

Becslés és előrejelzés: néhány ökonometriai modell összehasonlítása*

1. Azokban, akik az ökonometriai modellek egyre növekvő irodalmát figyelemmel kísérik, izgalmas kérdésként merül fel a modellek megbízhatóságának kérdése. Mikor „jó” egy ökonometriai modell? Milyen (tartalmi vagy formai) ismervek alapján kísérhetjük meg megállapítani a modellek megbízhatóságát? Vannak-e olyan mérőszámok, amelyek segítségével a modellek ebből a szempontból összehasonlíthatók?

Az ökonometriai modellek rendszerezésének, vizsgálatának többféle szempontja képzelhető el. Érdekes lehet például, hogy ugyanarra a nemzetgazdaságra kidolgozott több modell közül melyik a „jobb” olyan értelemben, hogy az illető gazdaság legjellemzőbbnek felismert összefüggéseit melyik modellnek sikerült jobban megragadni. Ilyen típusú vizsgálatra is van lehetőség, mert jó néhány ország van, amelyre több ökonometriai modellt is kidolgoztak már, például az Egyesült Államok, Japán, Görögország. Így az Egyesült Államokra kidolgozott modellek körében ilyen értelmű vizsgálatot végzett M. K. Evans egy tanulmánya [4]. A magyar Központi Statisztikai Hivatal Ökonometriai Laboratóriuma 1966-ban különféle „morfológiai” ismervek alapján húsz ökonometriai modellt vizsgált meg [17]; a modellek „jóságának” összehasonlítására azonban — tudomásunk szerint — mindeddig nem történtek kísérletek.

A „modell jósága” kifejezés értelemszerűen a specifikált összefüggések tartalmára, gazdasági plauzibilitására utal. A modell akkor „jó”, ha egyrészt a vizsgált jelenségek (pl. a népgazdaság meghatározott időszakaszban történt fejlődése) leglényegesebb jellemvonásait tartalmilag helyesen ragadta meg, másrészt ezek kapcsolatának mennyiségi jellemzőit statisztikailag megbízhatóan sikerült becsülnie. A modell lehet jól specifikált, de becslési eredményei lehetnek ugyanakkor rosszak, valamint fordítva. A „modell jósága” sokkal szélesebb fogalom mint a „becslés jósága”. A modellek tartalmi „jóságát” azonban számszerűen összehasonlítani nem tudjuk. Minden összehasonlítást eleve megnehezítene a specifikált összefüggések (egyenletek) modellenként igen különböző száma, típusa, alakja, információtartalma. Meg kell tehát kísérelnünk a *modellek jóságának* és ezek összehasonlítási lehetőségének a vizsgálatát a *becslés jóságának*, tehát azoknak a standard mutatószámoknak az alapján, amelyek a becsléskor kidolgozást nyertek. E mutatószámok alapján alkothatunk ítéletet arról, hogy a modellben specifikált összefüggések statisztikailag alátámaszthatók-e. Meg kell jegyeznünk azonban, hogy ezek a mutató-

* A cikk a Központi Statisztikai Hivatal Ökonometriai Laboratóriuma „Laboratóriumi Munkaanyagok” c. kiadványsorozata 12. számaként megjelent tanulmány átdolgozott változata.

számok csak a becslés hibáit mutatják ki — amelyek végső soron specifikációs hibákra utalnak, — de nem mutatják a megfigyelés, ill. mérés hibáit.

2. A teszt-eljárásokat, amelyek az ökonometriai modellek becslési jóságát vizsgálják, a szakirodalom „nem-prediktív” és „prediktív” tesztek-ként minősíti [3]. Az előbbieket a modell becsült eredményeinek standard mutatószámok segítségével való vizsgálatát jelentik, az utóbbiak az előrejelzés módszerét alkalmazzák a modell „ellenőrzésére”.

2.1. A nem-prediktív teszt — az ökonometriai modellek többségében — a következő mutatószámok vizsgálatán alapul:

- a) a teljes determinációs együttható;
- b) a becsült paraméterek standard hibája;
- c) a reziduumok autokorrelációs mutatója.

A teljes determinációs együttható (R^2) azt mutatja, hogy az egyenlet függő változójának varianciáját milyen mértékben magyarázza meg a független változók varianciája. Ennek a mutatónak többnyire a szabadságfokok szerint kiigazított alakját szokták figyelembe venni:

$$R^2 = 1 - (1 - R^2) \cdot \frac{T - 1}{T - k},$$

ahol T a megfigyelések, k az egyenletben szereplő változók száma.

A becsült R^2 értékek vizsgálatára a t -próba alkalmazható, amelynek alapján meg lehet állapítani, hogy hol van a korrelációs együttható szignifikanciájának az alsó határa [5].

Az egyes változók paramétereinek (a regressziós együtthatóknak) abszolút nagysága önmagában a becslés jóságának mérőszámául nem alkalmas. Azt, hogy a becslés alkalmával a paraméter mind az előjel, mind a nagyságrend szempontjából kielégítően, a várakozásoknak megfelelően alakult-e, a jelenségek kapcsolatára vonatkozó a priori ismeretek, illetve a modell közgazdasági értékelése hivatott eldönteni.

Az a kérdés viszont, hogy a paraméter mikor szignifikáns, csak a paraméterérték és saját standard hibája hányadosának („ t -ratio”) vizsgálata segítségével dönthető el. E hányados szignifikanciája ismét a t -próba segítségével vizsgálható. Ha a t -eloszlás-táblázatot nézzük, azt látjuk, hogy 5 százalékos szignifikancia-szinten, ha a szabadságfokok száma 10 és 60 között változik (a vizsgált modellek esetében ugyanis a megfigyelések száma általában ezek között a határok között mozog), a mutató értékének kb. az 1.8–2 intervallumba kell esnie, vagyis a paraméterértéknek a standard hiba közel kétszeresének kell lennie. Általános gyakorlat szerint azonban a paramétert szignifikánsnak tekintik már abban az esetben, ha a paraméterérték nagyobb a standard hiba értékénél (ez mintegy 30 százalékos szignifikancia-szintnek felel meg; más szóval, ilyenkor csak 70 százalékos biztonsággal állíthatjuk, hogy a paraméter a „valódi” paraméter torzítatlan becslése) [3].

