

II.3. Fogyasztás, megtakarítás, pénzkereslet

A második rész bevezetőjében elmondottak alapján kiinduló hipotézisem, hogy a lakossági fogyasztás időbeli alakulásának leírására alkalmas a tágran értelmezett permanens jövedelem/életciklus elmélet, amennyiben a fogyasztó költségvetési korlátja nem statikusan "kemény", megfigyelhető a fogyasztás időbeli allokációja, a fogyasztás nemcsak a folyó jövedelemtől hanem az életpályavagyontól, a "permanens jövedelemtől" is függ. Az elmélet következtetéseit nem a fogyasztási piac krónikus hiánya avagy egyensúlytalansági állapota módosítja - ennyiben elvetem a Barro-Grossman modellt - hanem a hitelekhez való hozzájutás korlátozottsága, a gazdaság alulmonetizáltsága, a lakásvagyonnak a fogyasztói vagyonban való túlsúlya; és ebből következően a megtakarításnak a fogyasztás allokálásában betöltött korlátozott szerepe. A fogyasztás alakulása nem ad magyarázatot sem az úgynevezett "pénzmegtakarítás" sem a pénzkereslet alakulására. A fogyasztás pályáját alapvetően a fogyasztónak a fogyasztás által is befolyásolt "hosszú távú" vagyonpályája, a pénzkeresletet alapvetően a fogyasztó likviditási igénye határozza meg - mindkét esetben a korlátozott tőkepiacnak megfelelő módosítókkal.

A különböző modellek közti választásban ebben e fejezetben különösen nagy szerep jut a specifikációelemzésnek, mivel éppen az egyes modellek statisztikai elégtelenségei és az elmélet sugallatai alapján próbálok jól interpretálható empirikus modell(ek)hez eljutni, a konstruktív modellépítés elvét követve (v.ö. I.rész bevezetője). A dolgozat alapcélkitűzésének megfelelően mindezek során a fogyasztási modelleknek jut a prioritás, a pénzkeresleti modelleket inkább csak az ezzel kapcsolatos félreértések tisztázása miatt vizsgálom.

A fogyasztási pálya empirikus elemzéséhez kétféle adatbázis állt rendelkezésemre: egyrészt az 1960-1986 évekre vonatkozó éves adatok, másrészt az 1979-1986-os periódusra havi adatok is (az adatokat és részletes leírásukat a Függelék S4-S5 táblázatai tartalmazzák). A kétféle adatbázis eltérő tartalma nem teszi lehetővé ugyanazon modellek specifikálását. Az éves idősorok "nagyobb választékának" előnyét "ellensúlyozza" az idősorok viszonylagos rovidsége. Hosszabb idősor alkalmazását nemcsak a statisztikai források elégtelensége miatt vetem el, hanem mivel időben visszafele haladva - a magyar gazdaságtörténet ismeretében - logikailag irreleváns lenne ugyanazon - változatlan struktúrájú - modell feltételezése. A havi idősorok által kínált bőséges információt, ami elsősorban nagyon finom dinamikus struktúra elemzését teszi lehetővé nemcsak a "választék" szűkössége, hanem a havi idősorok korábban említett tartalmi problémái is erősen korlátozzák. A továbbiakban a változók "megnevezése" az "Elméleti fogalmak..." című fejezetben kifejtettekkel van összhangban, tehát külön nem említem mit értek fogyasztás, megtakarítás, jövedelem, "pénzmegtakarítás" és pénzkereslet alatt.

A különböző szimultán hazai makromodellekben és disequilibrium típusú megközelítésekben játszott jelentős szerepük miatt nem kerülhető meg a "korai empirikus kísérletek"-ként aposztrofált fogyasztási-megtakarítási függvények szembesítése a magyar adatokkal. E modellek számos esetben, mint "pénzmegtakarítási" - azaz a pénzügyi vagyon bruttó éves növekményét magyarázó - függvények jelennek meg a szakirodalomban (Mellár-Rappai 1987, Riecke 1985, Portes-Winter 1978, Simon 1978) - ami az értelmezés már említett problémái miatt elméletileg nem feltétlenül indokolható, de a modellek a specifikációelemzés szempontjából mégis ebbe a vizsgálati körbe sorolandók.

Az I/1 fejezetben tárgyalt "keynesi", "életciklus" és "per-

manens jövedelem" modelleszaládból emelek ki egy-egy reprezentáns - gyakran használt- modelltípust:

a) "Keynesi típusú" modelleszalád: a folyó jövedelem alakulása minden lényeges információt tartalmaz a fogyasztás alakulásáról*:

(*) Az előző fejezetekkel ellentétben a nagybetűk eleve a változók reálértékeire utalnak, míg a kisbetűket fenntartom a változók logaritmusának jelölésére.

KY-modell (v.ö. I/1 fejezet (1.1.1))

$$(2.3.1) \quad C_t = a_1 + a_2 Y_t,$$

ahol C a fogyasztás, Y a jövedelem. A keynesi modell - mint a fogyasztás alakulását leíró korrekt függvény - becslését valóban mindössze az indokolja, hogy számos tanulmányban, tankönyvben és makromodellben még ma is ez szerepel, mint a fogyasztás adekvát modellje, noha korábban elemzett elméleti és empirikus tulajdonságai alapján - rövid és hosszú távú viselkedés egybeesése, vagyonhatás hiánya - kizárt, hogy a fogyasztás időbeli alakulását, elsősorban a hosszú távú pálya körüli ingadozását kielégítő módon írja le.

Friend és Mack 1946/48-ban konstruált modelljét értelmezhetjük úgy, mint a "vagyonhatás" bekapcsolására tett kísérletet, amennyiben a jövedelemmegváltozás hatása két évre elosztva jelentkezik:

FM-modell

$$(2.3.2) \quad C_t = a_1 + a_2 Y_t + a_3 \Delta Y_t.$$

A rövid távú fogyasztási határhajlandóság (mpc):

$$mpc = a_2 + a_3$$

míg a "hosszú távú", amely két periódus alatt jut érvényre a_2 . Ha a vagyonhatás hipotézise helyes, akkor a rövid távú fogyasztási hajlandóság alacsonyabb a hosszú távúnál, azaz a_3 negatív.

b) Az életciklus hipotézist az empirikus modellező Modigliani ugyanolyan "fantáziátlan" - éppen a várakozások és a megtakarítás szabályozó szerepét negligáló - kényszerzubbonyba kényszerítette, mint Keynes modelljét a "fantáziátlan tanítványok". Az Ando-Modigliani modell az életciklus elméletből mindössze annyit közvetít, hogy a háztartás már meglévő nettó vagyona is szerepet játszik a fogyasztás alakulásában:

AM-modell (v.ö. I/1 fejezet (1.1.5)):

$$(2.3.3) \quad C_t = a_1 + a_2 Y_t + a_3 A_{t-1}$$

ahol A_{t-1} , a háztartások nettó vagyona általában statisztikailag nem megfigyelhető változó, legfeljebb - fejlett pénzügyi közvetítő rendszerrel rendelkező gazdaságban, ahol feltételezhető a lakossági befektetéseken belül a pénzügyi közvetítők túlsúlya - a nettó pénzügyi vagyonnal lehetne közelíteni (ilyen volt Tobin 1952-es modellje). Mivel egy mienkéhez hasonlatos alulmonetizált gazdaságban ez a megoldás nem kielégítő, plauzibilisnek tűnik a változók dinamikáját is jobban kifejező a változók differenciáin alapuló változat alkalmazása:

$$(2.3.4) \quad C_t = a_1 + a_2 Y_t + a_3 A_{t-1}$$

$$- (C_{t-1} = a_1 + a_2 Y_{t-1} + a_3 A_{t-2})$$

$$\Delta C_t = a_2 \Delta Y_t + a_3 \Delta A_{t-1}$$

Figyelembe véve, hogy a vagyonváltozás a modell mozgásegyenletéből következően éppen megegyezik az el nem fogyasztott jöve-

delemmel, azaz a megtakarítással (S_t):

$$(2.3.5) \quad \Delta A_{t-1} = Y_{t-1} - C_{t-1} = S_{t-1}$$

Kapjuk:

AM-HT modell:

$$(2.3.6) \quad C_t = a_2 \Delta Y_t + a_3 Y_{t-1} + (1-a_3) C_{t-1},$$

illetve a megtakarításokra átfogalmazva

$$(2.3.7) \quad S_t = (1-a_2) \Delta Y + (1-a_3) S_{t-1},$$

amit azért nevezünk AM-HT modellnek, mivel formailag tökéletesen megegyezik Houthakker és Taylor (1970) a keresleti modellek elemzése során már említett dinamikus alkalmazkodási modelljével. A modellben a konstans az életből következően zérus, a rövid távú fogyasztási határhajlandóság:

$$mpc = a_2,$$

a hosszú távú pedig:

$$mpc^{\infty} = (a_2 - a_2 + a_3) / (1 - (1 - a_3)) = 1,$$

Igy a megtakarítás hosszú távú határhajlandósága zérus, azaz a jövedelemváltozás - az életciklus hipotézissel összhangban - végsősoron fogyasztásváltozásban csapódik le.

A modellnek - a változók szintjeiben - nincs hosszú távú stationer megoldása. Ez egy általánosabb problémára is utal. A modellek növekményekre - avagy növekedési ütemekre - történő "transzformálása" becsléstechnikai szempontból általában kedvező, mivel csökkenti a változók közötti multikollinearitást, de a szinteket nem tartalmazó modellek nagy hátránya, hogy nincs stationárius megoldásuk.

A modellt mind a fogyasztásra mind a megtakarításra felírt formájában gyakran alkalmazzák. Ez utóbbit annyiban "kényelmesebbnek" érzem, hogy ekkor nincs a modell eredeti formájából következő paraméterrestrikció, míg fogyasztási modellként értelmezve a késleltetett jövedelem és fogyasztás paramétereinek összege éppen egy kell, hogy legyen. Ha a modellt Houthakker-Taylor "dinamikus alkalmazkodási" rendszeréből származónak tekintjük, akkor természetesen erre a megszorításra nincs szükség, és a hosszú távú fogyasztási határhajlandóság sem lesz feltétlenül egységnyi.

c) A permanens jövedelem hipotézisen nyugvó modellcsalád legegyszerűbb változatában a permanens jövedelmet geometriai súlyozású osztott késleltetésű modellel határozta meg Friedman, majd a Koyck-transzformáció után jutott a Friedman-Brown nevet viselő modellspecifikációhoz:

FB-modell (v. ö. I/1 fejezet (1.1.9)):

$$(2.3.8) \quad C_t = a_1 + a_2 C_{t-1} + a_3 Y_t.$$

A rövid távú fogyasztási határhajlandóság:

$$mpc = a_3,$$

a hosszú távú pedig:

$$mpc^{\infty} = a_3 / (1 - a_2).$$

Figyeljük meg, hogy az életciklus/permanens jövedelem modellek közös sajátossága, hogy a fogyasztás jövedelemalkalmazkodása, - a késleltetett endogén változó jelenléte miatt - csak hosszú távon megy végbe, azaz a hatások a "permanens jövedelem" illetve az "életvagyon" megváltozásán keresztül csak fokozatosan bontakoznak ki.

A fenti specifikációkból kiindulva egy korábbi kísérlet során megtakarítási függvényeket specifikáltam, kapcsolódni akarván a már említett "pénzmegtakarítási" irodalomhoz. E kísérlet során figyeltem meg, hogy az azonos struktúra ellenére a megtakarítási és a pénzmegtakarítási modell paraméterei szignifikánsan eltérnek egymástól (Király 1988). Ebből kiindulva kellett újra végiggondolni a két fogalom tartalmát, gazdaságfilozófiai és statisztikai háttérüket .

A fogyasztási modellek megtakarítási függvényé való transzformációját úgy végeztem el, hogy magyarázó változóként csak az egy főre jutó reálmegtakarítás illetve jövedelem szerepelt (Király 1988, magyarul: Körösi et al 1989 Függelék). Az elemzések végeredménye az alábbiakban foglalható össze:

- A teljes időszakra (1961-1986) egyik modell sem adott kielégítő eredményt, mindegyik tartalmazott legalább egy töréspontot (általában 1978-at), amit a specifikációanalízis során felmerülő problémák - autokorreláció, heteroszkedaszticitás, rosszul specifikált függvényforma - is jeleztek. Ezek az eredmények összhangban vannak Nadrai és szerzőtársai modelleredményeivel (Nadrai et al 1985); akik részletes specifikációelemzés nélkül - heurisztikus megfontolások alapján - külön becslést végeztek az 1968-82-es és az 1968-78-as időszakra, és látványosan eltérő paraméterbecsléseket kaptak.

- A második lépésben rövidített, 1961-78-ra kiterjedő időszakra végeztem el az elemzéseket, ahol mind az egyszerű keynesi, mind az AM-HT modell kielégítő specifikációnak bizonyult, és egyikből sem volt indokolt egy - az adott megközelítésben figyelembe vett - tágabb modell felé kimozdulni. A másikkal szemben azonban egyik sem bizonyult erősebbnek, azaz mindkét modell hordozott olyan további fontos információt, amit a másik modell nem. A mintaperióduson túli viselkedése mindkét modellnek gyenge volt, és egyértelműen kitűnt az is, hogy a

keynesi modell struktúrájánál fogva képtelen a fogyasztás ingadozását követni, azaz az eredmények nem voltak igazán meggyőzőek.

Az idősor megcsonkítása azonban az adatokban rejlő információ egy részéről való lemondást jelent, a modell előrejelzésre ezek után nem alkalmazható. A paraméterek állandóságának hiánya esetén lehetséges megoldás az úgynevezett változó paraméterű modellek alkalmazása (Neményi 1989), ami viszont a kiinduló elméleti modellkeret gyökeres módosítását jelenti. Egy másik lehetséges út a kiinduló modellspecifikáció módosítása - aminek irányát az szabja meg, hogy mit tartunk a félrespecifikáltság alapvető okának: a változók nem megfelelő megválasztását, kihagyott változót, a rossz dinamikus struktúrát, avagy a rosszul megválasztott függvényformát.

A modellek újbóli végiggondolása alapján megállapítottam, hogy a fogyasztási függvények megtakarítási függvényre történő transzformációja során akaratlanul olyan paramétermegszorításokat is alkalmaztam, amelyeket az eredeti modellek nem tartalmaztak. A kísérlet kudarcából okulva az újabb számítássorozatban már az eredeti fogyasztási függvényeket becsültem, első lépésben a fentebb megfogalmazott lineáris formában. A specifikációelemzés eredményeit (2.Táblázat) röviden össze lehet foglalni:

- A keynesi modell és bővített Friend-Mack-féle változata nem voltak mentesek sem az autokorrelációtól, sem a heteroszkedaszticitástól sőt, az eredeti keynes modell esetében a RESET és a Godfrey-Wickens próba egyértelműen téves függvény-specifikációra utaltak. Egyik modell esetében sem tudtuk elutasítani az 1978-ban bekövetkezett törést. Mindez téves dinamikus specifikációra rosszul megválasztott függvényformára, nem megfelelően megválasztott magyarázóváltozókra utal. A dinamikus specifikáció elégtelensége miatt egyik modell sem képes a fo-

gyasztás ingadozásait, a jövedelemváltozásra adott késleltetett válaszát visszatükrözni. Ezek a problémák nem a magyar adatok "speciális természetéből", hanem ezen egyszerű modellek struktúrájából származnak (Craig 1970).

- Az AM-HT modellben az alapvető probléma, hogy nem teljesül a hibatagok feltételezett normalitása, márpedig modellspecifikációnk során semmi ezzel ellentétes feltevessel nem éltünk. Következésképpen a modell becslése nem lesz hatásos, a paraméterek szignifikanciáját mutató t-próba értelmetlenné válik. A további próbák által kimutatott heteroszkedaszticitás és autokorreláció is óvatosan kezelendő, mert a próbák ugyan kellően robusztusak, de kismintában aszimptotikus tulajdonságaik nem érvényesülnek. A modellt egyértelműen félrespecifikálnak tekinthetjük. A modellbecslést különböző módosításokkal megismételve - megtakarítás helyett a fogyasztás alkalmazása, a becslési időszak módosítása, stb - a nem-normalitás problémája számos esetben visszatért.

- A Friedman-Brown modell esetében az általános diagnosztikai valamint az autokorreláció és a heteroszkedaszticitás jelenlétére utaló próbák nem mondtak ellent a modell és az adatok összhangjának, azonban ebben a specifikációban sem tudtuk kizárni az 1978-as törés meglétét, a Godfrey-Wickens próba pedig a logaritmikus transzformáció irányába történő elmozdulást sugallta.

A korábbi próbálkozástól eltérően elvettem az idősor megrövidítésének módszerét, igyekeztem konstruktív módon a teljes periódusra érvényes modellt találni. Első lépésben - az elmélet sugallatait elfogadva (v.ö. II/1 fejezet) - a fogyasztás idősrát megtisztítottam a tartós fogyasztási cikkek vásárlásától. Az eredmény (2.Táblázat) nem módosult jelentősen a korábbi változatokhoz képest, bizonyos mértékű "javulás" csak az AM-HT-modellnél volt megfigyelhető.

