var	65556.87
Adjusted R-squared	0.827967	S.D. dependent var	9005.437
S.E. of regression	3735.173	Sum squared resid	1.53E+08
Durbin-Watson stat	1.638599		

Equation: $W1 = C(30) + C(31) * PSO + C(32) * PSO(-1) + C(33) * T$

Instruments: PI(-1) K(-1) PSO(-1) T G W2 CTAX C

Observations: 15

R-squared	0.697693	Mean dependent var	25954.87
Adjusted R-squared	0.615245	S.D. dependent var	3456.094
			5055311
S.E. of regression	2143.767	Sum squared resid	2
Durbin-Watson stat	1.760909		

Tretí systém, ktorý sme dostali odhadom trojstupňovou metódou najmenších štvorcov, nám opäť znížil štatistické významnosti jednotlivých modelov, a to na 82.08% v prvom modeli, 86.48% v druhom modeli a 69.77 v treťom modeli. Opäť je vo všetkých modeloch prítomná autokorelácia. Tento model nie je takisto vhodný, nakoľko nám klesli štatistické významnosti modelov ako celku.

Zo všetkých výsledkov môžeme povedať, že najlepšie odhady sme dostali v prvom systéme, ktorý sme odhadovali metódou najmenších štvorcov.

2.3 Prognóza ex-post a vyhodnotenie modelu

Vytvorili sme si model, do ktorého sme doplnili identity pre PSO, PI, K a W.

Budeme riešiť prognózu na posledný sledovaný rok (2001Q1 až 2001Q4). Vo výstupoch majú tieto hodnoty príponu _0.

Prognóza premennej CE:

	CE	CE_0
2001Q1	137265	-2.441247e+89
2001Q2	143846	NA
2001Q3	149879	NA
2001Q4	154897	NA

Prognóza premennej I:

	I	I_0
2001Q1	69301	-3.808777e+89
2001Q2	84998	NA
2001Q3	76986	NA
2001Q4	71694	NA

Prognóza premennej W1:

	W1	W1_0
2001Q1	25526	-5.716218e+88
2001Q2	28225	NA
2001Q3	27959	NA
2001Q4	32712	NA

Model, ktoré sme použili na prognózu ex-post nám nevytvoril žiadne dáta. Môžeme povedať, že tento model nie je stanovený na prognózovanie.

Použitá literatúra

1. IVANIČOVÁ, Z. – CHOCHOLATÁ, M. – SURMANOVÁ, K.: *Ekonometrické modelovanie*, Bratislava: Ekonóm, 2012.