A becslés jóságának további feltétele, hogy az egyes egyenletek reziduumainak alakulása véletlenszerű, egymástól független legyen, a reziduumok ne tartalmazzanak autokorrelációt. A modell valamely egyenletén belül akkor áll fenn autokorreláció, ha az

$$E(u_i \cdot u_{i+i}) = 0, \quad i \neq 0$$

feltétel nem teljesül, vagyis a reziduumok egymást követő értékei korrelálnak

egymással. Ennek mérésére általában a Durbin—Watson-féle ún. d -mutatót használják:

$$d = \frac{\sum_2^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_1^T (u_t)^2}$$

ahol u_t az egyenlet sztochasztikus változójának t időpontbeli értéke, T a megfigyelések száma.

A Durbin—Watson-féle d -mutató helyett az autokorreláció mérésére egyes modellekben a Neumann—Hart-féle mutató használatos. Képlete:

$$\frac{\delta^2}{S^2} = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T (u_t - \bar{u})^2} \cdot \frac{T}{T-1},$$

ahol u_t a véletlen változó t időpontbeli értéke, T a megfigyelések száma.

A mutatószám az egymást követő reziduumerőtekek egymástól való négyzetes eltérésének és a reziduumok varianciájának számszerű arányát adja meg. Ha u_t -nek számszerűen magas értékét számszerűen magas értéke követi, ill. alacsony értékét alacsony érték, akkor különbségük kicsiny szám, tehát a tört számlálója, ill. értéke kicsiny számérték lesz (pozitív autokorreláció); magas és alacsony u_t értékek váltakozása esetén a tört értéke viszonylag magas szám (negatív autokorreláció). Azok a határok, amelyek közé a szignifikáns értékek esnek, a megfelelő táblázatból olvashatók ki [3].

Az említett mutatószámokon kívül a becslési eljárás során olykor még más mutatók is kiszámításra kerülnek (parciális korrelációs együtthatók, részleges determinációs együtthatók stb.), általában azonban a becslési eredményeket az ismertett mutatószámok segítségével ellenőrzik. Ez egyben azt is jelenti, hogy a mutatók számszerű értékének összehasonlításával a modellek is összehasonlíthatók a becslés jóságát kifejező „elfogadható” és „nem elfogadható” mutatószámaik százalékaránya segítségével.

2.2. A prediktív teszt vizont az ökonometriai előrejelzés módszerét alkalmazza a modell stabilitásának az ellenőrzésére. Ennek során olyan adatok kerülnek felhasználásra (külső információ), amelyek a modell megfigyelési időszakában eredetileg nem szerepeltek. A teszt alapja az a meggyőződés, hogy a modell jósága (ebben a vonatkozásban: stabilitása) nem dönthető el egyszerűen a fentiekben tárgyalt mutatószámok alapján, hanem ezen túlmenően azt is meg kell vizsgálni, hogy az egyenletrendszer segítségével sikerült-e a modell bázis-időszakán túl is érvényes kapcsolatokat megfogalmazni.

A modellek stabilitásának vizsgálata legegyszerűbben az ún. utólagos előrejelzés (ex-post forecast) segítségével történik, mégpedig akár a szimulán egyenletrendszert alkotó strukturális egyenletek segítségével (egyenletenként), akár az egyenletrendszer redukált alakjával. Az első esetben

$$y_t = \beta X_t + u_t$$

alakú strukturális egyenlet alapján becsülünk előre, ahol minden egyenletben y_t = az y függő változó vektora a modell megfigyelési időszakában,

$X_t =$ az x_1, x_2, \dots, x_m magyarázó változók megfigyelt értékeinek mátrixa,
 $u_t =$ a sztochasztikus tényező vektora a modell megfigyelési időszakában.

A T időpont a modell megfigyelési időszakának záróéve. A pontbecslés feladata, hogy a magyarázó változók ($T + i$) időpontbeli (ténylegesen adott vagy feltételezett) értékei alapján „előrejelje” a függő változó ($T + i$) időpontbeli értékét (\hat{y}_{T+i}). Tehát az egyes egyenletek magyarázó változói helyében — a strukturális β -paraméterek állandóságát feltételezve — a magyarázó változók x_{T+i} értékeit helyettesítjük be.

Az \hat{y}_{T+i} értéknek az y_{T+i} tényszámmal való összehasonlítása az utólagos előrejelzés hibáját adja meg, ami a modell-struktúra stabilitásának jelzőszámaként tekinthető.

A redukált forma segítségével történő előrejelzés esetén az egyenletrendszer endogén változóinak ($T + i$) időpontbeli értéke a rendszer valamennyi predeterminált változója ($T + i$) időpontbeli (tényleges vagy becsült) értékének függvénye. Az előrejelzés a következő egyenlet alapján történik:

$$y_t = \gamma Z_t + v_t$$

ahol

$Z_t =$ a predeterminált változók mátrixa,

$v_t =$ a sztochasztikus reziduumok vektora.

Ebben az esetben az egyes endogén változók y_{T+i} értéke a Z_{T+i} értékek alapján határozandó meg.

Az endogén változók tényleges értékének (y_{T+i}) és „előrejelzett” értékének (\hat{y}_{T+i}) az egybevetése többféleképpen történhetik. Vizsgálatunkban azt az egyszerű módot választottuk, hogy a becsült adatokat a tényadatok százalékában fejeztük ki.

3. Vizsgálatunk alkalmával a becslés jóságát az ökonometriai modellek egyre növekvő sokaságából mintául választott tizenkét ökonometriai modell segítségével kívántuk felmérni. Ezek kiválasztásakor arra törekedtünk, hogy a mintában olyan modellek szerepeljenek, amelyek „dimenziójukat” tekintve (változók, egyenletek száma) a magyar M-2. ökonometriai modellhez hasonlíthatók (ezért mellőztük itt például a többszáz változót és egyenletet tartalmazó Brookings-modellt). További törekvésünk az volt, hogy nemzetgazdasági (és nem ágazati szintű) modelleket válasszunk ki; ezenkívül arra törekedtünk, hogy a mintában olyan közismert régebbi modellek mellett, mint a Klein—Goldberger-féle amerikai modell vagy az angol Oxford-modell, viszonylag újabb ökonometriai modellek is szerepeljenek.