2. táblázat
Fogyasztási függvények specifikációelemzése

A próba megnevezése	Összes fogyasztás				Fogyasztás - tartós fogy cikk vásárlás nélkül			
	Keynes	Friend- -Mack	AM-HT	Friedman- -Brown	Keynes	Friend- -Mack	AM-HT	Friedman- -Brown
AR2	0.998	0.999	0.947	0.999	0.997	0.999	0.998	0.999
DW	0.67	0.96	1.24	1.19	0.53	0.90	1.28	1.22
funkcionális forma								
RESET Y	5.00(***)	0.07	0.01	2.80	9.52(***)	1.58	2.39	2.94(*)
RESET X	5.00(***)	0.21	2.36	2.16	9.52(***)	0.53	5.44(**)	2.30
Box-Cox transzformáció (Godfrey-Wickens)	8.37(***)		10.0(***)	9.44(***)	5.08(**)		5.78(**)	3.84(**)
autokorreláció (LM1)	11.1(***)	6.84(***)	3.22(*)	3.68 (*)	13.6(***)	7.43(***)	1.27	2.20
heteroszkedaszticitás (Goldfeld-Quandt p=1)	0.15(***)	0.25(**)	0.16(***)	0.40 (*)	0.15(***)	0.28(**)	0.40(*)	0.74
paraméter-állandóság Chow-féle F (1978-ra)	60.2 (***)	18.4(***)	4.77(**)	9.17 (***)	36.7(***)	8.71(***)	6.92(***) (1980)	6.01(***)
normalitás (Bera-Jarque)	0.62	0.99	7.75(**)	1.52	1.62	0.60	5.15(*)	0.69
Paraméterértékek (sztenderd hiba)								
Y	0.895 (0.007)	0.891 (0.005)		0.563 (0.043)	0.790 (0.085)	0.786 (0.006)		0.421 (0.037)
DY		-0.349 (0.071)	0.308 (0.069)			-0.423 (0.079)	0.573 (0.089)	
C(-1)				0.367 (0.047)				0.462 (0.046)
S(-1)			0.963 (0.046)				0.997 (0.020)	
konstans	3.54 (1.42)	6.56 (1.19)	-0.699 (0.920)	4.97 (0.78)	7.60 (1.66)	11.2 (1.32)	-1.43 (1.22)	7.10 (0.73)
rövid távú MPC		0.542	0.692	0.563		0.363	0.427	0.421
hosszú távú MPC	0.895			0.890	0.790	0.786		0.783

A próbák leírása megtalálható a Függelékben. Az AR2 a kiigazított determinisztikus együtthatót jelöli.
(*) szignifikáns 10%-os szinten, (**) 5%-os szinten, (***) 1%-os szinten

A modellek kiinduló specifikációja tehát mind a teljes mind a tartós fogyasztási cikkek vásárlásától megtisztított idősorok esetében hibás. A paraméterbecslések számszerű eredményei ezért csak nagyon óvatos sugallatnak tekinthetők, hiszen a jelzett specifikációs hibák miatt a becslések ugyan lehetnek torzítatlanok, de nem hatásosak és a változók szignifikanciáját mutató próbák értelmetlenné válnak. A fenti modellekből kiinduló módosított specifikációk becslése során a jelenlegi paraméterbecslések jelentősen elmozdulhatnak. Csak ennek figyelembevételével érdemes vizsgálni a fogyasztás jövedelemérzékenységet, azaz, hogy az eredeti modellek alapján 100 Ft jövedelemnövekménynek mekkora a fogyasztásra gyakorolt közvetlen és teljes hatása:

Táblázat: A fogyasztás jövedelemérzékenysége az egyszerű fogyasztási függvények alapján (%)

Modell	összes fogyasztás		"Tisztított" fogyasztás	
	rövid távú	hosszú távú	rövid távú	hosszú távú
Keynes		89.5		79.0
Friend-Mack	54.2	89.2	36.3	78.6
AM-HT	69.2	100.0	42.7	100.0
Friedman-Brown	56.3	89.0	42.1	78.3

ahol a második paramétersorozat a tartós fogyasztási cikkek vásárlásától "megtisztított" fogyasztásra vonatkozik. Az eredmények alapján úgy tűnik, hogy a hosszú távú értékek jóval kevésbé szóródnak, mint a rövid távúak, és a "tisztított" idősor esetében kisebb a szóródás, mint a tartós fogyasztási cikkek vásárlását is tartalmazó adatoknál. A rövid távú értékek - eredeti hipotézisünkkel összhangban - minden esetben *alacsonyabbak*, mint a hosszú távúak, azaz a rövid távú fogyasztás alakulásában a folyó jövedelem mellett feltehetőleg érvényesül a hosszú távú

vagyon illetve permanens jövedelem hatás; ugyanakkor a hosszú távú paraméterekhez viszonyítva *magasak* a rövid távú értékek, ami összhangban lehet a likviditáskorlátos háztartásokra, és a fogyasztási pálya folyó jövedelem-érzékenységre vonatkozó előzetes hipotézisünkkel. A szórványosan rendelkezésünkre álló, és a felhasznált adatbázisok miatt nem százszázalékosan megbízható becslések (Portes 1978, 1980; Pickersgill 1980, 1976; Kyn-Slama 1980) arra utalnak, hogy más szocialista országokban a rövid- és hosszú távú jövedelemhatás sokkal inkább egybemosódik, ezek a becslések - ellentétben a Magyarországra vonatkozókkal - nem mondanak ellent a megtakarítás fogyasztásallokáló szerepe teljes hiányának.

A modellelemzések - tulajdonképpen negatív eredményük ellenére - két szempontból is hasznosak voltak. Egyrészt - mint említettem - más vizsgálatokban számos esetben találkozunk hasonló típusú modellekkel, (Lackó 1977, Portes 1978, Simon 1978, Hulyák 1983, Riecke 1985, Nadrai et al 1985, Mellár-Rappai 1987), amelyeket - az eltérő statisztikai kategóriák használatától és az ebből eredő elméleti problémáktól függetlenül - az itt említettekéhez hasonló specifikációs hibák jellemeznek, mint azt néhány esetben a megismételt vizsgálat részleteiben is alátámasztotta (Király-Székely 1989). Mindez ismételten felhívja a figyelmet a modellválasztás során a specifikációelemzés fontosságára. Másrészt, az eddig vizsgált specifikációk ugyan nem adták az adatok kielégítő leírását, de a - nagyon óvatosan kezelt - paraméterbecslések eredményei alapján van okunk feltételezni, hogy nem feltétlenül az elméleti keretben, a megközelítés relevanciájában van a hiba, és a specifikációelemzés során felmerült problémákat megvizsgálva érdemes a modellekkel tovább kísérletezni. A hipotézisvizsgálatok eredményei az alábbi irányokba történő elmozdulást sugallják:

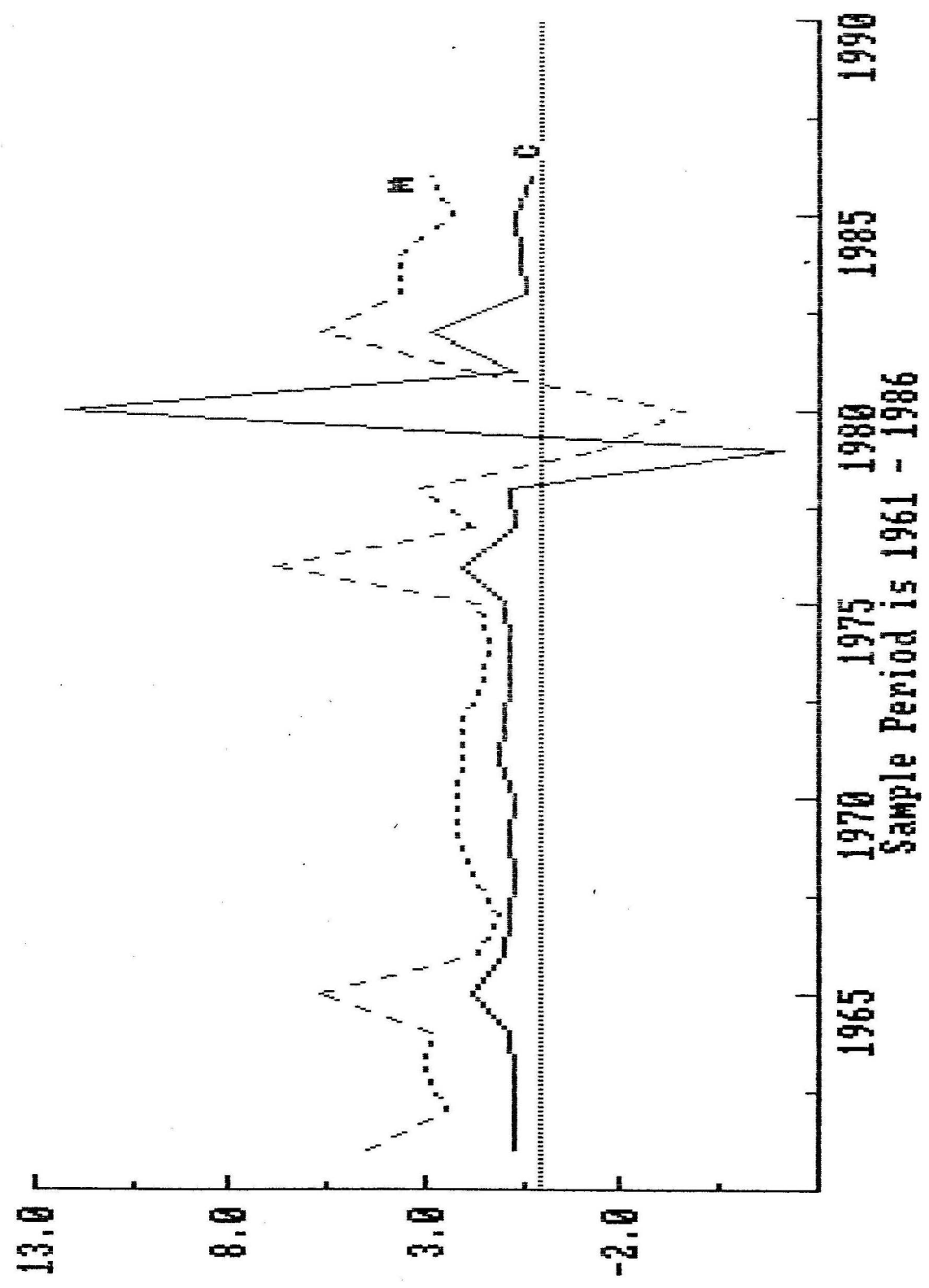
1. A változók transzformációja - lineáris függvényforma helyett loglineáris alkalmazása. Ez a lépés ugyan növeli a multi-kollinearitás veszélyét, azonban csökkenti a változók szórását. A transzformáció azonban némileg módosítja a modell értelmezését: határhajlandóságok helyett a rugalmasságokat fogják mérni a modellparaméterek, azaz a százalékos jövedelemváltozásra jutó fogyasztásmegváltozást. Az elmélet szerint a fogyasztás jövedelemelaszticitása hosszú távon egy körül alakul és viszonylag stabil. Ha ezt összevetjük a magyar adatok alapján készített pontbecslésekkel (Függelék S7 táblázat illetve 3.ábra) - azt tapasztaljuk, hogy a jövedelemrugalmasság valóban egy körül alakult és viszonylag stabil volt - kivéve az első jelentős fogyasztói áremelkedést követő 1979/80-as megrázkódtatást*.

(*) Ez a két kiugró év szinte sugallja a probléma technikai megoldását: 1979-re és 1980-ra bináris (dummy) változók alkalmazását. Anélkül, hogy e megoldás használhatóságát mereven elvetném, nem tartom eleve kizártnak e megrázkódtatást is leíró alkalmazkodási modell megtalálását.

A különböző modellkísérletek* alapján úgy tűnt javítja a modellspecifikációt a loglineáris formára való áttérés, a változók szórása csökkent, a specifikációs tesztek kevesebb problémát jeleztek. A továbbiakban, a modellekben a kisbetű mindenkor a változók logaritmusait jelzik, Δ tehát a fogyasztás logaritmusának első differenciájának, közelítőleg a fogyasztás növekedési ütemének felel meg.

(*) A további modellépítési kísérletek mindenegyes közbelső lépését részletes táblázatokkal - elsősorban a helyhiány miatt - nem dokumentálok. Az Olvasó a Függelékben közölt idősorok - illetve a hajlékony mágneslemezen bárki számára hozzáférhető adatbázis - alapján állításaimat bármikor ellenőrizheti.

3. ábra: A fogyasztás (c) és a pénzkereslet (M) jövedelelnyugalmassága



Az eredeti modell logaritmikus transzformációja esetén a megfelelő megtakarítási modellt - noha ezt a modellezők gyakran szem elől tévesztik - nem a megtakarítások *logaritmusára*, hanem a megtakarítási rátára tudjuk egyszerű átalakítással felírni, hiszen

$$(2.3.9) \quad y - c = \log(Y) - \log(C) \approx -1 + C/Y = -S/Y = -s$$

azaz a logaritmikus változók különbsége a megtakarítási rátával - illetve annak ellentettjével - közelíthető.

2. Az eredeti modellekben jelentkező specifikációs hibák utalhatnak kihagyott lényeges magyarázó változóra is. A kihagyott változót sugallhatják különféle elméleti megközelítések, de végsősoron ezen a ponton rendkívül nagy a szerepe a modellező intuíciójának*.

(*) Valójában az alkalmazkodási egyenletet tartalmazó disequilibrium megközelítés is értelmezhető úgy, mint kihagyott változó specifikációjára vonatkozó "ötlet". A minimumfeltétellel és alkalmazkodási egyenlettel leírt disequilibrium modell (Quandt 1984) keresleti egyenletében - az egyensúlyi megfogalmazáshoz képest - mint kihagyott változó jelenik meg az alkalmazkodási paraméter. Amennyiben megszűnik az egyenlet félrespecifikáltsága - a disequilibrium megközelítés egy lehetséges magyarázatnak tekinthető. Hulyák (1983) egy korábbi modelljében a fogyasztási piac globális hiányának elemzésére felírt disequilibrium modellben a keresleti egyenletet az AM-HT függvény fogyasztásra megfogalmazott formája jelentette; az alkalmazkodási változót pedig az éves betétnövekedés változása. A modell újrabecslését és a különféle tesztvizsgálatokat a Hulyák-által modellezett 1962-79-es periódusra elvégezve azt tapasztaltam, hogy a "disequilibrium" keresleti függvény semmivel sem jobb leírása a rendelkezésre álló adatoknak, mint az "egyensúlyi", sőt, a specifikáció "romlott". Ez a vizsgálat ugyan nem döntő érv a Barro-Grossman-féle, a fogyasztási piac korlátozottságán alapuló módosult intertemporális modell ellen, de egy lehetséges ellenpróbát jelent.

A modell által leírni kívánt periódus tanulmányozása sugallja, hogy a valamennyi korábbi specifikációban mutatkozó hetvenes évek végi törés összefüggésben lehet az inflációs periódus kezdetével. Az általános intertemporális modell elemzésekor (I/2 fejezetben) láttuk, hogy az infláció - a helyettesítési, illetve a

vagyonhatáson keresztül - egyaránt gyakorolhat pozitív illetve negatív hatást a fogyasztásra, és az is elképzelhető, hogy érintetlenül hagyja a fogyasztási pályát. Az eddigi, különböző országokra vonatkozó empirikus elemzések (Koskela-Virén 1982, Davidson 1978, Howard 1978, Deaton 1977, Juster-Wachtel 1972) inkább a fogyasztásra gyakorolt negatív és a megtakarításra gyakorolt pozitív hatását mutatták ki (összhangban a "megtakarítás esős napokra" elmélettel). Ugyanakkor, a magyar idősorokat elemezve (II/1 fejezet) a nyers adatok ennek ellenkezőjét sugallták: 1979 után visszaesett a megtakarítási, miközben nőtt a fogyasztási és befektetési ráta. Kérdés, hogy ez a jelenség nem csak az infláció reáljövedelemre gyakorolt hatását fejezi-e ki - amit modellünk már eleve a tartalmaz, avagy az infláció a reáljövedelem megváltozásán túl is tartalmaz a fogyasztás alakulását magyarázó többletinformációt. A Bevezető részben megfogalmazott mikroökonomiai megfontolások alapján kihagyott változó lehet a lakásvagyon alakulása is - nemcsak a hosszú távú fogyasztási elaszticitást, hanem a rövid távú alkalmazkodást is befolyásolva, esetlegesen az áralkalmazkodás szerepét átvéve. Ebben az esetben azonban előjele - az eladósodással együttjáró pozitív vagyonjövedelem miatt pozitív lenne*.

(*). Mind, ebben, mind a később leírásra kerülő modellekben valószínűleg nem a lakásberuházásra, hanem a lakásvagyonra lenne szükség, mint magyarázó változóra, amire azonban kielégítő statisztikai idősor nem áll rendelkezésemre.

3. A rossz dinamikus struktúra korrigálása: vegyük észre, hogy valamennyi nem-keynesi modell tulajdonképpen ebbe az irányba tett lépésként értelmezhető, azaz egyfajta rövid távú alkalmazkodási modellként. Az I/3 fejezetben ismertetett hibakorrektív modell alkalmazása ígéretes lépés lehet a korrekt dinamikus struktúra megtalálásának útján. Előnye az eddig tárgyalt spe-

cifikációkkal szemben, hogy olyan - minimális a modell dinamikájára vonatkozó *a priori* korlátozást tartalmazó - struktúrát határoz meg, amely biztosítja a hosszú távú stacionárius megoldás meglétét, miközben a "beépített" stabilizátor biztosítja a hosszú távú pálya meghatározta folytonos korrekciót. A modell összhangban van a fogyasztáselemeléssel, amennyiben a hosszú távú pályát meghatározó kointegráció értelmezhető a megtakarítások általánosításaként (Campbell 1987), amely szimultán hangolja össze a fogyasztási-jövedelmi pályát. Az első, Davidsonék (1978) által felépített hibakorrekciós modellben a hibakorrekciót - az egységnyi hosszú távú jövedelemelaszticitás feltevése miatt - éppen maga a megtakarítási ráta végezte ($sx - \log(C/Y)$). A Bevezetőben megfogalmazott mikroökonómiai megfontolások alapján feltételezhető, hogy a permanens jövedelem/életciklus hipotézis ebben a szigorú formában nem teljesül, és a fogyasztás hosszú távú jövedelemrugalmassága esetleg egynél kisebb, ezért a modellbecsléshez a fenti megszorítást nem tartalmazó Engle-Granger féle reprezentációs tételt használom fel (v.ö. I/3 fejezet).

Valójában minden hosszú távú stacionárius megoldással rendelkező modell visszavezethető bizonyos paramétermegszorításokat tartalmazó hibakorrekciós modellre. Ha a hosszú távú stacionárius pályát meghatározó kointegráció alakja (a kointegrációs vektort normálva):

$$(2.3.10) \quad z_t = c_t - \alpha y_t$$

és az ennek megfelelő hibakorrekciós modell fogyasztásra vonatkozó - egy időszakos késleltetést feltételező - nem redukált alakja:

$$(2.3.11) \quad \Delta c_t = \beta_1 \Delta c_{t-1} + \beta_2 \Delta y_t + \beta_3 \Delta y_{t-1} - \tau z_{t-1},$$

ahol Δ az első differenciákat jelzi, akkor a

$$(2.3.12) \quad \beta_1 = \beta_3 = 0; \quad \beta_2 = \tau \alpha$$

paramétermegszorításokat alkalmazva éppen a Friedman-Brown modellt kapjuk:

$$(2.3.13) \quad c_t = a_1 c_{t-1} + a_2 y_t,$$

ahol:

$$(2.3.14) \quad a_1 = (1-\tau); \quad a_2 = \beta_2.$$

A Friedman-Brown modell az alkalmazott paramétermegszorításokkal megkerüli a kointegrációs vektor $(1, \alpha)$ becslését, és az ezzel járó problémákat.

A továbbiakban *feltételezem*, hogy a fogyasztás-jövedelem idősorainak *létezik* hibakorrekciós reprezentációja, azaz *feltételezem*, és nem *tesztelek*, hogy kointegráltak. A hibakorrekciós modellnek mind a paramétermegszorítások nélküli, mind a Friedman-Brown modell megkövetelte paramétermegszorításokat tartalmazó formáját becsültem és elvégeztem specifikációelemzéseket is (3.táblázat). A korlátozás nélküli modellben α becsléséhez a legkisebb négyzetek módszerét használtam (Engle-Granger 1987). Ennek alapján a hosszú távú pálya ingadozásait a:

$$(2.3.15) \quad z_t = c_t - \underset{(0.089)}{0.928} y_t + \underset{(0.032)}{0.195}$$

stacionárius folyamat írja le. A modellbecslés során a tágabb modellből kiindulva sem volt elvethető, hogy β_1 és β_3 paraméterek inszignifikánsak, így az alábbi két becsült modellhez jutottam:

$$(2.3.16) \quad c_t = \underset{(0.020)}{0.184} + \underset{(0.042)}{0.451} c_{t-1} + \underset{(0.041)}{0.500} y_t$$

$$(2.3.17) \quad \Delta c_t = \underset{(0.003)}{0.011} + \underset{(0.054)}{0.652} \Delta y_t - \underset{(0.091)}{0.368} z_{t-1}$$

ahol c továbbra is a reálfogyasztás, y a reáljövedelem, a paraméterek alatt zárójelben pedig sztenderd hibájukat tüntettem fel.

Mindkét modell esetében a specifikációelemzés eredménye jó, kihagyott változóra, félrespecifikáltságra, heteroszkedaszticitásra avagy autokorrelációra utaló jelek nincsenek, azonban egyik modell esetében sem vethető el az 1969-ben bekövetezett strukturális törés. Ezt kevésbé ítélem súlyosnak, mint az időszak végefelé bekövetkező törést, mivel az előrejelzést nem lehetetleníti el az első néhány megfigyelés esetleges elhagyása. Az eredmények alapján nem vethető el az $a_1 = (1-r)$ paraméterkorlátozás, a két modell ennek alapján ekvivalensnek tekinthető*.