Vizsgálatunk alapját a következő tizenkét ökonometriai modell képezte:

1. Klein és Goldberger amerikai modellje [12];
2. a Klein—Ball—Hazlewood—Vandome-féle angol (ún. Oxford-) modell [11];
3. T. C. Liu amerikai modellje [16];
4. Friend és Taubman amerikai modellje [6];
5. az Evans-féle amerikai modell [4];
6. a Pavlopoulos-féle görög modell [18];
7. Pawlowski és munkatársai második lengyel modellje [2];

8. Shishido és munkatársai japáni modellje [19];
9. a Gallaway—Smith-féle amerikai modell [7];
10. C. E. V. Leser írországi modellje [15];
11. L. R. Klein hosszútávú japáni növekedési modellje [14];
12. N. Islam pakisztáni modellje [10].

4. A továbbiakban egyenként sorra vesszük az említett modelleket és megvizsgáljuk a nem-prediktív és prediktív tesztek eredményeit.

4.1. Klein és Goldberger Egyesült Államokra kidolgozott modellje [12]

A modell a közép nagyságú modellek közé tartozik: 38 változója és 20 egyenlete van; ebből 15 sztochasztikus összefüggés. A modell, a második világháborús évek kihagyásával, az 1929—1950. évek időszakát öleli fel (18 éves megfigyelés). A becült eredmények között a teljes determinációs együtthatók nem szerepelnek.

A paraméterek standard hibája jóval a paraméterérték alatt marad. Ez alól mindössze két esetben van kivétel. Minthogy a modellnek — a konstans paraméterektől eltekintve — 36 becült paramétere van, az előforduló két eset nem jelentős.

A reziduumok autokorrelációját a Neumann—Hart-féle mutatóval vizsgálták. A szerzők megállapítása szerint három egyenletben mutatkozik erős autokorreláció, ami az egyenletek számát véve figyelembe, az esetek egyötödét teszi ki.

A modellel 1951-re és 1952-re végeztek ex-post prognózist. Ennek eredményei az alábbiakban foglalhatók össze:

Endogén változó	1951. évi becslés az 1951. évi	1952. évi becslés az 1952. évi
	tényszámok százalékában	
Fogyasztás	100	103
Nem bérjellegű, nem mezőgazdasági jövedelem	91	101
Értékesítőkenési leírás	86	81
Vállalati megtakarítások	73	40
Beruházások	72	82
Vállalati nyereség	86	96
Magánalkalmazottak bérjövödelme	96	100
Bérből és fizetésből élők száma	99	105
Bérindex	98	103
Import	95	87
Bruttó nemzeti termék	96	100
Nemzeti jövedelem	96	102
Bruttó nemzeti termék árindexe	100	107
Mezőgazdaságban keletkező jövedelem	116	134

A becslés eredményei a fenti tábla számadatai alapján a ± 10 százalékos hibahatárt ritkán haladták meg.

4.2. Az Egyesült Királyságra kidolgozott ún. Oxford-modell [11]

A modell 37 egyenletéből 31 sztochasztikus összefüggés. Az \bar{R}^2 együtthatók a 31 eset közül 22 esetben 0,9 fölötti számértékek, 6 esetben 0,8–0,9 között helyezkednek el; 2 esetben 0,7 fölötti, de 0,8 alatti értékek. A legkevésbé szoros összefüggés az export-egyenlet változói között mutatkozik (0,64). A paraméterek standard hibája kedvezőtlenebb képet mutat. A paraméterértéknél magasabb standard hiba viszonylag elég sok esetben fordul elő. Az egyenletrendszer 162 becsült paraméteréből (figyelmen kívül hagyva ismét a konstans paramétereket) összesen 40 inszignifikáns.

Az autokorrelációt a Neumann–Hart-féle mutatóval vizsgálták. 5 százalékos szignifikancia-szinten az egyenletek nagy részében mélyen a megengedett alsó határ alatt van a mutató értéke, ami erős pozitív autokorrelációra utal. Ez 19 egyenletben, azaz az esetek közel kétharmadában fordul elő. Így a becsült eredmények nem nevezhetők különösebben sikerültnek.

A modellel 1959. év I. és II. negyedévére vonatkozólag végeztek ex-post forecast-ot [9], [13]. A szerzők különbséget tesznek az ún. „pure extrapolation” és a „forecast-extrapolation” fogalma között. Az előzőn értik az endogén változóknak azt az előrejelzett értékét, mely a predeterminált változók *tényszámai* alapján adódik a modelltől; az az utóbbi azt jelenti, hogy a becslés a predeterminált változók valamiképpen *becsült* értékén alapult.

Alábbiakban hasonlítjuk össze a strukturális egyenletrendszerrel végrehajtott 1959. évi „forecast-extrapolation”, valamint a redukált egyenletrendszerrel 1961-ben végzett „pure extrapolation” értékeit az 1959. II. negyedévi tényszámokkal. A vizsgált tíz endogén változó vonatkozásában az eredmények a következők:

Endogén változó	Az 1959. II. n. évre végzett	
	pure extrapolation	forecast-extrapolation
	értékei a tényadatok %-ában	
Ipari termelés	95	94
Import-volumen	94	92
Export-volumen	102	90
Munkanélküliség	115	119
Fogyasztói árindex	102	96
Heti bérlindex	101	94
Átlagos hetibér	100	93
Tartós fogyasztási cikkek forgalma	70	91
Egyéb fogyasztási cikkek forgalma	96	105
Élelmiszerforgalom	94	100

4.3. T. C. Liu Egyesült Államokra kidolgozott modellje [16]

A modell 36 egyenlete között 19 sztochasztikus összefüggés van. A modell az 1947–1959. évi időszak negyedéves idősorain alapul (50 megfigyelés).

A többszörös determinációs együtthatók tíz esetben 0,9 fölötti értékek; három esetben 0,8 fölött, de 0,9 alatt helyezkednek el, végül egy esetben az R^2 érték 0,46. Két egyenletre a mutató értékét nem adták meg.

A vizsgált 63 paraméter közül 9 minősíthető inszignifikánsnak, ami viszonylag alacsony szám.

Az autokorrelációt a Durbin—Watson-féle mutatóval vizsgálták. 50 megfigyelést véve figyelembe, 5 százalékos szignifikancia szinten általában véve az autokorrelációs mutatók is igen kedvezően alakultak. A kétfokozatú módszerrel becsült 21 egyenletből (az alternatív változatokat is figyelembe véve) egyetlen esetben mutatható ki pozitív autokorreláció, a nem-mezőgazdasági beruházások egyenletében. (Ha viszont a legkisebb négyzetek klasszikus módszerével becsült eredményeket nézzük, öt esetben mutatkoznék a reziduumokban autokorreláció, tehát a kétfokozatú becslés kedvezőbb eredményeket nyújtott.)

A modellel az 1960. évre, valamint 1961 első három negyedévére vonatkozólag végeztek ex-post forecast-ot; részben az egyes strukturális egyenletekkel, részben az egyenletrendszer redukált alakjával. Az eredmények — a bruttó nemzeti termék-árindex-változójának kivételével — igen jónak mondhatók. Az értékek egyébként az alábbi táblázatban láthatók:

Endogén változók	1961. év II. negyedévi	1961. év III. negyedévi
	előrejelzett érték a tényleges érték %-ában	
Bruttó nemzeti termék	99	99
Termelő beruházások	98	99
Üzemi berendezések	109	107
Lakóházépítkezés	97	99
Szolgáltatások	100	100
Nem tartós fogyasztási cikkek forgalma	101	100
Tartós fogyasztási cikkek forgalma	101	102
Forgóeszközök értéke (mezőgazdaság nélkül)	100	91
A bruttó nemzeti termék árindexe	194	31

4.4. Friend és Taubman Egyesült Államokra szerkesztett modellje [6]

A modell — szerzőinek gondolatmenete szerint — azt kívánta bizonyítani, hogy a nemzeti jövedelem és komponenseinek rövidtávú előrejelzésére néhány egyenletből álló kis modellek is alkalmasak. A szerzők a modellt félévenként megfigyelt adatokra építették, melyekben a negyedéves szezonális hullámzás már kiegyenlítődik.

A modell az 1953—1960. éves periódus féléves adatain, 16 megfigyelésen épült, az idősort a megfigyelések első differenciái alkotják. A kis modell csupán 4 sztochasztikus összefüggést tartalmaz.

A szabadságfokok szerint kiigazított teljes determinációs együtthatók közül ket tőnek az értéke 0,8 felett van; kettőnek az értéke a 0,7—0,8 intervallumba esett. Kedvezők a paraméterek standard hibaszámítási eredményei is: a tíz becsült paraméter közül egynek a standard hibája a paraméterértékkel egyezik, a többié ennél kisebb. A reziduumok autokorrelációjára vonatkozólag nem közöltek adatokat.

Ex-post forecast-ot a modellel 1961-re és 1962-re végeztek; ezzel a változók féléves növekedését vagy csökkenését jelezték. Az 1961. II. félévi és az 1962. I—II. félévi eredmények például a következő képet nyújtják:

Endogén változó	Előrejelzett értékek a tényadat %-ában		
	1961. II.	1962. I.	1962. II.
Nemzeti jövedelem	109	120	74
Fogyasztás	149	120	79
Nem-mezőgazdasági beruházások	83	71	82
Lakásépítés	77	.	23
Nem-mezőgazdasági forgóeszközök	100	171	82
Kormányzati kiadások	100	100	100

4.5. Az Evans-féle, Egyesült Államokra szerkesztett modell [4]

Evans az 1948—1962. évi időszak negyedéves adataira építette modelljét, mely 29 sztochasztikus összefüggést tartalmaz. A szabadságfok szerint kiigazított teljes determinációs együtthatók ebből 13 esetben 0,9 fölötti értékek, 5 esetben 0,8—0,9 intervallumban, 2 esetben 0,7—0,8 intervallumban, további 8 esetben 0,6—0,7 intervallumban helyezkednek el. Egy esetben 0,55 az együttható értéke.

A modell 84 becsült paramétere közül csak egy inszignifikáns. Ezt az átlagon felüli jó eredményt a reziduumban mutatkozó erős autokorreláció rontja le. A 29 Durbin—Watson-koefficiens közül csak tíz oly akad, amely kétségtelen autokorrelációmentességre enged következtetni; az esetek kétharmadában igen erős pozitív autokorreláció, egyetlen esetben negatív autokorreláció mutatkozik.

A modell 1964-ben utólagos előrejelzések tárgya volt ugyan, de ennek eredményét a tanulmány nem közli.

4.6. Pavlopoulos Görögországra konstruált modellje [18]

A görög nemzetgazdaságra többen dolgoztak már ki modellt; így D. S. Suits [20], valamint Adelman és Chenery [1]. Pavlopoulos modelljének megfigyelési időszaka az 1949—1959. évi periódus (11 éves megfigyelés).

A szabadságfokok szerint korrigált többszörös determinációs együtthatók a 12 sztochasztikus egyenlet közül 11 esetben 0,9 fölötti értékek; egy esetben 0,8—0,9 intervallumban helyezkedik el.

A modell struktúráját 30 becsült paraméter alkotja. Az eredmények ebben a vonatkozásban is rendkívül kedvezőek: csak egy egyenletben találunk inszignifikáns paramétert. A Neumann—Hart-féle mutatóval végzett vizsgálat sem pozitív, sem negatív autokorrelációt nem mutatott ki.

Utólagos előrejelzés a vizsgálati időszakot követő két évre: 1960-ra és 1961-re történt a modellel, éspedig a modellnek mind strukturális, mind redukált formájával.

A redukált egyenletrendszer nyolc endogén változójának 1960. és 1961. évi tényleges és jelzett értékeit az alábbi táblázat hasonlítja össze:

Endogén változó	Becsült értékek az 1960. évi tényleges érték %-ában	Becsült értékek az 1961. évi tényleges érték %-ában
Fogyasztás	99	101
Mezőgazdaságban keletkező jövedelem	100	100
Mezőgazdasági termékek külföldi fogyasztása	102	107
Bruttó mezőgazdasági termékek árindexe	99	106
Fogyasztói árindex	99	102
Import	99	94
Bruttó nemzeti termék (mezőgazd. kivételével)	98	101
Nemzeti jövedelem	99	100

Az utólagos előrejelzés a táblázat adatai alapján feltétlenül sikeresnek mondható.

4.7. A Barczak—Ciepielewska—Jakubczyk—Pawlowski-féle második lengyel modell [2]

A modell — egy 1964-ben publikált korábbi kísérleti modell folytatásaképpen — az 1950—1964. évi időszak éves megfigyelésein alapul. A 12 sztochasztikus egyenletből az R^2 0,9 fölötti érték hét egyenletben; egy egyenletben 0,8—0,9 között, egy egyenletben 0,7—0,8 között, valamint két egyenletben 0,6—0,7 között van a teljes determinációs együttható értéke. Mindössze egy egyenletben nem sikerült kapcsolati szorosságot kimutatni a változók között ($R^2 = 0,27$).