 (*) Figyelembe véve, hogy a (fogyasztás, jövedelem) hibakorrekciós modellnek nem a redukált, hanem a strukturális formáját becsültem indokolt lenne instrumentális változó alkalmazása, pontosabban y_t instrumentumaként ($\Delta c, z$) használata. A becsléseket ezzel a módszerrel megismételve nem jutottam lényegileg más eredményhez.

A Bevezetőben megfogalmazott mikroökonómiai megfontolások alapján nem zárom ki azt az esetet, hogy a fogyasztó intertemporális döntését befolyásoló lakásberuházások alakulása a fogyasztás-jövedelem hosszú távú pályájának releváns tényezője. Ebben az esetben a lakásfelhalmozás - csökkenti a hosszú távú fogyasztási pályát. Feltételezve, hogy a hosszú távú stacionárius pálya e három változó együttes kointegrációja alapján határozható meg és csak egy kointegráló vektor létezik, akkor a kointegrált stacionárius folyamat:

$$(2.3.18) \quad z_t = c_t - 0.939 \cdot y_t + 0.021 \cdot lm_t - 0.217$$

(0.132) (0.010) (0.056)

és a becsült hibakorrekciós modell az alábbi eredményt adja:

$$(2.3.19) \quad \Delta c_t = 0.001 + 0.587 \cdot \Delta y_t - 0.413 \cdot z_{t-1}$$

(0.003) (0.052) (0.080)

3. táblázat

Fogyasztási, megtakarítási és pénzkeresleti modellek specifikációelemzése

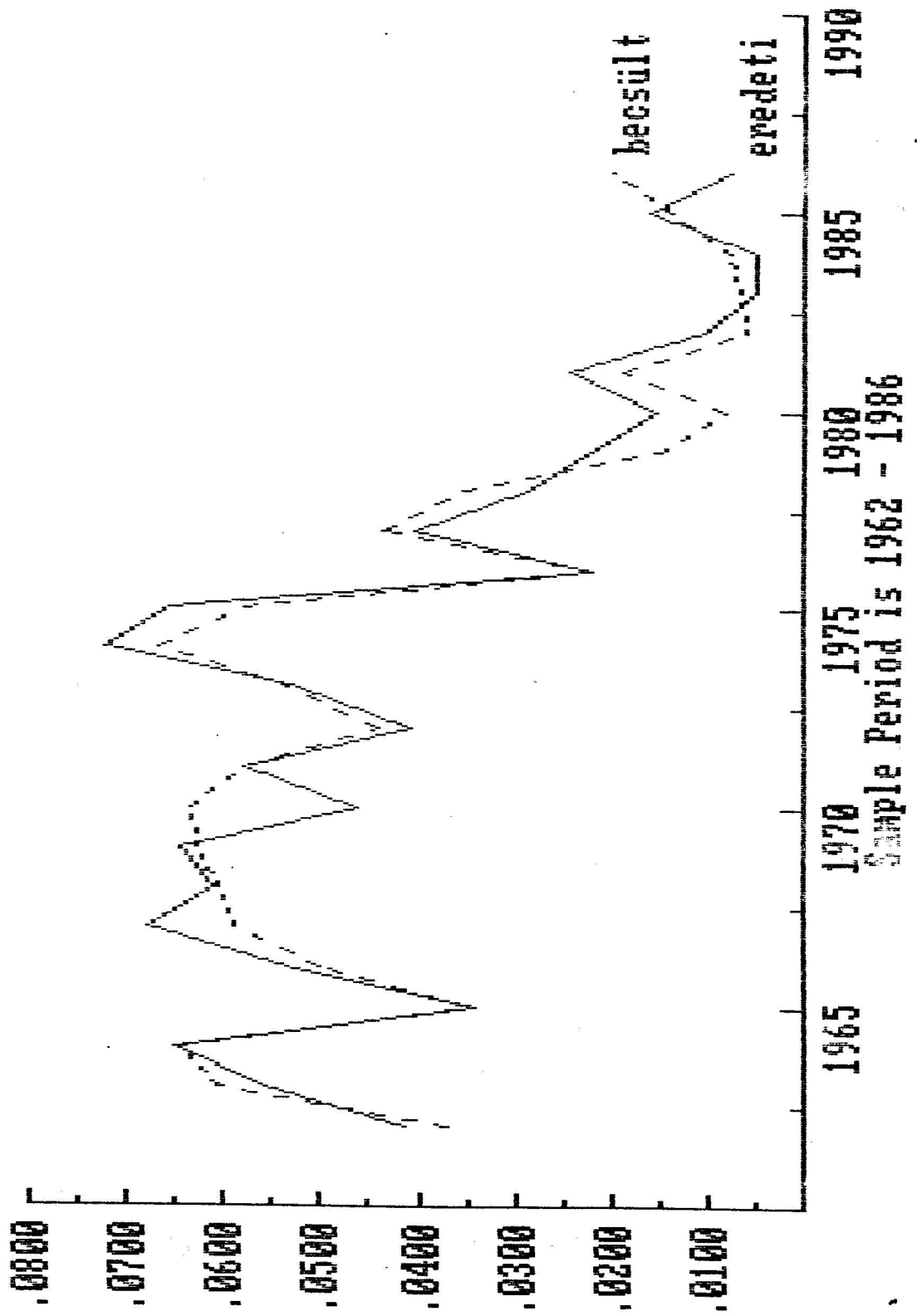
A próba megnevezése	F O G Y A S Z T Á S			Megtakarítási ráta (2.3.20)	Pénzmegtaka- rítási ráta (2.3.21)	P É N Z K E R E S L E T	
	(2.3.16)	(2.3.17)	(2.3.19)			(2.3.26)	(2.3.27)
R2	0.999	0.897	0.926	0.947	0.710	0.998	0.876
DW	1.27	1.29	1.64	1.38	1.00	0.76	1.70
SE	0.007	0.007	0.006	0.010	0.009	0.033	0.029
RESET Y	0.42	0.54	0.33	0.98	0.37	5.31(**)	1.18
RESET X	1.89	1.62	1.12	2.30	5.92(***)	2.61(**)	0.61
autokorreláció (LM1)	2.27	1.73	0.20	1.76	5.53(**)	5.87(**)	0.50
(LM2)	2.29	1.73	0.21	1.88	7.97(**)	8.18(**)	4.44
heteroszkedaszticitás (Goldfeld-Quandt p=1)	1.63	0.72	1.05	1.61	1.23	6.62(***)	1.12
paraméter-állandóság Chow-próba	3.34(*)	6.59(**)	1.85	9.24(**)	4.07(**)	13.5(***)	1.38
Quandt-arány max(év)	(1969)	(1969)	(1981)	(1969)	(1981)	(1965)	(1979)
normalitás (Bera-Jarque)	0.36	0.94	4.5	1.28	0.76	1.09	0.25
rövid távú jöv.hatás	0.50	0.652	0.587			0.79	1.47
hosszú távú jöv.hatás	0.907	0.928	0.932			1.91	2.09

A modellek sorszámozása tanulmányban található sorszámokkal egyezik meg

A próbák leírása megtalálható a Függelékben.

(*) szignifikáns 10%-os szinten, (**) 5%-os szinten, (***) 1%-os szinten

4. ábra: A fogyasztás hibakorrekciós modellje - növekedési ütemek



A modell valamennyi specifikációs tesztet "túlélte", semmiféle félrespecifikáltságra utaló jelet nem sikerült kimutatni. Az elvégzett vizsgálatok alapján a fogyasztás kielégítő modelljének bizonyult.

Mindhárom modellben viszonylag magas a fogyasztás folyó jövedelem érzékenysége, a rövid távú jövedelemelaszticitás 0.500, 0.652 illetve 0.587, ami utalhat a likviditáskorlátos háztartások magas arányára. Az általam ismert angol illetve amerikai fogyasztási függvényekben a rövid távú jövedelemelaszticitás 0.2-0.48 között mozgott (Blinder-Deaton 1985, Davidson 1978). Az inflációs hatást vizsgálva elvégeztem a kihagyott változókra vonatkozó F-próbát. Ennek alapján egyik modellben sem többletinformációt hordozó magyarázó változó a fogyasztói árindex, avagy annak késleltetettje. Ez arra utal, hogy a reáljövedelem elegendő információt tartalmaz, az infláció ezt meghaladó vagyonghatása nem mutatható ki. Nem volt szignifikáns - mint a rövid távú alkalmazkodást befolyásoló - változó a lakásépítések növekedési üteme sem.

A két különböző hosszú távú pályát meghatározó hibakorrektációs modell nem egymásba ágyazott, így a közöttük való választás nem egyértelmű. A legegyszerűbben végrehajtható F-próba (Körösi et al 1989 13.4.1.fejezet) az első modellt elutasította a másodikkal szemben ($F(1,21)=5.8$) míg a másodikat nem vetette el az elsővel szemben ($F(2,21)=0.12$). Így, a második hibakorrektációs modellt tekintem releváns modellnek. A modell az elmélettel összhangban van, specifikációanalízise minden szempontból jó eredményt adott, a fogyasztás növekedési ütemének rövid távú ingadozásait leíró jó illeszkedése a 4.ábrán is látható. A modell mintán túli viselkedése is jó, ex post előrejelzést végezve az 1983-86-os időszakra a Chow-statisztika nem vetette el a törésmentességet ($F(4,19) = 1.67$). Az életciklus/permanens jövedelem elmélet következtetései ennek alapján a ma-

gyar gazdaságra jellemző specialitások - hitelpiac korlátozottsága, lakásberuházások sajátosságai, alulmonetizáltság, a tőkepiac fejletlensége - figyelembe vételével érvényesek.

A modellépítés kiindulópontjaul szolgáló specifikációkat - mint arról már szó esett - nemegyszer felhasználták "pénzmegetakarítási" függvények becslésére is (Mellár-Rappai 1987, Riecke 1985, Simon 1978). Az ezzel kapcsolatos elméleti és modellspecifikációk problémákat már több helyen említettem, azonban annak alátámasztására, hogy a "pénzmegetakarítási ráta" nem a fogyasztás alakulásától függ - ellentétben a megetakarítási rátával - megvizsgáltam, hogy a fogyasztás rövid távú alkalmazkodást jól leíró logaritmikus Friedman-Brown modell (2.3.11) mennyiben magyarázza a "pénzmegetakarítási" illetve a megetakarítási rátát:

$$(2.3.20) \quad s_t = - \underset{(0.031)}{0.286} - \underset{(0.064)}{0.584} * c_{t-1} + \underset{(0.062)}{0.677} * y_t$$

$$(2.3.21) \quad f_t = - \underset{(0.026)}{0.138} - \underset{(0.054)}{0.128} * c_{t-1} + \underset{(0.052)}{0.159} * y_t$$

ahol s a - tartós fogyasztási cikkek is tartalmazó - megetakarítási, f pedig a "pénzmegetakarítási" ráta. A két modell paraméterértékei szignifiánsan eltérnek. A két modellre vonatkozó specifikációelemzés eredményei (3.táblázatban) azt sugallják, hogy a megetakarítási ráta modellje jól specifikált a "pénzmegetakarítási" ráta modelljében ezzel szemben nem vethető el sem az autokorreláció, sem a heteroszkedaszticitás jelenléte, sem a függvényforma helytelen megválasztása. Az előző fejezetek elemzéseivel összhangban ez a kísérlet ismételten alátámasztja, hogy a fogyasztás alakulása nem magyarázza a "pénzmegetakarítás" alakulását, miközben a lakosság megetakarításainak kielégítő modelljét jelenti.

A modellezési irodalomban ismertetett - a pénzmegetakarításra felírt - és megetakarítási modellként értelmezett más függvények

sem voltak mentesek modellspecifikációs problémáktól, ami alátámasztja a Bevezetőben és a II/1 fejezetben kifejtett fenntartásaimat: a "pénz megtakarítási" ráta, avagy a bruttó pénzfelhalmozás, mint a "pénzköltéstől való tartózkodás" változójának elemzése nem adja a lakossági viselkedés adekvát modelljét. A Bevezetőben "pénz megtakarítási" modellként aposztrofált empirikus tanulmányok ezért kerültek idézőjelbe. A változéválasztás nem egyszerű specifikációs hiba, hanem olyan megközelítést tükröz, aminek empirikus verifikálása sikertelennek tűnik.

A lakossági pénzkereslet feltehetően jobban leírható a vagyonösszetétel megválasztásán illetve a likviditási-igényen alapuló elméletek segítségével, figyelembe véve a beruházási piac tökéletlenségeit. Valójában, ebben a megközelítésben jól értelmezhető Lackó (1977) "pénz megtakarítási" modellje is, azonban a releváns változó ekkor nem az általa használt "pénz megtakarítás" "flow"-típusú változója, hanem a pénzügyi eszközök állományának stock-jellegű változója. A pénzkereslet jövedelemrugalmassága, ami a *pénzügyi vagyon* jövedelemérzékenységet fejezi ki, a friedmani pénzkeresleti elmélet szerint (Friedman 1986) egy körül alakul és stabil. A magyar adatokon alapuló pontbecslések alapján (Függelék S7 táblázata ill 3.ábra) úgy tűnik, hogy a pénzkereslet jövedelemrugalmassága egyrészt magasabb volt, mint egy, másrészt a legkevésbé sem volt stabil. Ez az eredmények óvatos értékelésére és a pénzkereslet - itt bemutatottnál jóval alaposabb elemzésére int. A későbbi, elmélyültebb vizsgálatok meg-alapozására bemutatok két egyszerű pénzkeresleti modellt. Mindkettő értelmezhető hibakorrekciós modellként, ahol a hosszú távú pályát a tranzakciós pénzkereslet határozza meg, azaz (a kisbetűk ismét a változók logaritmusait jelzik):

$$(2.3.22) \quad z_t = m_t - \alpha y_t,$$

ahol m a pénzügyi eszközök állománya, y pedig a reáljövedelem. Az *a priori* korlátozást nem tartalmazó hibakor-

rekciós modell általános alakja (éves modellről lévén szó mind-
össze egyidőszakos késleltetést feltételezve):

$$(2.3.23) \quad \Delta m_t = \beta_1 \Delta m_{t-1} + \beta_2 \Delta y_t + \beta_3 \Delta y_{t-1} - \tau z_{t-1}.$$

Ha a modellben a Friedman-Brown modell hibakorrekciós modellként
való levezetésénél alkalmazott

$$(2.3.24) \quad \beta_1 = \beta_3 = 0; \quad \beta_2 = \tau \alpha$$

paramétermegszorításokat alkalmazzuk, akkor a pénzkereslet magyar
adatokra is többször kipróbált (Riecke 1985, Nadrai et al 1985,
Portes 1978) úgynevezett parciális alkalmazkodási modelljét
kapjuk:

$$(2.3.25) \quad m_t = a_1 m_{t-1} + a_2 y_t,$$

ahol:

$$a_1 = (1-\tau); \quad a_2 = \beta_2.$$

A parciális alkalmazkodás modelljének becslése (2.3.20) alapján:

$$(2.3.26) \quad m_t = - \frac{2.24}{(0.72)} + \frac{0.589}{(0.102)} m_{t-1} + \frac{0.786}{(0.222)} y_t$$

félrespecifikáltnak bizonyult. Sem az autokorreláció jelenléte,
sem a heteroszkedaszticitás nem vehető el, és nem kedvező az
általános diagnosztikai tesztek eredménye sem. (A becslések spe-
cifikációanalízisének eredményei a 3.táblázatban találhatóak).

Az ugyanazon a kointegrációs modellen nyugvó, de a *prio-
ri* megszorításokat nem tartalmazó hibakorrekciós modell:

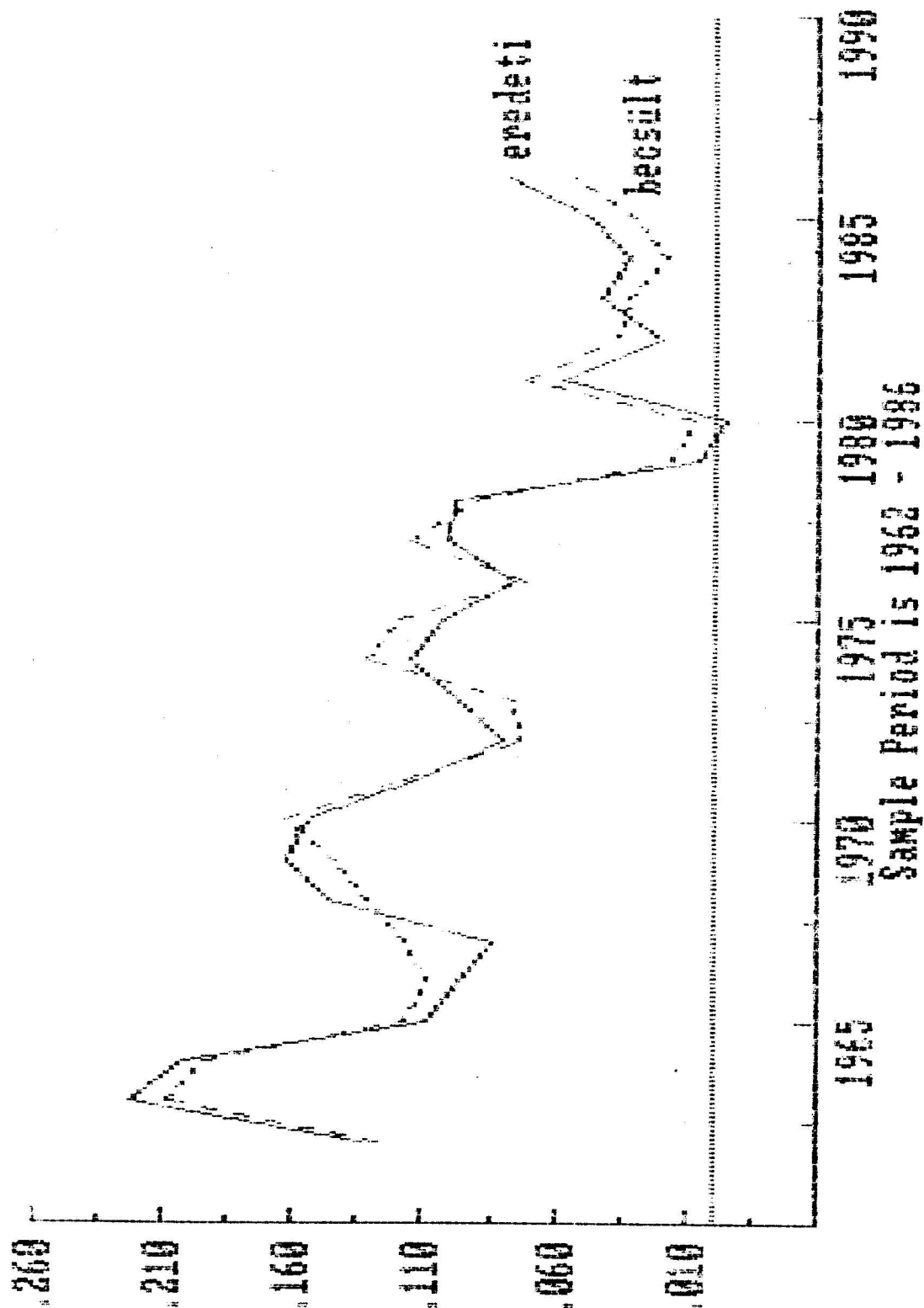
(2.3.27)

$$\Delta m_t = - \frac{0.003}{(0.009)} + \frac{0.609}{(0.140)} \Delta m_{t-1} + \frac{1.47}{(0.196)} \Delta y_t - \frac{0.533}{(0.299)} \Delta y_{t-1} - \frac{0.291}{(0.091)} z_{t-1},$$

ahol

$$(2.3.28) \quad z_t = - \frac{6.51}{(0.15)} + \frac{2.09}{(0.03)} y_t$$

5. ábra: A pénzkereslet hibakorrektív modellje - növekedési utak



elemzése során nem találtam félrespecifikáltságra utaló jeleket, a modell az adatokhoz jól illeszkedett (5.ábra), a pénzállomány II/1 fejezetben elemzett ingadozásait visszatükrozte, valamennyi paraméter szignifikánsnak bizonyult, a paramétermegszorításokat a modell elvetette. Mindez annak a jele, hogy a parciális alkalmazkodás modellje által alkalmazott a priori restriktciók nem teljesülnek. A parciális alkalmazódás modelljében a pénzkereslet rövid távú jövedelemrugalmassága egynél alacsonyabb (0.78), a korlátozás nélküli modellben - a pontbecsléssel összhangban - egynél magasabb (1.5). A hosszú távú rugalmasság mindkét modellben feltűnően magas, kettő körüli értéket vett fel (1.91 illetve 2.1), ami a pénzügyi vagyon viszonylag alacsony szintjéből következően egyfajta "feltöltési" periódusra utal.