A 26 becsült paraméter közül mindössze kettő inszignifikáns; két esetben a hiba ugyanakkora mint a paraméter. A modell az autokorreláció vizsgálatát nem a megszokott módon végzi: ún. elsőrendű autokorrelációs együtthatókat (współczynniki autokorelacji) számít; ez a reziduum-idősor és az egy évvel késleltetett reziduum-idősor korrelációját mutatja. Három egyenlet esetében mutatkozik szignifikáns autokorreláció.

A modell az előrejelzés kérdését is a szokott módszertől némileg eltérően kezeli, minthogy az előrejelzést lényegében az endogén változók trendjének extrapolációjával hajtja végre. Először meghatározzák az egyes endogén változók trendfüggvényeit; vizsgálatuk szerint a legtöbb változó trendje exponenciális. A trendeket az 1965—1968. évi időszakra extrapolálták; ez a művelet az 1965. és 1966. év vonatkozásában ex-post prognózis, minthogy ezekre az évekre vonatkozólag a tényszámok már rendelkezésre álltak, s így az összehasonlítási lehetősége megvolt. Magával a „kauzális modellel” a szokott módon ex-post előrejelzést a szerzők nem végeztek; e helyett viszont a kauzális modell és az általuk „fejlődési tendenciák modelljének” nevezett trend-modell „pontosságát” hasonlították össze. Az összehasonlítás céljára a φ^2 értékeket ($\varphi^2 = 1 - R^2$), valamint a „véletlen változás együtthatóit” (az ún. c -együtthatókat: a reziduumok standard eltéréseinek és a függő változó átlagértékének hányadosai) használták fel; tehát a φ^2 és a c együtthatókat mindkét „modellre”,

tizenkét endogén változóra nézve kiszámították, amikor is az értékek egyezése volt hivatva eldönteni a trend-extrapoláció pontosságát.

Az eredmények azt mutatták, hogy mind a φ^2 értékek, mind a c -együtthatók alacsonyabbak a kauzális modellben, mint a trend-modell esetében (az esetek kétharmadában), ami azt jelenti, hogy a kauzális modell a fejlődést pontosabban írja le, mint a trend-modell.

Az 1965–1966. évi extrapolált trendértékek és tényszámok egyes változók esetében (beruházás, nemzeti jövedelem, reálbér) erősen eltérnek; olykor a ± 5 , sőt ± 10 százalékos hibahatárt is meghaladják.

4.8. A Shishido—Kohno—Nagaya—Tanaka-féle japán modell [19]

A modell idősorai 48 megfigyelésre (az 1954–1965. évi időszak negyedéves adatai) épültek; 53 egyenlete közül a sztochasztikus összefüggések száma 23.

Csak 11 egyenletre nézve közlik a teljes determinációs együtthatók értékét. Kilenc esetben 0,9 fölötti, egy-egy esetben a 0,8–0,9 intervallumban, illetve a 0,7–0,8 intervallumban elhelyezkedő értéket találtak.

83 becsült paraméter alkotja az egyenletrendszer struktúráját. A 83 esetből csak két esetben (két egyenletben) fordul elő inszignifikáns paraméter.

A Durbin—Watson-koefficiensek a reziduumok autokorrelációját mutatják. 5 százalékos szignifikancia-szinten az esetek kétharmadrészében erős autokorreláció fordul elő.

Ex-post prognózist a minta-időszakon túlmenően két évre végeztek a modellel. A közölt számananyag alapján a becsült értékek és a tényszámok százalékos eltérése nem állapítható pontosan meg, de úgy tűnik, hogy az eltérések az 5 százalékos hibahatárt nem lépték túl.

4.9. Gallaway és Smith Egyesült Államokra kidolgozott modellje [7]

A modellnek mindössze három sztochasztikus egyenlete van; az 1948–1957. évi időhorizontot átfogó idősor 40 megfigyelést ölel fel. Az idősort a szezonális hatástól megtisztított adatok első differenciái alkotják.

A teljes determinációs együtthatók (R^2) viszonylag alacsony számértékek; a megfigyelések számát véve azonban figyelembe, csak egy van az 5%-os szignifikanciaszint alatt.

A modellnek mindössze 5 becsült paramétere van. A standard hiba nagysága minden esetben a paraméterérték alatt marad.

Az autokorreláció mérésére a Durbin—Watson-féle mutatót használták fel. Az együtthatókat nem közlik; megállapításuk szerint azonban a három egyenletből két esetben a reziduumok autokorreláció-mentessége állapítható meg, míg egy esetben a teszt nem ad megbízható választ.

A modellel 1958. négy évnegyedére vonatkozólag végeztek ex-post forecast-ot. Az „előrejelzett” értékeket a tényszámok százalékában tüntetve fel, 1958. négy negyedévére vonatkozólag a nemzeti jövedelem változója — három komponens változó összegeként — a következő képet mutatja:

1958. I. negyedév:	102%
1958. II. negyedév:	98%
1958. III. negyedév:	100%
1958. IV. negyedév:	100%

Az eredmények igen kedvezők. A modell azonban nagyfokú aggregáltsága folytán, inkább csak sikeres módszertani kísérletnek tekinthető annak illusztrálására, hogy a nemzeti jövedelem komponenseinek egyes predeterminált változók korábbi értékei alapján történő előrejelzése a nemzeti jövedelem előrejelzésére sikeresen használható. A sikeres előrebecslést némileg bizonytalanná teszi, hogy az R^2 értékek a becslés során igen alacsonynak mutatkoztak (0,23, 0,40 és 0,42). Ehhez képest az előrejelzés és a tényszámok nagyfokú egyezése valóban meglepő, de nem meggyszó.

4.10. Leser írországi modellje [15]

A 15 éves megfigyelésen alapuló modell (1948/49-től 1963/63-ig) hat sztochasztikus összefüggést tartalmaz. A teljes determinációs együtthatók a hat egyenlet közül kettőben 0,7 fölötti számértékek; két esetben 0,6–0,7 között, két további egyenlet esetében 0,4–0,5 intervallumban foglalnak helyet. 5 százalékos szignifikancia-szinten ez a két mutató nem szignifikáns.

Tizenegy becslőt paraméter közül 2 paraméter standard hibája haladja meg a paraméter értékét. Autokorreláció-vizsgálatról viszont a modellben nem történik említés.

A modellel az 1963/64 pénzügyi évre végeztek ex-post forecast-ot a következő eredménnyel:

Endogén változó	Becsült eredmények a tényszámok %-ában
Lakosság fogyasztása	92
Közületi fogyasztás	84
Bruttó állótőkeberuházás	95
Export	122
Import	97
Bruttó nemzeti termék	101

A közületi fogyasztás és az export kivételével a változók értéke a ± 10 százalékos hibahatárt nem haladja meg.

4.11. Klein hosszútávú japán növekedési modellje [14]

L. R. Klein modellje az 1878–1937-ig terjedő periódus öt éves időszakokra számított adatai alapján becsülte meg Japán gazdasági növekedésének jellemzőit. Tíz egyenlete közül nyolc sztochasztikus összefüggés; változóinak száma 16. A modell becsült eredményei igen jók. A 8 teljes determinációs együttható közül ötnek az értéke 0,9 fölött van; kettőé a 0,7–0,9 intervallumba esik, míg egy esetben 0,65.

Hasonlóképpen kedvezően alakultak a t -hányadosok is; mind a kilenc paraméter szignifikáns. Autokorreláció-vizsgálatok eredményét a cikk nem közli.

Ex-post forecast-ot végeztek az 1953–57. évi öt éves időszakra, amikor Japán már kiheverte a második világháború okozta gazdasági megrázkódtatásokat. Az „utólagos előrejelzés” attól függően adott igen különböző eredménye-

ket, hogy a predeterminált változók értékének meghatározásakor a világháborús éveket beszámítják-e vagy nem. Az utóbbi változat esetén az *ex-post* forecast eredményei kedvezőbbek és a következő képet mutatják:

Endogén változók	Becsült értékek az 1953—57. évi ténytűszámok %-ában
Őstermelő ágazatok nettó termelése	109
Egyéb ágazatok nettó termelése	123
Nettó termelés összesen	120
Munkaerő az őstermelő ágazatokban	113
Munkaerő az egyéb ágazatokban	88
Összes munkaerő	100
Élelmiszer-import	115
Népesség szaporodása	100

Az eredmények tanúsága szerint a modell a fejlődés ütemét (egy változó kivételével) túlbecsülte. Ugyancsak egy eset kivételével a becült értékek és tényszámok eltérése a ± 20 százalékos hibahatáron belül van.

4.12. N. *Islam pakisztáni modellje* [10]

A modellt az 1951/52—1959/1960. évi időszakra dolgozták ki. Tipikus példája egy fejlődő országra kidolgozott modellnek. Megbízhatóságát erősen befolyásolják adatbázisának fogyatékoságai. Idősorai csak 11 évet ölelnek fel; ez a becslési eredményeken is meglátszik. Bár a modell 50 egyenlet segítségével identifikált, ebből csak 20 a sztochasztikus összefüggések száma; változóinak száma 62.

A hús R^2 érték közül három 0,9 fölött van; a 0,7—0,9 intervallumba esik ugyancsak három, a 0,5—0,7 intervallumba öt. Három további együttható a 0,3—0,5 között, hat másik együttható pedig 0,3 érték alatt helyezkedik el. Az utóbbi két esetben az együtthatók inszignifikánsak.

A paraméterek standard hibája 24 paraméterérték alapján vizsgálható. Inszignifikáns ezek között mindössze négy.

Autokorreláció-vizsgálat és utólagos előrejelzés a modellel nem történt.

5. Az alábbiakban táblázatba foglaltuk a nem-prediktív tesztek eredményét.

5.1. Az I. sz. táblázat a teljes determinációs együtthatók alakulását mutatja abban a tíz egyenletben, amelyben a tizenkét kiválasztott modell közül ez értelemszerűen vizsgálható volt.

A vizsgált 142 teljes determinációs együttható közül mindössze 13 minősült inszignifikánsnak, ami az eseteknek 9 százalékát teszi ki. (Ha a mintából az Islam-féle pakisztáni modellel elhagynánk, az inszignifikáns paraméterek mindössze 3,3 százalékot tennének ki). Az esetek 50 százalékában 0,9 fölötti érték mutatkozott, ami a változók igen szoros kapcsolatára utal; 0,7—0,9 intervallumban elhelyezkedő érték az esetek 75 százalékában, míg 0,5—0,9 közötti az esetek 89 százalékában fordult elő.

I. sz. tábla
Az R² értékek (*-gal jelölt; inszignifikáns)

Modell megnevezése	Összes becsült R ² értékek		0,90 fölötti értékek		0,70—0,89 közötti értékek		0,50—0,69 közötti értékek		0,30—0,49 közötti értékek		0,30 alatti értékek	
	szám	%	szám	%	szám	%	szám	%	szám	%	szám	%
1. Klein— Goldberger
2. Klein—Ball— Hazlewood— Vandome	31	100	22	71	8	26	1	3	—	—	—	—
3. T. C. Liu	17	100	10	59	6	35	—	—	1	6	—	—
4. Friend— Taubman	4	100	—	—	4	100	—	—	—	—	—	—
5. Evans	29	100	13	45	7	24	9	31	—	—	—	—
6. Pavlopoulos	12	100	11	92	1	8	—	—	—	—	—	—
7. Pawlowski	12	100	7	58	2	17	2	17	—	—	1*	8
8. Shishido	—	—	.	.
9. Gallaway— Smith	3	100	—	—	—	—	—	—	2	67	1*	33
10. Leser	6	100	—	—	2	33	2	33	2*	33	—	—
11. Klein, japáni modell	8	100	5	63	2	25	1	12	—	—	—	—
12. Islam	20	100	3	15	3	15	5	25	3*	15	6*	30
Összesen	142	100	71	50	35	25	20	14	8	5,5	8	5,5