A korlátozás nélküli hibakorrektív modell további elemzésekor *kihagyott változónak* bizonyult a fogyasztói árindex. Az árváltozások határozottan negatív együttthatója arra utal, hogy a pénzállomány inflációs periódusbeli alakulásáról nem szolgáltat elegendő információval a reáljövedelem, az inflációnak van ezen túlmenő hatása, nem vethető el a "menekülés a pénztől" hipotézis. A modell további tökéletesítése során elemezendő a lakás- és tartós fogyasztási cikk (elsősorban gépjármű), valamint a devizapiac korlátozottságának hatása, azaz a lakosság sajátos befektetési struktúrájáról elmondottak. Ehhez azonban a lakás- és gépkocsivagyon kielégítő idősorával kellene rendelkezünk.

Az éves idősorok elemzésével kapott modelleredmények megerősítik a Bevezetőben megfogalmazott hipotéziseket: a megtakarítás szerepe nem vagy nemcsak a pénzköltéstől való kényszerű vagy önkéntes tartózkodás, hanem a fogyasztás időbeli allokálása. Erre hatással van a lakossági vagyonban meghatározó szerepet játszó lakásberuházás alakulása is. A pénzkereslet alakulására nem ad választ a fogyasztás alakulása, feltehető, hogy

ez a lakosság vagyonszétételét meghatározó döntés eredménye. Mind a fogyasztás mind a pénzállomány idősorai jól jellemezhetőek a dinamikus struktúrát nem *a priori* megszorító hibakorrektációs modellek segítségével.

A havi adatok alapján végrehajtott elemzések inkább illusztrációs célt szolgálnak, az éves idősorok alapján levont következtetések árnyalására alkalmasak. Az 1979-1986 évek adatait használtam, vagyis az éves adatbázis második, inflációs periódusra eső részét "bontottam fel". Az utolsó hat hónapot minden esetben fenntartottam a "mintán túli viselkedés" ellenőrzésére. A modellépítéssel kapcsolatban nem kevés probléma merül fel:

a) Az eddig használt logikai kategóriákkal nem könnyen egyeztethetőek össze a rendelkezésre álló idősorok. A konstruált változatlan áras "fogyasztás" és "jövedelem" - mint az "Elméleti fogalmak..." című részben említettem - nem igazán reprezentálják a fogyasztást és a jövedelmet. A kiskereskedelmi forgalom bővebb a fogyasztás kategóriájánál, amennyiben beruházási és termelési célú vásárlásokat is tartalmaz, másrészt viszont szűkebb, mivel a szolgáltatás vásárlást nem tartalmazza. A havi pénzforgalmi adatokból konstruált "lakossági jövedelem" számos nem jövedelmi tételt - halmozódást- tartalmaz, miközben - elszámolási problémák miatt - lényeges bértételeket nem. Ezért nagyon óvatosan kell a modellekből levonható következtetéseket kezelni.

Szükség a rendelkezésre álló idősorok választéka - nincsenek havi idősoraink a lakáspiac avagy a tartós fogyasztási piac (például autópiac) alakulásáról. Külön gondot jelentett a változatlan áras idősorok meghatározása, mivel a KSH havi árindexet nem, csak annak egyfajta transzformáltját közli (a részletes számítások megtalálhatók a Függelékben).

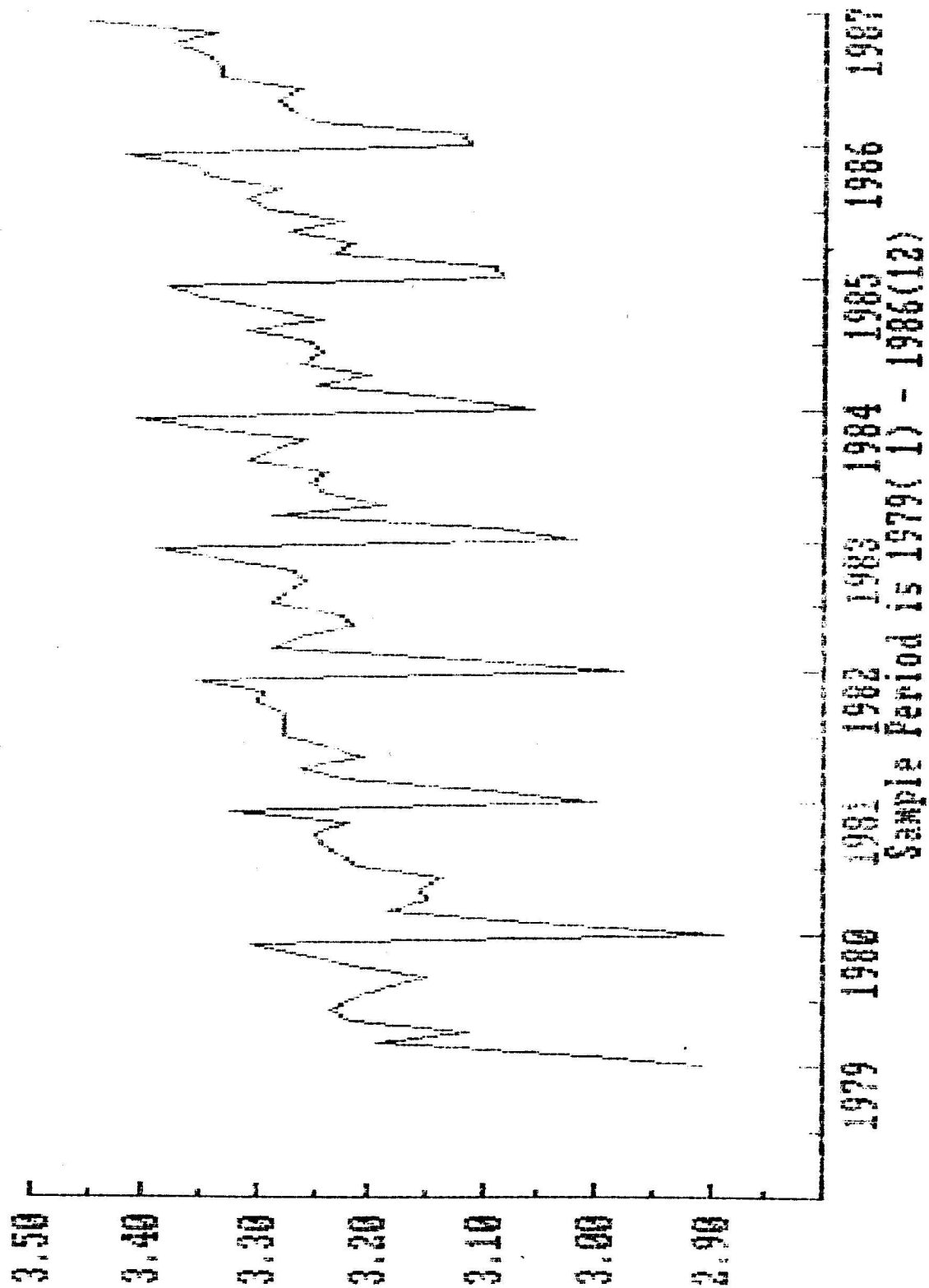
Mindezek a problémák alapvetően abból fakadnak, hogy az éven belüli információs bázist egy korábbi gazdaságmenedzselési stratégia igényei szerint határozták meg, a termelési volumenek alakulását tekintve lényegi mutatóknak. Valószínű, hogy rövid időn belül Magyarországon is előtérbe kerül a piacgazdaság gazdaságpolitikájához jobban illeszkedő információs bázis* kialakításának szükségessége, és akkor majd készülnek a gazdaság rövid távú ingadozásának jellemzésére alkalmas negyedéves idősorok.

(* A jelenlegi évközi információs bázis problémái egyértelműen kiderültek, amikor az Informatikai és Módszertani Intézet megbízást kapott az Országos Tervhivatalban 1988-ban kezdődött havi "monitoring" munkához kapcsolódó rövid távú előrejelzések készítésére. Kiderült, hogy számos, a mai gazdaságpolitika szempontjából releváns kategóriára nincs megfelelő idősor, az éven belüli pénzforgalmi szemlélet inkompatibilissé teszi az évközi információkat az év végén jövedelmi szemléletben előállított adatokkal. A fentemlített rövid távú előrejelzési munka során jött létre a „Jelen dolgozatban is használt adatbázis, és próbáltuk ki az első ARIMA és kointegrációs modelleket (Vincze-Király 1988, 1989). Ezúton is szeretnék köszönetet mondani kollégáimnak, Acs Magdának, Réti Jánosnak és Vincze Jánosnak.

b) Jól megfigyelhető az idősorok szezonális ingadozása (6.ábra). Az idősorok szezonális kiigazítását nem tekintem követendő útnak, mivel ilyenkor a fellépő információveszteség miatt gyakran eltorzul a modellek dinamikus struktúrája (Davidson 1978). Feltételezem, hogy a szezonális ingadozás véletlenszerű és az idősor nem tartalmaz determinisztikus trendet.

c) A dinamikus specifikáció során sokkal nagyobb a modellező játéktere, mint az éves modellek esetében, de - éppen a nagymértékben megnövekedett mozgáster következtében - már a kiinduló dinamikus specifikáció meghatározása sem egyértelmű. A modellépítés során a tágabb dinamikus struktúrából az egyre szűkebb felé haladás stratégiáját követtem, lépésenként ellenőrizve a paramétermegszorítás jogosságát.

6. ábra: A fogyasztási idősor havi ingadozásai



A kiinduló dinamikus specifikáció, pontosabban a késleltetési polinom fokszámának meghatározásához jó alapot jelent az egyváltozós ARIMA modellek becslése (Granger-Newbold 1977), amit a fogyasztás esetében a hibakorrekciós modell referenciamodelljeként is fel tudok használni. Ez természetesen nem helyettesíti a fogyasztás-jövedelem kauzális összefüggéseinek korrekt elemzését, ami azonban a jelen dolgozat kereteit messze meghaladta volna.

A fogyasztás egyváltozós ARIMA modeljének általános sémája:

$$(2.3.29) \quad a(L)c_t = b(L)\epsilon_t,$$

ahol c a fogyasztás logaritmus, ϵ fehér zaj folyamat, $a(L)$ az autoregresszív $b(L)$ pedig a mozgó átlag séma együtthatóit tartalmazó késleltetési polinomok. A modellt Box-Jenkins módszere alapján identifikáltam (Box-Jenkins 1970, Granger-Newbold 1977). A fogyasztás szezonálisan differenciált időSORA - az autokorrelációs és a parciális autokorrelációs együtthatók ábrájának elemzése alapján - úgy tűnt, hogy stacionárius és egy legfeljebb hatodrendű autoregresszív sémával jól leírható. Az így meghatározott modell a specifikációanalízis alapján - gyenge hatodrendű autokorrelációtól eltekintve - nem volt elvethető. A nem szignifikáns változók kihagyása után az alábbi modellhez jutottunk, ahol c_{12} már a szezonálisan differenciált idősort jelöli, a zárójelben pedig a késleltetéseket jelzem (a specifikációs tesztek lényegében nem térnek el az éves modelleknél alkalmazottaktól, értelmezésük megtalálható a Függelékben):

$$(2.3.30) \quad c_{12} = \underset{(0.106)}{0.181} * c_{12}(-1) + \underset{(0.103)}{0.164} * c_{12}(-3) + \underset{(0.103)}{0.228} * c_{12}(-5)$$

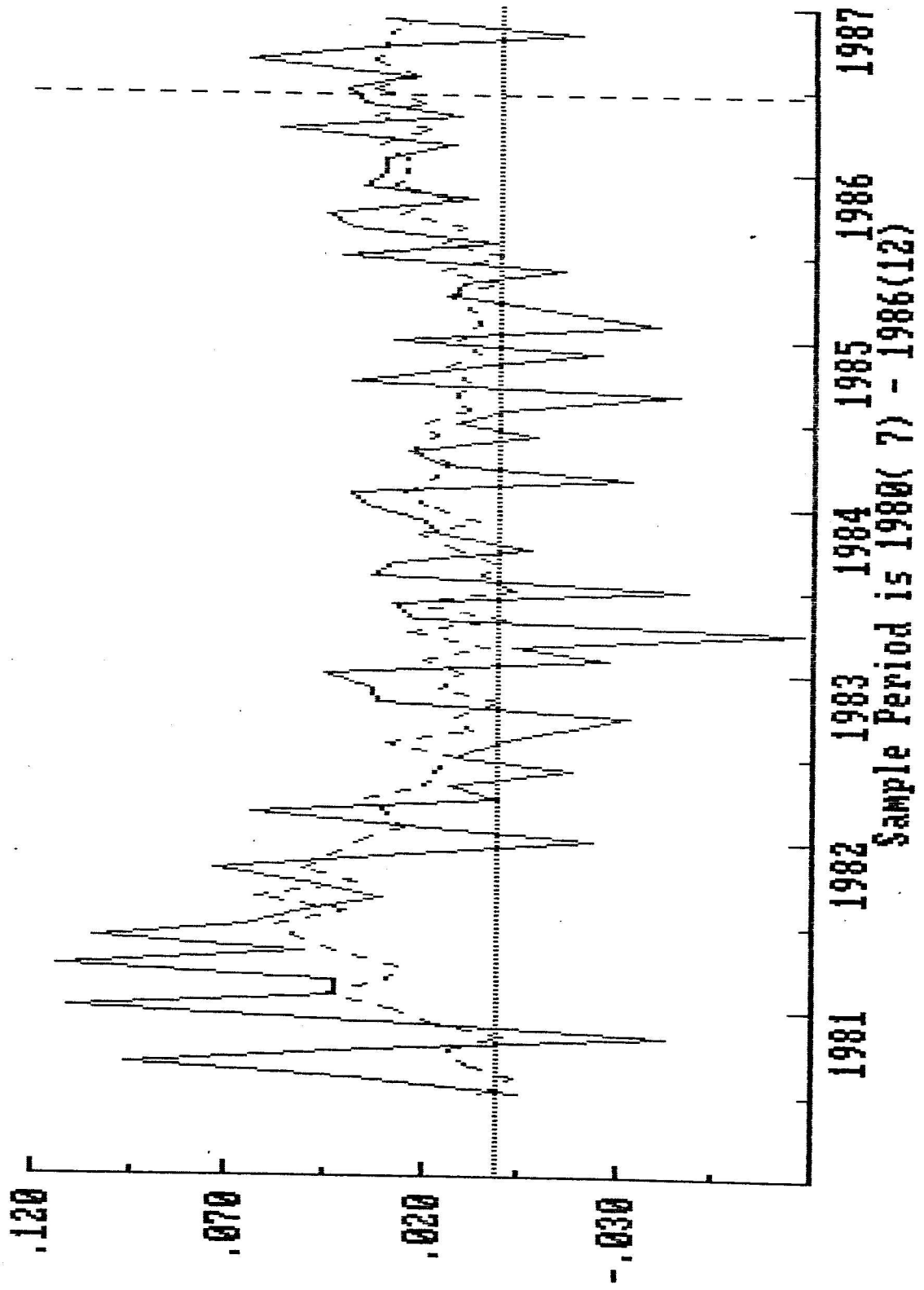
$$SE(\sigma) = 0.034 \quad F(3,68) = 4.27 \quad R^2 = 0.159$$

$$JB = 2.6 \quad RESET Y = 0.27 \quad \text{White-féle } F(9,58) = 2.11 (**)$$

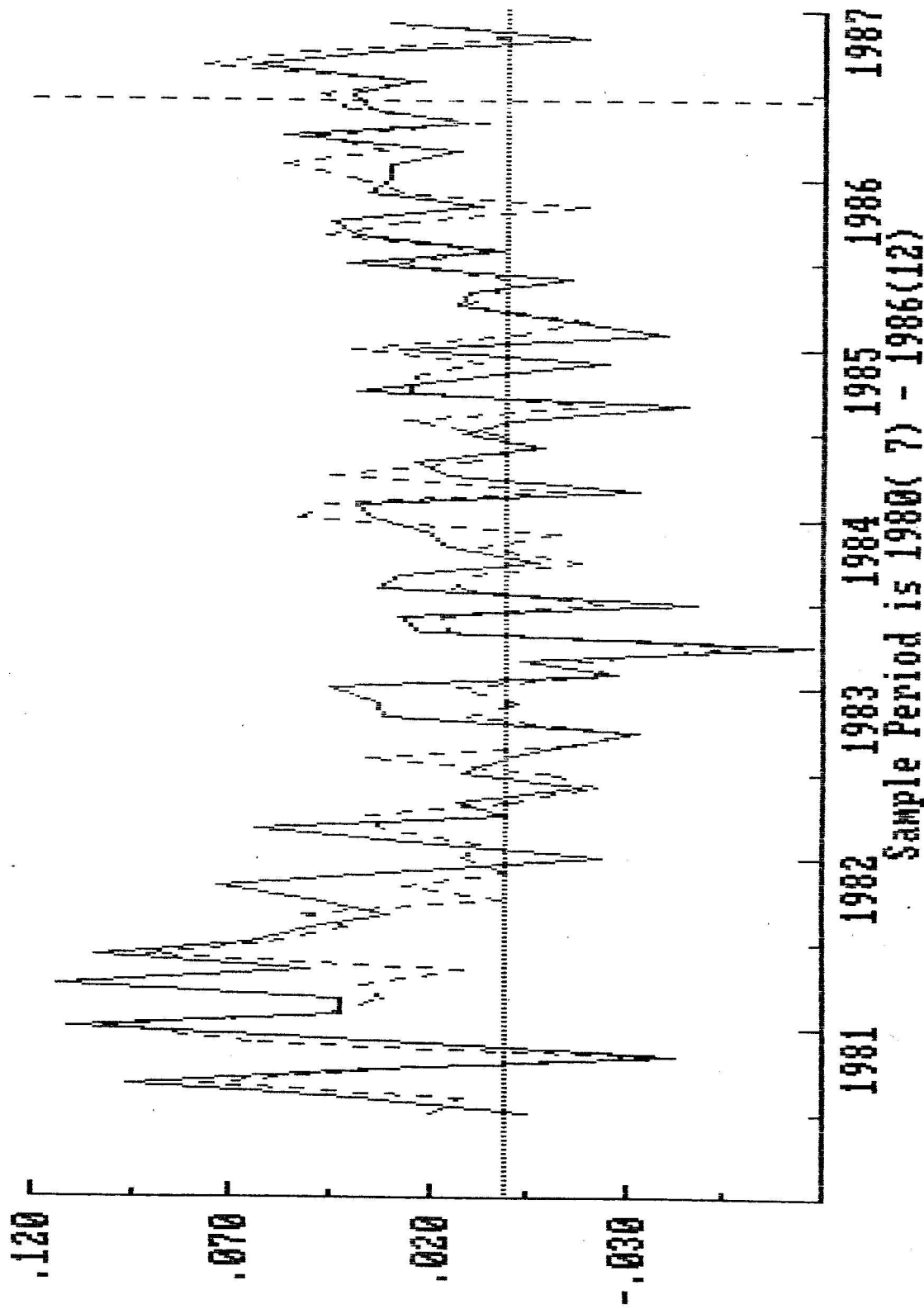
$$LM(1) = 0.19 \quad LM(6) = 12.0 (*) \quad LM(12) = 23.0 (**)$$

$$\text{Mintán túli viselkedést jellemző Chow-féle } F(6,68) = 0.49 \\ (1980:7 - 1980:12)$$

7. ábra: A havi fogyasztásingadozás - AR(6) modell alapján
 eredeti = _____ becült = --- --



8. ábra: A fogyasztás alakulása - havi hibakorrekciós modellel
 eredeti = _____ becült = - - - -



A modellben változatlanul felfedezhető hatod és tizenkettedfokú autokorreláció (ami havi adatok esetén eléggé plauzibilis), és elgondolkodtató az általános specifikációs próbaként használt White-próba negatív eredménye. A nem tökéletes specifikáció okát nem sikerült egyértelműen meghatározni. Sem a nettó pénzügyi vagyon megváltozása (a hitelállomány növekedésével csökkentett betét- és készpénzvagyon növekedés), sem a fogyasztói árindex nem bizonyult kihagyott változóknak. A modell által adott becslések és az eredeti idősor eltérései leolvashatók a 7.ábráról. Látható, hogy az AR(6) modell a fogyasztás növekedési ütemeinek szabálytalan ingadozásait nem képes tükrözni, az idősort "kisimítja".

Az alternatív modellt a fogyasztás és jövedelem hibakorrektációs modellje jelentette. Mivel havi idősorok esetén a kointegráció korrekt tesztelése megoldhatatlan feladatnak látszott számomra, az elmélet alapján *a priori* feltételeztem, hogy a két idősor kointegrált, a különböző kointegrációs vektorok egybeesnek és a hibakorrektációs modell az alábbi egyszerű formát ölti (Engle et al 1988):

$$(2.3.31) \quad a(L)c_{12t} = b(L)y_{12t} + g(L)z_{t-1} + \epsilon_t$$

ahol c_{12} és y_{12} a fogyasztás illetve a jövedelem szezonálisan differenciált idősora, z a hibakorrektációs tag, ϵ fehér zaj folyamat, $a(L)$ és $b(L)$ - az egyváltozós modellkísérletek alapján - legfeljebb ötödfokú, $g(L)$ legfeljebb tizenegyedfokú késleltetési polinom. A tág modell specifikációanalízise nem adott indokot a modell elvetésére. A specifikációt fokozatosan szűkítettem az inszignifikáns késleltetések elhagyásával, lépésenként F-próbával ellenőrizve a megszorításokat. Végül az alábbi összesen nyolc paramétert tartalmazó modellhez jutottam (ahol zárójelben ismételtén a késleltetések szerepelnek):

(2. 3. 32)

$$c_{12} = \frac{0.44 * c_{12}(-5)}{(0.10)} + \frac{0.77 * y_{12}}{(0.09)} - \frac{0.32 * y_{12}(-5)}{(0.12)} - \frac{0.11 * z(-2)}{(0.05)} \\ - \frac{0.11 * z(-5)}{(0.05)} - \frac{0.16 * z(-7)}{(0.05)} - \frac{0.10 * z(-10)}{(0.05)} - \frac{0.16 * z(-12)}{(0.05)}$$

$$SE(\sigma) = 0.024 \quad F(3,68) = 17.7 \quad R^2 = 0.688$$

$$JB = 0.99 \quad RESET Y = 0.22 \quad \text{mod White-féle } F(6,61) = 0.58$$

$$LM(1) = 1.34 \quad LM(6) = 2.95 \quad LM(12) = 8.18$$

$$\text{Mintán túli viselkedést jellemző Chow-féle } F(6,68) = 0.29 \\ (1980:7 - 1980:12)$$

ahol:

$$(2. 3. 33) \quad z_t = c_t - \frac{0.720 * y_t}{(0.059)} + \frac{0.85}{(0.20)}$$

A paraméterek szignifikánsak, valamennyi specifikációs teszt eredménye pozitív, a modell sztenderd hibája kisebb, mint az egyváltozós modellé. Az eredményeket grafikusan a 8.ábrán illusztrálom. Az ábra azt sugallja, hogy a hibakorrekciós modell az AR-módelnél pontosabban képes a növekedési ütemek ingadozásait követni mind a minta, mind az ex post előrejelzési periódusban. Az AR-modellt, mint beágyazott modellt tekintve az F-próba elutasítja a szűkebb modell felé történő elmozdulást, azaz - az egyszerű struktúrájának nem nevezhető - hibakorrekciós modellt nem vethetjük el az egyváltozós modellel szemben. Problémát jelent azonban a paraméterek értelmezése: a rövid távú jövedelemrugalmasság az éves modellekben kapott értékekhez képest túl magasnak tűnik (0.77). Nem lehet kizárni, hogy a paraméterek alakulásában komoly szerepe van a logikai változóknak nem megfelelő idősorok alkalmazásának, avagy, hogy nem a modell redukált formájának megfelelő fogyasztási függvényt becsültem.

Megkísértem a Davidson-féle hibakorrekciós modell specifikálását, ahol is az elmélet sugallta hosszú távú egységnyi jövedelemelaszticitás miatt $z = \log(C/Y)$. A modell félrespecifikált volt, a hibakorrekciós tag pedig nem bizonyult szignifikánsnak. Az

éves modellkísérletek folytatásaként megpróbáltam hibakorrekciós modellel leírni a lakossági pénzkereslet alakulását. A modellek ebben az esetben is félrespecifikáltak voltak, sőt, az F-próba nem vetette el, hogy valamennyi változó zérus.

Összefoglalásként megállapítható, hogy éves és havi idősorok alapján sikerült olyan, a lakossági fogyasztás alakulását leíró hibakorrekciós modelleket becsülni, amelyek nem mondanak ellent a megfigyelt időszak - 1960-1986 illetve 1979:1 - 1986:12 - adatainak, paramétereik szignifikánsak. Az éves modellek által leírt hosszú távú stacionárius pálya és rövid távú alkalmazkodási folyamat az alkalmazott elméleti keret és a magyar tőkepiac sajátosságait (alulmonetizáltság, lakásberuházások nagy súlya) figyelembe véve jól értelmezhető. Sem az éves sem az éven belüli fogyasztásingadozás elemzése alapján nem zárható ki, hogy a háztartások fogyasztásuk kiegyenlítésére törekszenek, azaz a folyó reáljövedelem közvetlen hatása mellett a vagyon illetve permanens jövedelem hatás is jelentős. A likviditáskorlátos háztartások magas aránya, illetve a hitelhez jutás korlátozottsága az erős folyó jövedelemérzékenységben tükröződik. Sem az évi sem a havi adatok alapján nem elvethető az a hipotézis, hogy a lakossági fogyasztást és a pénzkeresletet más motívumok határozzák meg. Egyik fogyasztási függvényben sem bizonyult szignifikáns magyarázó változónak a fogyasztói árindex, azaz a reáljövedelem mozgása közvetíti az árváltozások fogyasztásra gyakorolt hatását. Az éves pénzkeresleti modell alapján ugyanakkor nem lehet elvetni a "pénztől való menekülés" motívumát.

ÖSSZEFOGLALÁS

A kutatás alapvető célja a magyar lakossági fogyasztás (megtakarítás) jellemzése volt a releváns elméletek és kategóriák kiválasztásával - empirikus modellek segítségével.

A dolgozat első része megkísérelte azt az ívet felvázolni, ahogyan a fogyasztáselmélet a keynesi makroökonomiában elnyerve fontosságát a sztenderd mikroökonomiai elemzési keretet felhasználva a modern ökonometria idősor-elemzési technikájára támaszkodva a korai hipotézisektől - korántsem egyenes úton - eljutott az elmélettel összhangban álló dinamikus empirikus modellekig.

A hagyományos keresletelemzés a statikus fogyasztói döntés leírása, a klasszikus egyensúlyelmélet része. A fogyasztás időbeli allokálásának problémája Keynes Általános elmélete nyomán kapott hangsúlyt; mivel az "el nem fogyasztott jövedelem" határozza meg a beruházási piacok kínálatát. A megtakarítás ebben a szemléletben nem áldozat, melynek jutalma a kamat, hanem racionális döntés eredménye, a fogyasztás és jövedelem hosszú távú szabályozásának eszköze. Az eszköz hatékonysága nem független a megtakarításhoz kapcsolódó második döntéstől; vagyis attól, milyen formában tárolják a "felhalmozott megtakarításokat", hogyan határozzák meg a vagyonösszetételt.

A feltételes szélsőérték feladatként reprezentálható racionális fogyasztói modell alkalmas elemzési kerete a fogyasztás időbeli allokálására vonatkozó problémának is. Az így megfogalmazott modell komparatív statikai elemzése alapján többé-kevésbé nyilvánvaló, hogy a fogyasztáselméletben nagyhatású életciklus és permanens jövedelem elméletek heurisztikus sugallatai egy additív és homotetikus intertemporális hasznossági függvénnyel vannak összhangban. A fogyasztáselméletben ugyanakkor - bár szá-

mos kutató vitatja - ezek a feltevések nem bizonyultak annyira restriktívnek, mint a sztenderd keresletelméletben.

A "józan közgazdasági logikának" nem ellentmondó életciklus és permanens jövedelem elméletek következtetéseinek egyértelmű tesztelhetőségét és modellezhetőségét hosszú ideig gátolta az empiria fejletlensége: a statikus elemzésekre felkészült technikai apparátus képtelen volt egy dinamikus kontrolmodell megfelelő reprezentációjára. Az úgynevezett meglepetésmo-
dellekkel kapcsolatos vita eredményének tekintem, hogy létrejött a fogyasztáselmélet nyolcvanas évekbeli fejlődése - szerintem - csúcspontját jelentő kointegrációs elmélet. Ennek lényege, hogy fogyasztás és jövedelem hosszú távú egyensúlyi pályája alapján meghatározható egy stacioner folyamat - a permanens jövedelem elmélet szigorú következtetéseit alkalmazva, ez maga a megtakarítási ráta - ami korrekciós tényezőként működve "korrigálja" a fogyasztás-jövedelem rövid távú kilengéseit az egyensúlyi pálya irányába. A kointegrációs elmélet ugyanakkor egy a priori megszorításokat mellőző dinamikus modellstruktúrát - az úgynevezett *hibakorrekciós modellt* is megad a feltevések tesztelésére és becslésére. Belátható, hogy a makromodellezésben széleskörben alkalmazott, mert viszonylag kielégítő eredményeket produkáló fogyasztási és pénzkeresleti modellek (pl. Friedman-Brown modell, a parciális alkalmazkodás modellje) - paramétermegszorítások segítségével levezethető az általános hibakorrekciós modellből.

A dolgozat első részében leírt elméleti kerettel szemben a hazai alkalmazások során gyakran nagy az ellenállás, miközben az empirikus technikát számosan alkalmazzák - a paraméterek korrekt értelmezése nélkül. Ismételten végiggondolva az alkalmazás problémáit - aminek során állandóan azzal a ki nem mondott váddal viaskodunk, hogy "itt minden más" - az alábbi megállapításokra jutottam:

- A racionális fogyasztó modellje a kérdéseknek egy olyan lehetséges megközelítése, amit vagy el lehet a priori utasítani, vagy ellenkező esetben igen hatékonyan lehet alkalmazni. Egyelőre, nem találtam olyan meggyőző tényanyagot, ami egyértelműsítette volna e megközelítés alacsonyabbrendűségét.

- Az első pontot elfogadva, hipotézisem szerint - és ebben úgy érzem a Kornai-val vitázó disequilibrium közgazdák is hasonló nézeteket vallanak - az úgynevezett szocialista gazdaságokban nem a preferenciarendezés változik meg, hanem a racionális fogyasztó modelljének korlátait kell újragondolni - a pótlólagos feltételeket kell megfogalmazni.

- A közgazdasági elemzések (köztük maga a Hiány), a statisztikai idősorok elemzése valamint a rendelkezésre álló szórványos empirikus modelleredmények arról győztek meg, hogy Magyarországon az intertemporális modell korlátait nem a fogyasztási piac globális hiánya (avagy egyensúlytalansága) miatt kell újragfogalmazni, hanem a fejlődő országokéhoz képest is elmaradott tőkepiac miatt. Amennyiben a főbb fogyasztási cikk piacok nem egyértelműen hiány-meghatározottak, nem vehető el a sztenderd keresletelmélet alkalmazása - a megfelelő megszorításokkal. Az eddigi magyar keresleti modellek áttekintésével a további modellezés során használható ötleteket igyekeztem megfogalmazni.

- A lakossági megtakarítás elmélet nem értelmezhető, mint a fogyasztási piac korlátozottsága által meghatározható "pénzköltéstől való tartózkodás". Vélelmezhető, hogy az intertemporális döntési modellben a tőkepiac tőkéletlenségei jelentik a többletkorlátokat. A kényszerűen magas ingatlan-beruházás jele és oka a lakosság gazdasági dezintegráltságának: a megtakarítások nem kapcsolódnak be a gazdasági forrásallokációba, pontosabban a gazdaságnak nyújtott források nem követik a megtakarítások pályáját. Következésképpen, a lakossági fogyasztási modell nem ad vá-

laszt a "pénzköltéstől való tartózkodásra" - amit az úgynevezett "pénzmeztakarítás" segítségével szoktak mérni, de nem ad választ a gazdaságba bevonható többletforrások alakulására sem. Mivel feltehető, hogy a jövőben a pénzügyi követelések formájában megvalósuló lakossági befektetések aránya megnő, a lakossági fogyasztás-megtakarítás elmélet ez utóbbi szempontból relevánssá válhat.

- Mindezt követően a második rész harmadik fejezete olyan fogyasztási modellek megfogalmazására törekszik - ami a tökéletlen tőkepiacok feltevése mellett alkalmazza a permanens jövedelem / életciklus hipotézis általános következményeit. A szigorú specifikációanalízisnek alávetett modellek közül a házatartások intertemporális döntéseivel összhangban álló hibakorrekciós modellek tudták az adatok ingadozását a legjobban közelíteni, ezen belül is prioritást kapott a fogyasztás - jövedelem - lakásberuházás kointegrációjára - hosszú távú közös egyensúlyi pályájára - épülő modell. Nem zárható ki, hogy a lakásvagyon/lakásberuházás alakulása hosszú távon érinti a fogyasztás-jövedelem pályáját, a fogyasztási szintet csökkentve. Megállapítottam, hogy a reáljövedelem alakulása olyan releváns információkat tartalmaz a fogyasztás-megtakarítás alakulásáról, amihez képest az inflációs ráta nem jelent többletinformációt, nem befolyásolja a fogyasztást a vagyonhatáson keresztül. Többszörösen alátámasztom, hogy bruttó pénzmeztakarítás és fogyasztás nem azonos motívumok meghatározta folyamatok, sőt, a "pénzmeztakarítás" fogalma egyre inkább irrelevánssá válik, mivel a lakosság pénzkeresleti döntései a *pénzállományra* vonatkoznak, aminek elemzésére csak a kezdeti lépéseket tettem meg. Éves idősorokra vonatkozó elemzéseimet - a rendelkezésre álló statisztikai idősorok tartalmi problémái miatt elsősorban illusztrációs céllal - havi hibakorrekciós modellek bemutatásával egészítettem ki.

1. FÜGGELÉK

A fogyasztó sztenderd mikroökonómiai modellje

Az alábbiakban a racionális fogyasztó modelljével kapcsolatban használt fogalmak definícióit és a főbb tételket foglalom össze - a levezetések mellőzésével. A felhasznált tételek bizonyításának egy része és a teljes fogyasztói elmélet megtalálható Deatonnak és Muellbauernek (1980) e Függelék alapjául szolgáló kézikönyvében, a sztenderd mikroökonómia könyvekben (pl. Varian 1974) valamint Blackorby, Primont és Russel (1978) kiemelkedő jelentőségű kézikönyvében.

Értelmezzünk a fogyasztói lehetőségek halmazán egy bináris relációt (\succsim), ahol ha q_1 és q_2 a lehetőséghalmaz két eleme (például két fogyasztói kosár, avagy két fogyasztási pálya) akkor $q_1 \succsim q_2$ jelentse, hogy q_1 nem rosszabb, mint q_2 . Teljesüljenek az alábbi Axiómák:

1. TELJESSEG: Minden q_1 és q_2 esetén vagy $q_1 \succsim q_2$ vagy $q_2 \succsim q_1$ (a fogyasztó bármely két lehetőséget össze tud vetni egymással).

2. REFLEXIVITÁS: Minden q -ra $q \succsim q$ (egy lehetőség sem rosszabb önmagánál, trivialitás).

3. TRANZITIVITÁS: Ha $q_1 \succsim q_2$ és $q_2 \succsim q_3$ akkor $q_1 \succsim q_3$ (a fogyasztó választása konzisztens, azaz következetes).

Az 1-3 Axiómák egy előrendezést avagy preferencia-rendezést határoznak meg a választási lehetőségek halmazán. Nem minden preferenciarendezés reprezentálható hasznossági függvénnyel - a klasszikus ellenpélda a lexikografikus rendezés - a reprezentálhatóság feltételét adja meg a 4. Axióma:

4. FOLYTONOSSÁG: Az $A = \{q | q \succsim q_1\}$ ("legalább olyan jó, mint q_1 ") és a $B = \{q | q_1 \succsim q\}$ ("biztosan nem jobb, mint q_1 ") halmazok zártak.

Ha 1-4 Axiómák teljesülnek, akkor a preferenciarendezés reprezentálható egy folytonos függvénnyel - $v(q)$ - amit *hasznossági függvénynek* nevezünk. Az így értelmezett hasznossági függvény egy monoton transzformáció erejéig egyértelműen meghatározott, ún *ordinális* függvény.

Az ötödik Axióma biztosítja, hogy a fogyasztó választása mindenkor a lehetőségek halmazának a forrásai által meghatározott határára és nem a belsejébe esik:

5. LOKÁLIS KIELÉGÍTELTLENSÉG: q_1 e sugarú környezetében van olyan q_2 , hogy $q_2 \succ q_1$, azaz $v(q)$ egyetlen komponensében sem csökkenő és legalább egyben növekvő (minden lehetőségnek a tetszőlegesen kicsi környezetében létezik egy kicsit jobb).

A 6.Axióma teljesülése nem minden tételhez szükséges, de minden bizonyítás matematikailag kényelmessé válik általa:

6. KONVEXITÁS: Ha $q_2 \succ q_1$ akkor minden $0 \leq \lambda \leq 1$ esetén $(\lambda q_2 + (1-\lambda)q_1) \succ q_1$ (a fogyasztó az átlagot preferálja a szélsőséggel szemben).