5.2. A t-hányadosok (a paraméterek és standard hibáik hányadosai) értékét a II. sz. táblázat tünteti fel.

II. sz. tábla
A paraméterek és standard hibáik hányadosai (t-hányadosok)

Modell megnevezése	1 alatti értékek		1—2 intervallumban elhelyezkedő értékek		2—3 intervallumban elhelyezkedő értékek		3 fölötti értékek		Összes paraméter	
	száma	%	száma	%	száma	%	száma	%	száma	%
1. Klein— Goldberger	2	6	12	33	6	17	16	44	36	100
2. Klein—Ball— Hazlewood— Vandome	40	25	30	19	20	12	72	44	162	100
3. T. C. Liu	9	14	17	27	9	14	28	45	63	100
4. Friend— Taubman	—	—	1	10	2	20	7	70	10	100
5. Evans	1	1	2	2	16	19	65	78	84	100
6. Pavlopoulos	1	3	8	27	5	17	16	53	30	100
7. Pawlowski	2	8	5	19	4	15	15	58	26	100
8. Shishido	2	2	14	17	10	12	57	69	83	100
9. Gallaway— Smith	—	—	1	20	2	40	2	40	5	100
10. Leser	2	18	2	18	2	18	5	46	11	100
11. Klein, japáni modell	—	—	1	11	1	11	7	78	9	100
12. Islam	4	17	6	25	4	17	10	41	24	100
Összesen	63	12	99	18	81	15	300	55	543	100

A tizenkét kiválasztott modellnek összesen 543 paramétere került vizsgálat alá. Inszignifikáns volt ezeknek mintegy 1/8 része (12 százalék). Ha a paramétert csak akkor tekintjük szignifikánsnak, ha értéke a standard hibának több mint kétszerese (vagyis a t -hányados értéke 2 feletti szám), akkor az inszignifikáns paraméterek száma 30 százalék, vagyis a paraméterek közel egyharmadrésze.

5.3. Az autokorrelációs mutatók eredményeit a III. sz. táblázat mutatja. A vizsgált tizenkét modell közül csak nyolc modell esetében közöltek autokorrelációs mutatókat, úgyhogy vizsgálatunk bázisát mindössze 146 autokorrelációs mutató szolgáltatta. Ha ebből a szempontból nézzük a modelleket, egyes modellekben meglepően magas százalékarányt juttatnak kifejezésre az autokorrelációt mutató egyenletek (olykor 60–70 százalék); sokszor éppen ott, ahol a t -hányadosok igen kedvezően alakultak (példa erre az Evans-féle modell és a Shishido-féle modell) [4], [19].

III. sz. tábla¹

Autokorreláció a modellekben

Modell megnevezése	Az autokorrelációs mutatók száma	Emek alapján megállapítható			Az egyenletek hány %-ában fordul elő
		pozitív	negatív	összes	
		autokorreláció			
1. Klein – Goldberger	15	3	—	3	20
2. Klein – Ball (Oxford)	31	19	—	19	61
3. T. C. Liu	21	1	—	1	5
4. Friend – Taubman
5. Evans	29	18	1	19	66
6. Pavlopoulos	12	—	—	—	—
7. Pawlowski	12	3	—	3	25
8. Shishido	23	15	1	16	70
9. Gallaway – Smith	3	—	—	—	—
10. Leser
11. Klein (Japán)
12. Islam
Összesen	146	59	2	61	42

Az egyes modellekkel végzett ex-post forecast eredményeit nem látszott célszerűnek táblázatban összefoglalni. A részleges eredmények azt mutatják, hogy a tényleges és „előrejelzett” érték a változók többségében a ± 10 százalékos hibahatáron belül van. Gyakoriak azonban az ennél nagyobb eltérések is, főleg olyan változók esetében, amelyeknek alakulását természeti vagy konjunkturális, illetve világgazdasági hatások befolyásolják.

6. A fenti mutatószámok alapján sem könnyű végérvényes következtetéseket levonni a modellek becslési jósága tekintetében. A kedvezőtlen becslési eredményekben általában a specifikáció hibái jutnak kifejezésre; egyik esetben a paraméterek inszignifikanciájában, másik esetben autokorrelációban. Így fordulhat elő, hogy egy-egy egyenlet valamelyik mutató vonatkozásában kedvező, egy másik mutató tekintetében ugyanakkor kedvezőtlen képet mutat.

A becsült mutatószámok közül a teljes determinációs együtthatók és a t -hányadosok kedvezően alakultak, magas azonban az autokorrelált reziduuumokat feltüntető egyenletek számaránya. Valószínű azonban, hogy a választott kis minta alapján ez a kérdés nem dönthető el teljes érvénnyel; annál inkább, mert feltételezhető, hogy az első differenciákon alapuló legkisebb négyzetek módszerével becsült, előrejelzés céljára konstruált modellek (Gallaway—Smith és Leser modelljei) nem tartalmaznak autokorrelációt. Az autokorrelált reziduuumokat tartalmazó egyenletek számaránya azonban még ebben az esetben is közel 40 százalékot tenne. A jövőre nézve az volna a helyes, ha a paraméterbecslési eljárás megválasztásakor fokozott szerephez jutnának az autokorrelációt figyelembe vevő becslési módszerek (így az első differenciákon alapuló legkisebb négyzetek és az általánosított legkisebb négyzetek módszerei). Vizsgálatunk szempontjából pedig a kiválasztott minta növelése és újabb modelleknek a vizsgálat körébe való bevonása látszik szükségesnek ahhoz, hogy általánosabb érvényű ítéletet mondhassunk a modellek becslési jósága tekintetében. Ismételten hangsúlyozzuk azonban, hogy a modell jóságának a becslés jósága csupán egyik attribútuma, és a modell információtartalmának is hozzá kell járulnia ahhoz, hogy a modell valóban jó modell legyen.

(Beérkezett: 1971. május 27.)