A racionális fogyasztói viselkedést reprezentáló feltételes szélsőérték feladat a hasznossági függvény maximumát (a legjobb lehetőséget) keresi a források korlátosságát kifejező, feltételezetten tökéletes piac meghatározta lineáris költségvetési korlát mellett, ahol x a fogyasztó összes forrását - amit a továbbiakban az egyszerűség kedvéért gyakran összes kiadásnak, vagy jövedelemnek hívunk, tudván, hogy az egyes elemzésekben ezek a fogalmak korántsem azonosak - p_1 pedig az árakat jelöli:

$$(F.1) \quad \begin{aligned} & \max v(q) \\ & pq = x, \end{aligned}$$

ahol a továbbiakban:

$$p = (p_1, \dots, p_n)$$

$$q = (q_1, \dots, q_n)$$

az ár- illetve termékvektort jelöli. A feladat megoldását a

$$(F. 2) \quad q_i = g_i(p, x)$$

alakú úgynevezett *marshalli keresleti egyenletek* jelentik. A marshalli keresleti egyenletek bizonyos regularitási feltételek teljesülése esetén a Lagrange-tétel alapján származtathatók, ahol a feladat Lagrange függvénye:

$$(F. 3) \quad L(q, \lambda) = v - \lambda(pq - x),$$

az optimum létezésének szükséges feltétele pedig:

$$(F. 4) \quad \partial L(q^*, \lambda^*) / \partial q_i = 0,$$

azaz:

$$(F. 5) \quad v_i = \partial v / \partial q_i = \lambda p_i \quad i=1, \dots, n$$

$$pq = x,$$

ahol λ , a Lagrange-szorzó a források határhasznosságát "méri". (F.5)-ből következik, hogy

$$(F. 6) \quad v_i / v_j = p_i / p_j$$

$$\lambda = v_i / p_i = v_j / p_j,$$

azaz a határhasznok aránya megegyezik az árarányokkal, illetve az "értékegységre" jutó határhaszon, a határhaszon "ára" konstans.

A marshalli keresleti függvény két lényeges tulajdonsága adódik a megoldásból:

I. **ÖSSZEGEZHETŐSÉG** : A kereslet éppen kimeríti a korlátot, azaz: $\sum p_i g_i(p, x) = x$, amiből a forrás illetve az árak szerinti parciális deriválással adódik az úgynevezett

$$(F. 7) \quad \text{Engel-féle:} \quad \sum p_k (\partial g_k / \partial x) = 1$$

illetve

$$(F. 8) \quad \text{Cournot-féle:} \quad \sum p_i (\partial g_k / \partial p_i) + q_i = 0$$

aggregálási feltétel. A másik lényeges tulajdonság:

II. HOMOGENITÁS: azaz $g_i(\lambda p, \lambda x) = g_i(p, x)$,
amiből teljes differenciálással kapjuk:

$$(F. 9) \quad \sum q_k (\partial g_i / \partial p_k) + x (\partial g_i / \partial x) = 0.$$

Vezessük be az alábbi - a sztenderd keresletelmélet empirikus modelljeiben kulcsszerepet játszó - fogalmakat:

- az i -edik termék kiadási hányada: $w_i = p_i q_i / x$
- az i -edik termék jövedelemelaszticitása:
$$e_i = \partial \log(q_i) / \partial \log(x_i)$$
- az i -edik termék j -edikre vonatkozó árrugalmassága:
$$e_{ij} = \partial \log(q_i) / \partial \log(p_j).$$

A termékeket a jövedelemhatás alapján tipologizálhatjuk *luxuscikkek*re, melyeknek a jövedelemrugalmassága egynél nagyobb - keresletük a forrásoknál gyorsabban nő, *szükségleti javakra*, amelyeknek a jövedelemelaszticitása egynél kisebb, és ezen belül *alacsonyabbrendű javakra*, amelyeknek a jövedelemrugalmassága negatív, azaz a jövedelem növekedésekor keresletük csökken.

A rugalmasságok valamint (F7-F9) segítségével újrafogalmazható az összegezhetőségi és a homogenitási tulajdonság. Ennek az empirikus modellek esetében van jelentősége, mivel ebben a formában könnyen ellenőrizhető paraméterrestrikciót jelentenek:

$$(F. 10) \quad \text{Engel-féle összegezhetőség: } \sum w_k e_k = 1$$

$$\text{Cournot-féle összegezhetőség: } \sum w_k e_{ki} + w_i = 0$$

$$\text{homogenitás: } \sum e_{ik} + e_i = 0.$$

A marshalli keresleti egyenletek további tulajdonságainak - az ár- és jövedelemváltozások hatásainak - elemzésére kevesebb

megszorító feltevésre van szükség, ha a racionális fogyasztó duális szélsőértékfeladata felől közelítünk. Az (F.1) feladat duálisa az alábbi költségminimalizálási feladat:

$$(F.11) \quad \begin{aligned} \min x &= pq \\ v(q) &= u, \end{aligned}$$

amely azt a fogyasztói kosarat keresi, amely mellett a fogyasztó egy adott hasznossági szintet minimális kiadással ér el. Az (F.11) feladat megoldása az úgynevezett *hicksi - avagy kompenzált - keresleti függvény*:

$$(F.12) \quad q_1 = h_1(u, p),$$

amely tehát a keresletet az elérendő hasznosság és az árak függvényében adja meg. A marshalli és a hicksi keresleti egyenletek segítségével definiálható az úgynevezett *indirekt hasznossági függvény*:

$$(F.13) \quad V(x, p) = \max\{ v(q) ; pq = x \}$$

illetve a *költséggfüggvény*:

$$(F.14) \quad c(u, p) = \min\{ pq ; v(q) = u \}.$$

A költséggfüggvény tulajdonságai részben definíciójából részben a fogyasztói választás Axiómáiból következnek:

1. $c(u, \theta p) = \theta c(u, p)$; azaz a költséggfüggvény az árakban homogén (definícióból következik);
2. $c(u, p)$ u -ban növekvő, p -ben nem csökkenő és p -nek legalább egy komponensében növekvő függvény (5.Axióma);
3. $c(u, p)$ az árakban konkáv (definícióból következik, nem a konvexitási Axiómából);
4. a költséggfüggvény az árakban folytonos és egy nullmértékű halmaz kivételével kétszer differenciálható (az előző tulajdonságból következik);
5. Sheppard-lemma: a költséggfüggvény árak szerinti deriváltjai a hicksi keresleti függvényt adják:

$$(F.15) \quad \partial c(u, p) / \partial p_1 = h_1(u, p) = q_1,$$

avagy a keresletelemzésben gyakran használatos kiadási hányadokban kifejezve:

$$(F. 16) \quad \partial \log(c(u, p)) / \partial \log(p_1) = w_1.$$

A Sheppard-lemma és a dualitási tételek következménye az úgynevezett *Roy-féle azonosság*, ami kimondja, hogy a marshalli keresleti függvények az indirekt hasznossági függvényből származtathatók, azaz:

$$(F. 17) \quad q_i = g_i(x, p) = - (\partial \Psi / \partial p_i) / (\partial \Psi / \partial x).$$

Ha a hicksi keresleti függvények alapján meghatározott helyettesítési határrátákat - az árváltozás hatására bekövetkező keresletváltozást - s_{ij} jelöli, azaz

$$(F. 18) \quad s_{ij} = \partial h_i(u, p) / \partial p_j,$$

akkor a keresleti függvények további tulajdonságai a Sheppard-lemma alapján a hicksi keresleti függvényekből az alábbi módon származtathatók:

III. SZIMMETRIA-tulajdonság:

$$s_{ij} = s_{ji},$$

ami következik a definícióból (a kétszeres differenciálhányados szimmetriájából); valamint a

IV. NEGATIVITÁSI-tulajdonság: az s_{ij} elemekből felépülő helyettesítési avagy *Slutsky-mátrix* negatív definit, amiből következik, hogy

$$(F. 19) \quad s_{ii} < 0,$$

azaz a saját árhatás negatív, az áremelkedéskor - ugyanazon közömbösségi görbe mentén mozogva - a kereslet csökken.

A termékeket a Slutsky-mátrix elemeinek előjele alapján szokták csoportosítani úgynevezett *helyettesítő* termékekre

(a Slutsky-mátrix megfelelő eleme pozitív) és *komplementer* javakra (a Slutsky-mátrix megfelelő eleme ebben az esetben negatív).

A keresleti függvények első két tulajdonsága automatikusan teljesül a hicksi keresleti függvényekre is, az utóbbi kettőből és a Roy-azonosságból viszont az alábbi feltételek teljesülnek az empirikus vizsgálatok során megfigyelt marshalli árhatásokra:

$$(F. 20) \quad \partial g_i / \partial p_j = s_{ij} - q_j (\partial q_i / \partial x),$$

azaz a mért árhatás az árváltozás keresletre gyakorolt - ún *kompenzált* - *helyettesítési* hatásának és az árváltozás kiváltotta ún *jövedelmi* hatásnak a különbsége. Ugyanez teljesül a megfigyelt elaszticitásokra is:

$$(F. 21) \quad e_{ij} = e^*_{ij} - w_j e_i,$$

ahol $e^*_{i,j}$ a kompenzált árrugalmasság.

Vegyük észre, hogy a negativitási tulajdonság következménye, a sajátárhatás negativitása - amit a keresletelmélet alaptételének is neveznek - a marshalli keresleti függvény saját árhatására nem feltétlenül igaz, ugyanis (F.20) alapján:

$$(F. 22) \quad \partial g_i / \partial p_i = s_{ii} - q_i (\partial q_i / \partial x),$$

azaz a saját árhatás pozitív is lehet, ha a jövedelmi hatás negatív (alsóbbrendű jöszágról van szó) és abszolút értékben nagyobb, mint a helyettesítési hatás (ezek az úgynevezett Giffen-javak).

Az empirikus keresletelemzésre kidolgozott modellek általában - explicit vagy implicit módon - kihasználnak valamilyen közvetve a preferenciákra - közvetlenül a hasznossági függvényekre - tett megszorításokat. Ezek közül a leglényegesebbek a

gyenge és erős szeparábilítási (avagy additivitási) feltevések valamint a homotetikusság feltevése:

- Gyenge szeparábilítási (részletesen lásd Blackorby et al 1978). Lényege, hogy ha a (q_{11}, \dots, q_{1k}) termékek fölötti preferenciarendezés független a fenti csoportból kimaradt jószágok választott fogyasztási szintjétől, akkor a csoport a többi terméktől szeparálható. Ha a jószágvektor egésze particionálható ily módon N csoportba, akkor mondjuk azt, hogy a preferenciarendezés és a hasznossági függvény gyengén szeparábilis. Belátható, hogy ekkor a hasznossági függvény az alábbi alakban írható fel:

$$(F. 23) \quad u = f(v_1(q_1), \dots, v_N(q_N)),$$

ahol f egy monoton növekvő tetszőleges függvény, q_1 pedig az 1-edik csoportba összevont termékek vektora. A szeparábilítási tehát valami hasonlót fejez ki, mint az "összetett jószág" elve, csak attól eltérően nem feltétlenül tételjezi fel a csoporton belüli relatív árarányok változatlanóságát.

A szeparábilítási leglényegesebb következménye, hogy a különböző csoportokba tartozó áruk közötti helyettesíthetőség független lesz maguknak az áruk az árváltozásaitól, csak az árváltozások rájuk gyakorolt jövedelemhatásától és az "összetett termékek" árarányváltozásától függ (Deaton-Muellbauer, 1980, p 129), azaz:

$$(F. 24) \quad s_{ij} = \mu_{GH} (\partial q_i / \partial x) (\partial q_j / \partial x),$$

ahol μ_{GH} az i -edik jószágot tartalmazó G és a j -edik jószágot tartalmazó H jószágkosarak közötti helyettesíthetőség mérőszáma.

A szeparábilítással szorosan összefüggő, de attól mégis eltérő fogalom az ún két (vagy több) szintű fogyasztói

döntés (two stage budgeting). Ennek lényege, hogy a fogyasztó számára közömbös, hogy a teljes halmazon végez preferenciarendezést, avagy először nagyobb jószágcsoportok között, majd ezen jószágcsoportokon belül. A gyenge szeparabilitás szükséges és elégséges feltétele a döntés második szintjének, de tisztán kell látni, hogy ennyi és nem több a két fogalom kapcsolata. Ha az első lépcső elvégezhető, akkor nyilvánvaló, hogy a szeparabilitás - a nem az adott csoportba tartozó jószágok szintjének megválasztásától független preferenciarendezés - elégséges feltétel a második lépés megtételéhez. Ám a két lépésre bontást maga a szeparabilitás nem garantálja.

- Additivitás avagy erős szeparabilitás. Ekkor feltételezzük, hogy

$$(F. 25) \quad u = f(v_1(q_1) + \dots + v_K(q_K)),$$

ahol f továbbra is egy monoton növekvő tetszőleges függvény, q_i pedig az i -edik csoportba összevont termékek vektora. Az additív szeparabilitásnak közvetlen következménye, hogy a jövedelem- és ár rugalmasságok nem lesznek függetlenek egymástól (Deaton-Muellbauer, 1980 p.138):

$$(F. 26) \quad e_{ii} = \varphi e_i - e_i w_i (1 + \varphi e_i)$$

$$e_{ij} = - e_i w_j (1 + \varphi e_j)$$

φ pedig i -től független konstans, az úgynevezett jövedelemhajlékonysági mutató, a kiadási határhasznosság összkiadásra vonatkozó rugalmasságának a reciproka, vagyis:

$$(F. 27) \quad 1/\varphi = \partial \log(\lambda) / \partial \log(x).$$

A megszorítások következménye, hogy alacsonyabb rendű (inferior) javakat és komplementer jószágokat az ilyen típusú modellek nem tudnak kezelni, csak egymást helyettesítő javakat tudnak figyelembe venni. Az is látható, hogy ha kellően nagyszámú jó-

szág esetében alkalmazzuk a modellt, akkor w_1 elhanyagolható nagyságú, azaz e_{1j} zérushoz közeli érték, e_{11} pedig közel φe_1 lesz.

- Homotetikusság (részletesen lásd Blackorby et al/ 1978). Lényege, hogy a preferenciarendezésből származtatható közömbösségi görbék meredeksége egy origóból kiinduló sugár mentén állandó, azaz a hasznossági függvény felírható egy lineáris homogén függvény monoton transzformációjaként:

$$u(q) = f(v(q)), \quad \text{ahol}$$

(F. 28)

$$v(\theta q) = \theta v(q).$$

Ennek gyengébb megfogalmazása a "kvázi-homotetikusság", amikor is nem feltétlenül az origóból kiinduló sugár mentén azonosak a közömbösségi görbék hajlásszögei. A homotetikusságra vonatkozó feltevésre vezethető vissza a legtöbb modellben alkalmazott lineáris (origóból induló avagy pozitív konstanssal rendelkező) Engel-görbe.

A fenti "sztenderd" modell klasszikus alkalmazási területe a keresletelmélet, de lényegében ugyanez a modell - a változók újraértelmezésével - használható a munkakínálati, az intertemporális (v.ö. 1/2 fejezet) avagy a vagyonkompozíciós döntések reprezentálására egyaránt. A keresleti rendszerek származtatására és tulajdonságainak jellemzésére illusztrációként induljunk ki abból a modellből, amelyre a hatvanas-hetvenes években leginkább elterjedt lineáris kiadási avagy Stone-féle keresleti rendszer (Stone 1954) egyértelműen visszavezethető. A Stone-modell alapötlete, hogy feltételezi minden termékből létezik valamilyen "alap" fogyasztási szint (y_1) és az ezen felüli úgynevezett "nem kötött" kiadás allokálását reprezentálja az alábbi feltételes szélsőérték feladat:

$$(F. 29) \quad \max u = v(q_1, \dots, q_n) = \Pi (q_i - y_i)^{\alpha_i}$$

$$\text{ahol } \Sigma \alpha_i = 1$$

$$\Sigma p_i q_i = x.$$

Figyeljük meg, hogy a modell által meghatározott preferenciarendezés több megszorítást is tartalmaz:

- a választott hasznossági függvény szeparábilis, ráadásul erősen szeparábilis, azaz additív, hiszen $f(u) = \log(u)$ választással egy egyszerű összegfüggvénnyé redukálódik;

- Kvázi-homotetikus; azaz ha a konstans y -ákat elhagynánk, akkor az előbbi transzformációval egy lineáris homogén függvényt kapnánk.

A marshalli keresleti függvények származtatásához vegyük figyelembe, hogy a feladat Lagrange-feltételéből (F6) következően:

$$(F. 30) \quad \frac{q_j - y_j}{q_i - y_i} = \frac{\alpha_j/p_i}{\alpha_i/p_j},$$

amit a korlátfeltételbe helyettesítve; kapjuk:

$$(F. 31) \quad q_i = g_i(x, p) = y_i + \alpha_i/p_i (x - \Sigma p_j y_j).$$

A hicks-i avagy kompenzált keresleti függvény levezetéséhez először is határozzuk meg az indirekt hasznossági függvényt,

$$(F. 32) \quad u = \Psi(x, p) = (1/b(p)) (x - \Sigma p_i y_i),$$

ahol:

$$b(p) = \Pi (p_i/\alpha_i)^{\alpha_i}.$$

Ebből az optimális hasznosság elérésének költségét, azaz x -et kifejezve:

$$x = c(u, p) = \Sigma p_i y_i + ub(p),$$

majd ezt visszahelyettesítve (F.31)-be jutunk a hicks-i alakhoz:

$$(F.33) \quad q_i = h_i(u, p) = \gamma_i + (\alpha_i/p_i)ub(p).$$

Könnyen ellenőrizhető, hogy (F.33) megkapható a Sheppard-lemma alapján, azaz a költségfüggvény (F.32) árak szerinti differenciálásval, míg a marshalli keresleti egyenlet a Roy-azonosság alapján az indirekt hasznossági függvényből (F.31) is levezethető. A Stone-modell jövedelem- és ár rugalmasságaira az additivitás miatt teljesül a fentebb említett függvényszerű kapcsolat, valamint - ha teljesül a költségfüggvény konkávitása - akkor valamennyi jószág csak helyettesíthet egy másikat, a komplementaritás kizárt. Belátható, hogy ezek a viszonylag erős megkötések többé-kevésbé valamennyi "egyszerű" keresleti rendszerre teljesülnek, kevés a priori korlátozást az úgynevezett rugalmas-rendszerek (AIDS és Rotterdam) tartalmaznak.

AZ AGGREGÁCIÓS PROBLÉMA

A sztenderd modellben *egyedi* fogyasztó, *egyedi* piacon *egyedi* termékekről döntött. Az empirikus elemzés számára azonban általában fogyasztó, piacok és termékek felett *aggregált* adatok állnak rendelkezésére. Az empirikus elemzésnek ezt a kihívását nevezzük *aggregációs problémának*.

- A termékek feletti aggregáció lehetőségessége a szeparabilitási feltevésen múlik. A különböző szeparabilitási tételek lehetőséget kínálnak az empirikus elemző számára termékek helyett termékcsoportok kezelésére. Tisztán kell azonban látni, hogy ennek is megvan a maga ára a helyettesíthetőség korlátozásával.

- A piacok feletti aggregálás problémamentes, ha feltehetjük a piacok homogenitását. Ennek ellenkezője a disequilibrium - és hiány - modellek szokásos felvétele, amikor is az aggregáció ismét nem lehet feltevésmentes. Ennek egy lehetséges megoldását - a szükséges megszorító feltevések elemzését - tartalmazza Muellbauer 1978-as tanulmánya.

- Az *egyedi* fogyasztók feletti aggregáció sokáig problémamentesnek tűnt. Általában hallgatólágoosan elfogadták Hicks sejtését, miszerint az aggregált adatok még jobban is használha-

tők, hiszen az egyedi eltérések az összevonás során "kiátlagolódnak" (average out). Így elfogadottá vált a "reprezentatív fogyasztó" feltevésének alkalmazása. E feltevés beható elemzése az úgynevezett egzakt aggregáció elmélet közelmúltbeli eredményei alapján vált lehetségessé.

Az egzakt aggregáció-elmélet lényege azon feltevések megfogalmazása, amelyek alapján egy mikro- és egy makroszintű keresleti (költség) függvény egyértelműen megfeleltethető egymásnak. A legegyszerűbb eset az egzakt lineáris aggregáció. A

$$(F. 34) \quad q_{ih} = g_{ih}(x_h, p)$$

Keresletek - ahol a h index a háztartásra utal - *lineárisan* aggregálhatók, ha van olyan $g_i()$ függvény, hogy

$$(F. 35) \quad x = (1/H) \sum x_h$$

mellett:

$$(F. 36) \quad q_i = g_i(x, p) = (1/H) \sum q_{ih},$$

ahol H az összes háztartás száma az x átlagjövedelem pedig a "reprezentáns" fogyasztó jövedelme.

Vegyük észre, hogy az (F.35-F.36) definíció semmiféle racionalitási feltevést nem tartalmaz, tehát teljesen általános. A definíció következménye, hogy az aggregáció csak akkor valósítható meg, ha az összkereslet meghatározásakor a jövedelemeloszlás "nem számít", azaz ha egy forintot átcsoportosítok az egyik háztartástól a másikhoz, akkor az összkereslet nagysága nem változik, hiszen x sem változik. Ebből nyilvánvalóan következik, hogy a keresleti függvények - azaz az Engel-görbék - a jövedelemben lineárisak:

$$(F. 37) \quad g_{ih} = x_h a(p), \quad g_h = x A(p).$$

Bebizonyítható, hogy ekkor a fogyasztó költségfüggvénye úgynevezett Gorman-féle poláris alakú:

$$(F. 38) \quad c(u_h, p) = a(p) + u_h b(p)$$

ami éppen azt jelenti, hogy a hasznossági függvény kvázi-homotetikus. Mindezek a megszorítások erősen kétségessé teszik a lineáris aggregáció alkalmazhatóságát, hiszen a lineáris Engel-görbe empirikusan korántsem minden esetben igazolható feltevés.

A nem-lineáris aggregációelmélet (Muellbauer,1975) a megszorításokon próbál oldani. Kiinduló ötlete, hogy nem feltétlenül az átlagjövedelemmel azonosítja a reprezentatív fogyasztó jövedelmét, hanem a jövedelemeloszlás valamely jól meghatározott x_0 pontjával. Az alapgondolat lényege, hogy x_0 akkor reprezentáns jövedelem, ha létezik olyan $\Psi(x_0, p)$ indirekt hasznossági függvény, hogy a hozzátartozó $c(u_0, p)$ költségfüggvényre teljesüljön, hogy a Sheppard-lemma alapján meghatározható aggregált fogyasztási hányadok (w_1) megegyezzenek az egyedi fogyasztók fogyasztási hányadainak átlagával, azaz (F.16) alapján:

$$(F. 39) \quad w_1 = \partial \log(c(u_0, p)) / \partial \log p_1 = [\sum x_{1h} w_{1h}] / [\sum x_{1h}]$$

ahol

$$(F. 40) \quad w_{1h} = \partial \log(c_h(u_h, p)) / \partial \log p_1.$$

Belátható (Muellbauer,1975), hogy ebben az esetben a költségfüggvény

$$(F. 41) \quad c_h(u_h, p) = \theta_h[u_h, a(p), b(p)] + \varphi_h(p)$$

alakú, ahol θ lineáris homogén, konkáv és növekvő $a(p)$, $b(p)$ szerint; $a(p)$, $b(p)$ és $\varphi(p)$ pedig az árak lineáris homogén függvényei; és φ_h olyan háztartási jellemzőket tartalmaz, amelyek az aggregálás során valóban kiátlagolódnak, azaz az aggregált költségfüggvény

$$(F. 42) \quad c(u_0, p) = \theta[u_0, a(p), b(p)]$$

alakú. A reprezentáns jövedelemszint meghatározására eddig csak egy ennél kevésbé általános esetben történtek kísérletek, amikor is pótlólag feltesszük, hogy x_0 az áraktól független, azaz a költségfüggvény:

$$(F.43) \quad c_h(u_h, p) = k_h [(1-u_h)a(p)^{-\alpha} + u_h b(p)^{-\alpha}]^{1/\alpha}$$

ún PIGL (Price Independent Generalized Linear) alakú. Ebben az esetben az Engel görbe alakja az α paramétertől függ:

$$(F.44) \quad w_i = y_i + \eta_i (Y_0/k)^{-\alpha}$$

ahol y , η az áraktól függő változók. A reprezentáns fogyasztási szint $k=1$ feltevés mellett:

$$(F.45) \quad x_0 = [\Sigma(x_h)^{1-\alpha} / \Sigma x_h]^{-1/\alpha}.$$

(F44-F.45) az $\alpha = 1$ választás mellett éppen a lineáris Engel-görbét, és az átlagjövedelmet, mint reprezentáns jövedelmet adja vissza. (F.44-F.45) speciális esete, amikor $\alpha=0$, azaz logaritmikus formulákat, és az ún Working-modellhez hasonló Engel görbéket kapunk. Ez az ezet lett az alapja a Deaton-Muellbauer szerzőpáros által kidolgozott és ma legáltalánosabban használt ún "majdnem ideális keresleti rendszereknek" (ma már elég rosszul hanzó angol rövidítéssel: AIDS).

A nem-lineáris (avagy általánosított lineáris) aggregációs kísérlet végreredménye végül is az, hogy kellően erős megszorító feltevések mellett mód van a reprezentatív fogyasztói szint meghatározására, de a paraméterek - elsősorban α - megválasztását célszerű, ha keresztmetszeti adatokon végzett, az egyes háztartások jellegzetességeit figyelembe vevő elemzések előzik meg.

2. FÜGGELÉK:

A specifikációanalízis és modellválasztás során használt statisztikai próbák rövid leírása

A specifikációanalízis, és modellválasztás problémáinak átfogó és részletekbe menő tárgyalása az alábbi művekben megtalálható: Kőrösi et al (1989), Hendry (1988), Engle (1984), Harvey (1981a).

1. A paraméterekre vonatkozó hipotézisek vizsgálata és illeszkedésvizsgálat:

- A paraméterek alatt zárójelben sztenderd hibájukat adtam meg, amelynek alapján könnyen előállítható a paraméter szignifikanciájának tesztelésére alkalmas t-statisztika.

- R^2 : a többszörös determinációs együttható, amely megmutatja, hogy az adott összefüggés az endogén változó szórás-négyzetének mekkora részét "magyarázza". Használata elterjedt, noha nagysága, önmagában keveset mond az összefüggés "jóságáról" (Kőrösi et al 5.6.2 fejezet). Az éves modelleknél a bevont magyarázó változók számával korrigált értékét adom meg.

- F(K,T-K): A paraméterek együttes szignifikanciáját vizsgáló F-próba, ahol K a magyarázó változók, T pedig a megfigyelések száma. Az F próba alapján meghatározható R^2 -nek az a minimális szintje, amely mellett a paraméterek együttesen szignifikánsak.

- SE (σ): A becslés sztenderd hibája (standard error). Valamennyi egyenletnél közlöm, mint jó heurisztikus modellválasztási eszközt.

2. Az autokorreláció kimutatására alkalmazott próbák:

- DW: Durbin-Watson féle d-próba: A nullhipotézis, hogy a hibatagban nincs elsőfokú autokorreláció. A tesztstatisztika eloszlása nem határozható meg közvetlenül, de van két olyan meghatározható eloszlású valószínűségi változó, amelyek közrefogják. A próba, mint az autokorreláció jelenlétének vizsgálatára szolgáló specifikációs teszt egy sor olyan feltételhez kötött, amelyek általában nem teljesülnek, ennek ellenére általános diagnosztikai tesztként széleskörben alkalmazzák.

- LM(n): Az autokorreláció Godfrey-féle Lagrange-multiplikátor tesztje (Godfrey 1979). A nullhipotézis szerint a hibatagban nincs n-ed fokú autokorreláció. A próba technikája megegyezik a kihagyott változók Lagrange-multiplikátor (LM)-próbájával (Engle 1984), a nullhipotézis mellett tehát határeloszlásaeloszlása n-szabadságfokú khi-négyzet eloszlás, ami helyett -elsősorban kísérletekben - a Harvey (1981a) által javasolt F-eloszlást követő transzformáltját használják (Kiviet 1986). Az éves adatoknál $n=1,2,5$ értékekre, a haviaknál $n=1,6,12$ értékekre határoztam meg.

3. Heteroszkedaszticitás jelenlétére utaló próbák:

- GQ(n): A homoszkedaszticitás Goldfeld-Quandt félé tesztje (Goldfeld-Quandt 1965). A nullhipotézis, hogy a középső n darab megfigyelést kihagyva a megfigyelési periódus két olyan részre esik, amelyekben a hibatagok szórása megegyezik. A próba a szórás-egyezőség szokásos F-próbája $((T-n-2K)/2, (T-n-2K)/2)$ szabadságfokkal. Az éves modellek esetében alkalmaztam.

- F-próba: a White-féle heteroszkedaszticitás próba egy változata. Azt az esetet vizsgálja, amikor a heteroszkedaszticitás vélhetően a magyarázó változókhoz és azok négyzeteihez köthető. A próba technikája megegyezik a kihagyott változók LM-próbájával (Engle 1984), a nullhipotézis mellett tehát határeloszláseloszlása $(K+K*K)$ -szabadságfokú khi-négyzet eloszlás, ami helyett jelen esetben a Harvey (1981a) által javasolt F-eloszlást követő transzformáltját használtam. (Hendry 1988 p.56).

4. Általános diagnosztikai próbák:

- White-féle F: Az előző White-próba általánosabb változata, kizárólag nagyszámú megfigyelés esetén végezhető el. Alapgondolata hasonló az előző pontban ismertetett heteroszkedaszticitás-próbához, csak a változók négyzetei mellett összes keresztszorzatukat is figyelembe veszi. A nullhipotézis, hogy a reziduumok homoszkedasztikusak, illetve ha nem, akkor függetlenek a magyarázó változóktól. A próba határeloszlása khi-négyzet eloszlás, én az F-eloszlást követő transzformált próba eredményét közlöm (Körösi et al (198) 8.3.1 fejezet; Hendry (1988) p 56). Csak a havi a adatok esetében alkalmaztam, mert kellemesen hosszú idősort kíván.

- RESET: A strukturális forma Ramsey-féle tesztje. A nullhipotézis az, hogy a függvényforma megválasztása helyes, míg az alternatív hipotézist olyan egyenlet képezi, amelybe bizonyos változókat vonunk be az eredeti magyarázó változók mellé. A próba e pótlólagosan bevont változók együttes szignifikanciájára vonatkozó szokásos F-próba $(P, (T-K))$ szabadságfokkal, ahol P a pótlólagosan bevont változók száma. A próbát, mint általános diagnosztikai próbát használjuk, amikor is a magyarázó változók négyzeteit, (RESET X), illetve az endogén változók négyzeteit (RESET Y), vizsgáljuk, mint kihagyott változókat. Mind az éves, mind a havi modellek esetében alkalmaztam.

- GW: A függvényforma Godfrey-Wickens félé LM-tesztje (Godfrey-Wickens 1981). A nullhipotézis az, hogy a függvényforma megválasztása helyes, míg az alternatív hipotéziseket a Box-Cox transzformáció kiterjesztett változatai jelentik. A nullhipotézis mellett a tesztstatisztika határeloszlása egy-szabadságfokú khi-négyzet eloszlás. Logaritmizált változók esetében nem alkalmaztam.

5. Normalitásvizsgálat:

- JB: A reziduumok normalitását ellenőrző Jarque-Bera félé LM próba (Jarque-Bera 1980). A nullhipotézis, hogy a reziduumok eloszlása normális. A nullhipotézis mellett a tesztstatisztika határeloszlása két szabadságfokú khi-négyzet. Valamennyi modellnél alkalmaztam.

6. Kihagyott változók:

- F-próba: A próba logikáját a RESET-tesztnél ismertettem. Valamennyi modellnél végeztem ilyen típusú tesztet.

7. Paraméterstabilitás:

- Chow-F: A nullhipotézis az, hogy a mintaperiódus tetszőlegesen kiválasztott két alperiódusában a modell paraméterei azonos értékeket vesznek fel. A nullhipotézis mellett a tesztstatistika eloszlása $F(K,(T-K))$. A töréspontot a Quandt-arány segít meghatározni (Quandt 1960). A Chow-teszt egy módosított változata alkalmas a "mintán túli" viselkedés ellenőrzésére, ahol a nullhipotézis, hogy mind a paraméterek mind a szórás változatlan marad (Hendry 1988 49; Körösi et al 12.2 fejezet). Az eredeti Chow-próbát az éves adatok esetében alkalmaztam, mivel ekkor könnyebb volt megtippelni a lehetséges törés időpontját, a másodikat a havi idősrok esetében használtam, mivel ekkor elegendő megfigyelésünk volt ahhoz, hogy a "mintán túli" viselkedés ellenőrzésre is fenntartsunk hat hónapot.

8. Modellválasztás:

- F-próba: A nem egymásba ágyazott modellek közti választás legegyszerűbb esete. Olyan modellt írunk fel, amelybe mindkét vizsgálni kívánt modell bele van ágyazva, s az általános modellre alkalmazzuk a Wald-próbát. A próbának négyféle kimenetele lehetséges: a Wald-próba elveti mindkét szűkített modellt; egyiket sem veti el; az első elveti a másodikat nem; a másodikat elveti és az első nem. A hibakorrekciós modellek közötti választásnál alkalmaztam.

3. STATISZTIKAI FÜGGELÉK

S1. A lakosság pénzbeli jövedelme és felhasználása 1960-1986 (folyó áras jövedelmi és tökemérleg, milliárd forint)	163
S2. A lakosság összes jövedelme és felhasználása 1960-1986 (folyó áras jövedelmi és tökemérleg, milliárd forint)	165
S3. Összevont lakossági pénzügyi vagyonmérleg 1960-1986 (milliárd forint)	167
Az empirikus modellek adatbázisának leírása	168
S4. Változatlan áras éves adatok (1960-1986, milliárd forint)	169
S5. Változatlan áras adatok a havi adatbázis alapján negyedéves bontásban (1979-1986, milliárd forint)	171
S6. A havi adatok éves aggregátumai és a megfelelő éves adatok (1979-1986, milliárd forint)	173
S7. Az elemzésekhez felhasznált főbb mutatók	174
Lábjegyzetek a táblázatokhoz	175
A felhasznált statisztikai kiadványok jegyzéke	179

51. táblázat

A lakosság pénzbeli jövedelme és felhasználása 1960-1986
(folyó áras jövedelmi és to"kmérleg, milliárd forint)

	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
Jövedelmi mérleg														
1 Munkajövedelem	73.1	74.6	78.9	84.3	90.6	92.3	97.6	105.6	113.6	123.9	135.5	144.7	153.8	161.9
2 Pénzbeni társadalmi jöv.	8.4	9.1	9.8	10.6	11.5	12.6	14.7	16.2	17.7	19.3	23.5	25.8	29.1	31.3
3 Folyó jöv.átutalások egyenlege	1.4	1.6	1.7	1.8	2.4	2.8	3.0	2.8	3.6	4.3	1.0	1.7	1.5	1.4
4 Személyes jöv = 1+2+3	82.9	85.3	90.3	96.7	104.5	107.7	115.4	124.7	134.9	147.5	160.0	172.2	184.4	204.6
5 Valutaműveletek egyenlege											1.7	2.1	2.5	2.4
6 Hazai fogyasztás	79.0	81.0	85.2	89.9	96.4	100.5	108.3	116.7	124.4	133.9	146.2	159.0	170.6	181.9
7 Nemzeti fogyasztás (6-5)	79.0	81.0	85.2	89.9	96.4	100.5	108.3	116.7	124.4	133.9	144.6	156.9	168.1	180.5
8 Megtakarítás = 4 - 7	3.8	4.2	5.2	6.8	8.1	7.1	7.1	8.0	10.5	13.6	15.5	15.4	16.3	16.0
To"ketételek														
9 Egyenleg=megtakarítás = 8	3.8	4.2	5.2	6.8	8.1	7.1	7.1	8.0	10.5	13.6	15.5	15.4	16.3	16.0
10 Lakástámogatás (szocpol)														
11 Saját forrás növ=9+10	3.8	4.2	5.2	6.8	8.1	7.1	7.1	8.0	10.5	13.6	15.5	15.4	16.3	16.0
12 Lakásfelhalmozás	3.6	4.4	4.8	4.7	4.8	5.3	6.0	7.3	6.6	7.3	9.9	11.2	13.0	13.6
13 Nettó pozíció = 11-12	0.3	-0.2	0.3	2.2	3.3	1.8	1.0	0.7	3.9	6.3	5.6	4.1	3.3	2.4
14 Pénzmegtakarítás	1.7	1.3	2.3	4.3	5.1	3.5	3.6	3.1	5.8	8.3	9.4	8.7	8.1	7.4
15 Hitelfelvételi többlet	1.5	1.5	2.0	2.1	1.8	1.7	2.5	2.4	1.9	2.1	3.8	4.6	4.8	5.2
16 Hitelműv egyenlege=14-15=13	0.3	-0.2	0.3	2.2	3.3	1.8	1.0	0.7	3.9	6.3	5.6	4.1	3.3	2.4
17 Rendelkezésre álló pénz- összeg és felhasználása 4+5+10+15 = 6+12+14	84.3	86.8	92.3	98.9	106.3	109.3	117.9	127.0	136.8	149.5	165.5	178.9	191.6	211.6

51. táblázat (P. 10. F)
A lakosság pénzübeli jövedelme és
(folyó áras jövedelmi és ...)