IRODALOM

1. ADELMAN, I.—CHENERY, H. B.: Foreign aid and economic development: the case of Greece. *The Review of Economics and Statistics*, 1966. február. 1—19. o.
2. BARCZAK, A.—CIEPIELEWSKA, B.—JAKUBCZYK, T.—PAWLOWSKI, Z.: Model ekonometryczny gospodarki Polski ludowej. Warszawa, 1968. Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
3. CHRIST, C. F.: *Econometric models and methods*. New York, 1967. John Wiley and Sons.
4. EVANS, M. K.: Multiplier analysis of a post-war quarterly U. S. model and a comparison with several other models. *The Review of Economic Studies*, 1966. október. 337—359. o.
5. FISHER, R. A.: *Statistical Method for Research Workers*. London, 1954.
6. FRIEND, I.—TAUBMAN, P.: A short-term forecasting model. *The Review of Economics and Statistics*. 1964. augusztus. 229—236. o.
7. GALLAWAY, L. E.—SMITH, P. E.: A quarterly econometric model of the United States. *Journal of the American Statistical Association*. 1961. június. 379—383. o.
8. HALABUK L.—HULYÁK K.—NYÁRY Zs.—VITHALM Z.: Az M-2. modell: becslés és struktúra. *Laboratóriumi Munkanyagok*, 10. sz. Budapest, 1970. KSH.
9. HAZLEWOOD, A.—VANDOME, P.: A post-mortem on economic forecasts for 1959. *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, 1961. 1. sz. 67—81. o.
10. ISLAM, N.: A short-term model for Pakistan economy. Pakistan Branch of Oxford University Press. Lahore, 1965.
11. KLEIN, L. R.—BALL, R. J.—HAZLEWOOD, A.—VANDOME, P.: *An econometric model of the United Kingdom*. Oxford, 1961. Basil Blackwell.
12. KLEIN, L. R.—GOLDBERGER, A. S.: *An econometric model of the United States 1929—1952*. Amsterdam—London, 1955. North Holland Publishing Co.
13. KLEIN, L. R.—HAZLEWOOD, A.—VANDOME, P.: Re-estimation of the econometric model of the U. K. and forecasts for 1961. *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, 1961. 1. sz. 49—66. o.
14. KLEIN, L. R.: A model of Japanese economic growth, 1878—1937. *Econometrica*, 1961. 3. sz.
15. LESER, C. E. V.: The role of macro-economic models in economic forecasting. *Econometrica*, 1966. 4. sz. 862—872. o.

16. LIU, T. C.: An exploratory quarterly econometric model of effective demand in the postwar economy. *Econometrica*, 1963. 3. sz. 301—348, p.
17. NYÁRY ZS.—KOTÁSZ GY.-NÉ: Sztochasztikus makromodellek néhány jellemző tulajdonsága. *Laboratóriumi Munkaanyagok*. 1. sz. Budapest, 1966. KSH.
18. PAVLOPOULOS, P.: A statistical model for the Greek economy 1949—1959. Amsterdam, 1966. North Holland Publ. Co.
19. SHISHIDO, S.—KOHNO, A.—NAGAYA, S.—TANAKA, S.: Use of national accounts for a short-term econometric model: 1954—1966. *The Review of Income and Wealth*. 1968. 3. sz. 277—309. p.
20. SUITS, D. B. An econometric model of the Greek economy. Center of Economic Research, Athens, 1964.
21. THEIL, H.: Applied economic forecasting. Amsterdam, 1966. North Holland Publishing Co.

ESTIMATION AND FORECASTING: COMPARISON OF SOME ECONOMETRIC MODELS

Seeing the numerical increase of econometric models we can raise the question of the reliability of the models with a special actuality. When is an econometric model „good”? The „goodness” of the model means first of all that the model has defined the most prominent economic relationships adequately. This, however, cannot be numerically measured; we must rest satisfied with the examination of the significance of the model's estimated indices relying on standard tests.

The test-processes examining the „estimation reliability” of the model are so-called predictive and non-predictive tests. The examination of the squared multiple correlation coefficient (R^2), the standard error of parameters and the auto-correlation of the residuals can be included in the former. The later examines the stability of the model over the basic period applying the method of econometric forecasting. On the basis of the results of test-processes a comparison of models can also be attempted.

Further on twelve, mostly medium sized econometric models will be examined and compared, according to the indices just mentioned. We have also summarized the results of non-predictive tests in tables. Table I shows the value of the squared multiple correlation coefficient (R^2), Table II shows the significance of parameters (by means of the quotients of the parameters and their standard error, the so-called t -quotient) and Table III examines the auto-correlation of residuals.

The results of the ex-post forecast, performed by the models are discussed in detail. The „forecasted” value and the actual number has been compared by expressing the forecasted value as a percentage of the actual number for each variable.

The results of this comparison enable us to draw the following conclusions:

1) The estimated indices lie within permissible error in the majority of cases. It occurs, however, that the „estimation reliability” of the model shows favourable for one index, and unfavourable for another.

2) In the case of the examined models 9 per cent of the squared multiple correlation coefficients (R^2), but 12 per cent of the parameters have been insignificant. Auto-correlation could be pointed out in 42 per cent of the cases.

3) The results of the predictive test show that with the majority of variables the difference between the actual and forecasted value is within ± 10 per cent error. Greater differences often occur, too, mostly in the case of variables being influenced by natural or business cycle effects.

ОЦЕНКА И ПРОГНОЗ: СРАВНЕНИЕ НЕКОТОРЫХ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ

С ростом числа эконометрических моделей все острее возникает вопрос надежности этих моделей. Когда является эконометрическая модель «хорошей»? То, что данная модель «хорошая», в первую очередь означает, что она хорошо оформляет наиболее важные соотношения народного хозяйства. Однако это не сможет измерять численно, значит, мы должны удовлетворяться анализом значимости — на основе стандартных тестов — показателей модели.

Тест-методы — которые проверяют «правильные оценки» моделей — являются так называемыми непредиктивными тестами. К первым относится изучение коэффициента полной детерминации, стандартной ошибки параметров и автокорреляции резидуумов. А последняя — используя метод эконометрической оценки — изучает стабильность модели после базисного периода. По результатам тест-методов можно пытаться сравнивать разные модели. В дальнейшем — по перечисленным показателям — анализируются и сравниваются двенадцать эконометрических моделей, в основном средней величины. Результаты непредиктивных тестов мы собрали в форме таблицы. Таблица I показывает значения коэффициентов полной детерминации, таблица II содержит показатели значимости параметров (с помощью частных значений параметров и их стандартных ошибок, так называемых t -частных), а таблица III изучает автокорреляции резидуумов.

Подробно излагаются результаты «последующей оценки» (ex-post forecast), проведенной с помощью различных моделей. Сравнение «прогнозированного» значения и фактического данного произвели таким образом, что для каждой переменной прогнозированной значение выражали в процентах от фактического данного.

На основе произведенных анализов можно пытаться сделать следующие выводы:

1. Оцененные показатели в большинстве случаев находятся в рамках допустимой погрешности. Все-таки бывало, что «правильность оценки» данной модели по одной из показателей казалась хорошей, а по второй нехорошей.

2. В числе анализированных моделей 9% коэффициентов полной детерминации было незначимым 12%, оцененных параметров. Автокорреляция оказалась в 42% случаев.

3. Результаты предиктивного теста показывают, что для большинства перспективных оцененное и фактическое значения внутри ± 10 процентного предела погрешности. Однако бывают расхождения и больше этого, в основном в случае таких переменных, которые изменяются под влиянием природных или конъюнктурных факторов.