	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
Jövedelmi maradvány													
1 Munkajövedelem	180.6	197.0	206.1	226.5	244.8	260.6	281.1	300.7	321.0	345.1	377.1	413.3	449.8
2 Pénzübeli társadalmi jöv.	40.3	47.4	54.1	59.8	64.5	75.4	87.0	93.9	102.4	111.8	125.6	137.3	148.1
3 Folyó jöv.átutalások egyenlege	2.6	2.7	2.1	1.6	1.4	1.3	0.3	3.6	3.9	6.7	3.7	2.4	0.1
4 Személyes jöv = 1+2+3	223.5	247.1	262.3	287.9	310.7	337.3	368.4	398.2	427.3	463.7	506.4	553.0	598.0
5 Valutamuveletek egyenlege	2.0	1.5	1.8	2.4	2.7	3.4	2.2	3.8	5.3	6.3	6.7	5.7	8.5
6 Hazai fogyasztás	203.3	224.1	239.5	260.1	280.9	314.4	344.5	371.1	399.5	429.9	469.0	509.6	548.7
7 Nemzeti fogyasztás (6-5)	201.4	222.6	237.7	257.7	278.3	311.0	342.3	367.3	394.3	423.6	462.2	504.0	540.1
8 Megtakarítás = 4 - 7	22.1	24.5	24.6	30.2	32.5	26.4	26.1	30.9	33.0	40.1	44.2	49.1	57.9
Többletek													
9 Egyenleg=megtakarítás = 8	22.1	24.5	24.6	30.2	32.5	26.4	26.1	30.9	33.0	40.1	44.2	49.1	57.9
10 Lakástámogatás (szocpol)		34.6	30.0	27.6	28.5	27.2	42.6	31.5	27.7	24.1	21.5	34.5	64.7
11 Saját forrás növ=9+10	22.1	27.9	27.6	33.0	35.3	29.1	30.3	34.1	35.8	42.5	46.3	52.5	64.3
12 Lakásfelhalmozás	16.1	20.6	21.8	23.3	23.0	25.8	28.5	26.8	30.7	34.8	41.1	43.0	50.4
13 Nettó pozíció = 11-12	6.0	7.3	5.8	9.7	12.3	3.3	1.9	7.3	5.0	7.7	5.2	9.5	14.0
14 Pénzmegtakarítás	12.6	15.3	15.4	19.8	23.2	16.6	16.4	22.3	21.0	30.0	32.9	38.2	48.6
15 Hitelfelvételi többlet	6.6	8.0	9.6	10.1	10.9	13.3	14.5	15.0	16.0	22.3	27.7	28.7	34.7
16 Hitelműv egyenlege=14-15=13	6.0	7.3	5.8	9.7	12.3	3.3	1.9	7.3	5.0	7.7	5.2	9.5	14.0
17 Rendelkezésre álló pénz- összeg és felhasználása 4+5+10+15 = 6+12+14	232.1	260.0	276.7	303.1	327.1	356.8	389.3	420.3	451.3	494.7	543.0	590.8	647.7

52. táblázat

A lakosság összes jövedelme és felhasználása 1960-1986
(folyó áras jövedelmi és to^kemérleg, milliárd forint)

	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
Jövedelmi mérleg													
1 Munkajövedelem	95.3	96.5	100.6	105.3	111.9	112.6	119.9	128.6	136.6	146.4	158.4	167.7	177.1
2 Pénzbeni társadalmi jöv.	8.4	9.1	9.8	10.6	11.5	12.6	14.7	16.2	17.7	19.3	23.5	25.8	29.1
3 Egyéb jöv.átutalások egyenlege	1.4	1.6	1.7	1.8	2.4	2.8	3.0	2.8	3.6	4.3	1.0	1.7	1.5
4 Személyes jöv = 1+2+3	105.1	107.1	112.0	117.7	125.7	127.9	137.6	147.6	157.9	170.0	182.9	195.3	207.7
5 Valutaműveletek egyenlege											1.7	2.1	2.5
6 Össz lakossági fogyasztás	115.5	117.7	123.2	128.5	136.3	140.2	151.2	161.2	170.5	181.6	194.1	209.6	223.5
7 Társadalmi természetű fogy	13.5	14.1	15.3	16.5	17.5	18.1	19.3	20.3	21.8	23.7	23.5	25.7	27.8
8 Hazai fogyasztás = 6-7	102.0	103.6	107.9	112.0	118.8	122.1	131.8	140.9	148.6	157.9	170.7	183.9	195.7
9 Nemzeti fogyasztás = 6-7-5	102.0	103.6	107.9	112.0	118.8	122.1	131.8	140.9	148.6	157.9	169.0	181.7	193.2
10 Megtakarítás = 4-9	3.0	3.6	4.1	5.8	6.9	5.8	5.8	6.7	9.2	12.1	13.9	13.5	14.4
To ^k emérleg													
11 Egyenleg=megtakarítás=10	3.0	3.6	4.1	5.8	6.9	5.8	5.8	6.7	9.2	12.1	13.9	13.5	14.4
12 Lakástámogatás (szocpol)													
13 Saját forrás növ=11+12	3.0	3.6	4.1	5.8	6.9	5.8	5.8	6.7	9.2	12.1	13.9	13.5	14.4
14 Lakásfelhalmozás	2.8	3.8	3.8	3.6	3.6	4.0	4.8	6.0	5.3	5.8	8.3	9.4	11.1
15 Nettó pozíció = 13-14	0.3	-0.2	0.3	2.2	3.3	1.8	1.0	0.7	3.9	6.3	5.6	4.1	3.3
16 Pénzmegtakarítás	1.7	1.3	2.3	4.3	5.1	3.5	3.6	3.1	5.8	8.3	9.4	8.7	8.1
17 Hitelfelvételi többlet	1.5	1.5	2.0	2.1	1.8	1.7	2.5	2.4	1.9	2.1	3.8	4.6	4.8
18 Hitelműv egyenlege=16-17=15	0.3	-0.2	0.3	2.2	3.3	1.8	1.0	0.7	3.9	6.3	5.6	4.1	3.3
19 Lakossági összes forrás és felhasználás	120.0	122.8	129.3	136.3	145.0	147.7	159.5	170.3	181.6	195.7	211.9	227.7	242.7
4+5+7+12+17 = 7+8+14+16	120.0	122.8	129.3	136.3	145.0	147.7	159.5	170.3	181.6	195.7	211.9	227.7	242.7

52. táblázat (folyt.)

A lakosság összes jövedelme és
folyó áras jövedelme és

	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
Jövedelmi mérleg													
1 Munkajövedelem	204.2	220.7	232.4	255.0	273.5	290.6	313.8	335.5	357.1	382.0	416.8	451.5	489.0
2 Pénzbeni társadalmi jöv.	40.3	47.4	54.1	59.8	64.5	75.4	87.0	93.9	102.4	111.8	125.6	137.3	148.1
3 Egyéb jöv.átutalások egyenlege	2.6	2.7	2.1	1.6	1.4	1.3	0.3	3.6	3.9	6.7	3.7	2.4	0.1
4 Személyes jöv = 1+2+3	247.1	270.8	288.6	316.4	339.4	367.3	401.1	433.0	463.4	500.6	546.1	591.5	637.2
5 Valutaműveletek egyenlege	2.0	1.5	1.8	2.4	2.7	3.4	2.2	3.8	5.3	6.3	6.7	5.7	8.5
6 Össz lakossági fogyasztás	261.4	286.1	307.3	333.9	361.7	401.1	441.2	477.7	515.1	551.2	600.5	649.3	695.5
7 Társadalmi természetű fogy	32.3	36.0	38.9	43.0	49.5	53.8	60.7	68.1	75.8	80.7	87.9	97.0	103.4
8 Hazai fogyasztás = 6-7	229.1	250.1	268.4	290.9	312.2	347.3	380.5	409.5	439.3	470.5	512.5	552.3	592.1
9 Nemzeti fogyasztás = 6-7-5	227.1	248.6	266.6	288.6	309.6	344.0	378.3	405.7	434.0	464.2	505.8	546.6	583.6
10 Meqtakarítás = 4-9	19.9	22.2	22.0	27.9	29.9	23.3	22.8	27.3	29.3	36.4	40.3	44.9	53.6
To"kemérleg													
11 Egyenleg=meqtakarítás=10	19.9	22.2	22.0	27.9	29.9	23.3	22.8	27.3	29.3	36.4	40.3	44.9	53.6
12 Lakástámogatás (szocpól)		3.5	3.0	2.8	2.9	2.7	4.3	3.1	2.8	2.4	2.1	3.4	6.5
13 Saját forrás növ=11+12	19.9	25.6	25.0	30.6	32.7	26.0	27.1	30.5	32.1	38.8	42.4	48.3	60.1
14 Lakásfelhalmozás	14.0	18.3	19.3	21.0	20.4	22.8	25.2	23.2	27.1	31.1	37.2	38.9	46.1
15 Nettó pozíció = 13-14	6.0	7.3	5.8	9.7	12.3	3.3	1.9	7.3	5.0	7.7	5.2	9.5	14.0
16 Pénzmeqtakarítás	12.6	15.3	15.4	19.8	23.2	16.6	16.4	22.3	21.0	30.0	32.9	38.2	48.6
17 Hitelfelvétel: többlet	6.6	8.0	9.6	10.1	10.9	13.3	14.5	15.0	16.0	22.3	27.7	28.7	34.7
18 Hitelműv egyenlege=16-17=15	6.0	7.3	5.8	9.7	12.3	3.3	1.9	7.3	5.0	7.7	5.2	9.5	14.0
19 Lakossági összes forrás és felhasználás	288.0	319.7	342.0	374.7	405.3	440.5	482.7	523.2	563.2	612.2	670.6	726.3	790.3
4+5+7+12+17 = 7+8+14+16	288.0	319.7	342.0	374.7	405.3	440.5	482.7	523.2	563.2	612.2	670.6	726.3	790.3

53. táblázat
 Összevont lakossági pénzügyi vagyonszerzés 1960-1986
 (milliárd forint)

	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972
Allományok (stock)													
1 Felhalmozott pénzügyi eszközök	14.3	15.6	17.9	22.2	27.3	30.8	34.4	37.5	43.4	51.7	61.1	69.8	77.8
2 Betétállomány	5.5	6.7	8.8	12.3	16.8	20.4	23.0	24.8	29.2	35.1	42.1	48.4	54.5
3 Készpénzállomány	8.7	8.9	9.1	9.9	10.5	10.4	11.4	12.7	14.2	16.6	19.0	21.4	23.4
4 Egyéb pénzügyi eszközök													
5 Lakossági hitelállomány	2.6	4.2	6.2	8.3	10.1	11.8	14.4	16.8	18.7	20.8	24.6	29.1	33.9
6 OTP-hitelállomány													
7 Nettó pénzügyi vagyon = 1-5	11.6	11.4	11.7	13.9	17.2	19.0	20.1	20.8	24.7	30.9	36.5	40.6	44.0
Eves változások (flow)													
8 Pénzügyi eszközök felhalmozása ("pénz megtakarítás")	1.7	1.3	2.3	4.3	5.1	3.5	3.6	3.1	5.8	8.3	9.4	8.7	8.1
9 Betétállomány változás		1.1	2.1	3.5	4.5	3.6	2.6	1.8	4.4	5.9	7.0	6.3	6.1
10 Készpénzállomány változás		0.2	0.2	0.8	0.6	-0.1	1.0	1.3	1.5	2.4	2.4	2.4	2.0
11 Egyéb pénzügyi befektetés													
12 Hitelfelvételi többlet	1.5	1.5	2.0	2.1	1.8	1.7	2.5	2.4	1.9	2.1	3.8	4.6	4.8
13 - hitelfelvét az OTP-től													
14 Nettó pozíció	0.3	-0.2	0.3	2.2	3.3	1.8	1.0	0.7	3.9	6.3	5.6	4.1	3.3
1973-1984													
Allományok (stock)													
1 Felhalmozott pénzügyi eszközök	88.5	101.1	116.4	131.8	151.5	174.7	191.3	207.7	230.0	251.0	281.0	313.9	352
2 Betétállomány	62.0	70.8	81.3	92.9	107.5	124.9	135.8	145.3	160.1	175.7	197.1	219.4	244
3 Készpénzállomány	26.6	30.3	35.1	38.9	44.0	49.8	55.5	62.4	69.9	75.3	83.7	93.4	105
4 Egyéb pénzügyi eszközök											0.1	1.1	3
5 Lakossági hitelállomány	39.1	45.7	53.7	63.3	73.4	84.2	97.6	112.1	127.2	143.2	165.4	193.2	221
6 OTP-hitelállomány			52.1	61.4	71.4	81.6	94.2	107.2	119.8	133.6	154.3	179.6	205
7 Nettó pénzügyi vagyon = 1-5	49.4	55.4	62.7	68.5	78.1	90.4	93.7	95.5	102.8	107.8	115.6	120.8	130
Eves változások (flow)													
8 Pénzügyi eszközök felhalmozása ("pénz megtakarítás")	10.6	12.6	15.3	15.4	19.8	23.2	16.6	16.4	22.3	21.0	30.0	32.9	38
9 Betétállomány változás	7.4	8.8	10.5	11.6	14.7	17.3	10.9	9.5	14.8	15.7	21.4	22.3	24
10 Készpénzállomány változás	3.2	3.8	4.8	3.8	5.1	5.8	5.7	6.9	7.5	5.4	8.4	9.7	11
11 Egyéb pénzügyi befektetés											0.1	1.0	1
12 Hitelfelvételi többlet	5.2	6.6	8.0	9.6	10.1	10.9	13.3	14.5	15.0	16.0	22.3	27.7	28
13 - hitelfelvét az OTP-től				9.3	10.0	10.2	12.5	13.0	12.7	13.8	20.7	25.3	25
14 Nettó pozíció	5.4	6.0	7.3	5.8	9.7	12.3	3.3	1.9	7.3	5.0	7.7	5.2	9

ÉVES ADATOK

Y	27 megfigyelés	1960-1986,	személyes jövedelem (milliárd forint)
YT	27 megfigyelés	1960-1986,	transzferjövedelem (milliárd forint)
YL	27 megfigyelés	1960-1986,	munkajövedelem (milliárd forint)
CO	27 megfigyelés	1960-1986,	vásárolt fogyasztás (milliárd forint)
CO (*)	27 megfigyelés	1960-1986,	tartós fogyasztási cikkek vásárlása (milliárd forint)
S	27 megfigyelés	1960-1986,	folyó megtakarítás (milliárd forint)
H	27 megfigyelés	1960-1986,	lakásberuházás (milliárd forint)
FA	27 megfigyelés	1960-1986,	felhalmozott pénzügyi vagyon (milliárd forint)
CA	27 megfigyelés	1960-1986,	felhalmozott készpénzvagyon (milliárd forint)
CRA	27 megfigyelés	1960-1986,	felhalmozott hitelállomány (milliárd forint)
NA	27 megfigyelés	1960-1986,	nettó pénzügyi vagyon (milliárd forint)
DA	27 megfigyelés	1960-1986,	betétállomány (milliárd forint)
F	27 megfigyelés	1960-1986,	pénzügyi felhalmozás (milliárd forint)
CUR	27 megfigyelés	1960-1986,	készpénzfelhalmozás (milliárd forint)
CR	27 megfigyelés	1960-1986,	hitelfolyósítás (milliárd forint)
N	27 megfigyelés	1960-1986,	nettó pozíció (milliárd forint)
DD	27 megfigyelés	1960-1986,	éves betétnövekedés (milliárd forint)
PB (*)	27 megfigyelés	1960-1986,	fogyasztói bázisárindex (1970=1)
P (*)	27 megfigyelés	1960-1986,	fogyasztói árindex (%)
LM (**)	27 megfigyelés	1960-1986,	magánlakás építés (ezer darab)

HAVI ADATOK (negyedéves bontásban)

YQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	összes lakossági jövedelem (milliárd forint)
YTQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	transzferjövedelem (milliárd forint)
YLQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	bér- és bérjellegű jövedelem (milliárd forint)
COQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	kiskereskedelmi forgalom (milliárd forint)
CURQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	készpénzfelhalmozás (milliárd forint)
CRQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	hitelfolyósítás (milliárd forint)
NQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	nettó pozíció (milliárd forint)
DDQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	éves betétnövekedés (milliárd forint)
CAQ (***)	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	forgalomban lévő készpénzállomány (milliárd forint)
CRAQ (***)	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	OTP hitelállomány (milliárd forint)
NAQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	nettó pozíció (milliárd forint)
DAQ (***)	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	OTP betétállomány (milliárd forint)
PQ	96 megfigyelés	1979:1-1986:12,	fogyasztói árindex (%)

Az éves adatok - amennyiben jelöletlenek - az S1-S3 táblázatokban megadott lakossági mérlegekbe¹ származnak.

(*) forrás: A lakosság jövedelme és fogyasztása 1960-77, 1970-86

(**) forrás: Statisztikai évkönyvek

(***) forrás: OTP betétek és hitelek

Valamennyi változatlan áras adat a megfelelő² folyó áras adathól származik a közölt bázisárindex felhasználásával (1970=100)

A havi adatok a KSH Havi jelentés 1979 Január - 1986 december valamint az OTP Betétek és hitelek c. kiadványaiból származnak kivéve az árindexet, aminek származtatását az S-táblák lábjegyzeteiben adom meg.

A változatlan áras adatok a bázisárindex felhasználásával keletkeztek (1978 december = 100).

	Y	YT	YL	CO	CO	S	H
1960	88.33300	8.90192	77.96400	84.23200	5.06183	4.10000	3.83400
1961	89.93700	9.57806	78.71300	85.47000	5.20359	4.46600	4.67700
1962	94.80100	10.23400	82.78400	89.37900	5.70934	5.42200	5.08300
1963	102.24600	11.24207	89.10700	95.01100	6.55074	7.23600	4.94300
1964	109.90400	12.05573	95.28400	101.34600	6.94532	8.55800	5.09100
1965	112.02800	13.07908	96.06100	104.61600	6.93548	7.41200	5.53700
1966	118.58800	15.13977	100.33800	111.32600	8.25694	7.26200	6.19000
1967	127.71600	16.57889	108.23000	119.56400	9.28381	8.15000	7.43100
1968	138.49400	18.19097	116.64700	127.68700	10.46612	10.80700	6.80500
1969	149.41400	19.60182	125.49400	135.64700	10.62614	13.76700	7.43400
1970	160.04700	23.46800	135.54601	144.57500	13.59700	15.47200	9.88200
1971	168.84700	25.29804	141.84900	153.79700	14.97941	15.05000	10.98500
1972	175.60600	27.72952	146.46700	160.09000	15.47619	15.51500	12.34200
1973	187.01401	31.73801	153.65300	169.16600	16.76199	17.84800	12.83400
1974	202.42300	36.46014	163.58099	182.40500	18.57971	20.01800	14.62600
1975	215.59399	41.31850	171.91400	194.22800	19.23996	21.36600	17.98800
1976	218.00000	44.94015	171.28500	197.57401	18.63342	20.42600	18.12700
1977	230.33900	47.86880	181.19000	206.17000	19.82960	24.16900	18.64200
1978	237.75000	49.36266	187.27901	212.91100	21.09946	24.83900	17.61300
1979	236.89600	52.94241	183.03200	218.38600	22.34550	18.51000	18.12300
1980	237.19400	56.03606	180.97900	220.41901	21.33741	16.77500	18.32300
1981	245.06799	57.80923	185.04500	226.02299	22.10277	19.04600	16.50700
1982	245.98300	58.95279	184.79500	226.99500	20.86989	18.98800	17.69300
1983	248.78300	60.00429	185.16100	227.27699	20.12661	21.50500	18.66000
1984	250.96201	62.24282	186.87900	229.05701	20.84787	21.90400	20.38200
1985	256.03400	63.58194	191.33200	233.31400	21.78426	22.72000	19.91600
1986	262.98001	65.13148	197.80600	237.53200	24.32322	25.44900	22.15300

	FA	CA	CRA	NA	DA
1960	15.20000	9.29200	2.81600	12.38500	5.90832
1961	16.45400	9.43000	4.41000	12.04300	7.02321
1962	18.79400	9.55900	6.47500	12.31900	9.23505
1963	23.47800	10.48800	8.77500	14.70300	12.98943
1964	28.74600	11.07600	10.65300	18.09300	17.66982
1965	32.08000	10.84100	12.30100	19.77900	21.23933
1966	35.36700	11.69900	14.76000	20.60700	23.66804
1967	38.43200	13.02600	17.16700	21.26500	25.40675
1968	44.50700	14.57700	19.19600	25.31100	29.93019
1969	52.35700	16.79700	21.04600	31.31100	35.55927
1970	61.07200	18.99800	24.57800	36.49400	42.07400
1971	68.40400	20.95500	28.56100	39.84300	47.44902
1972	74.15700	22.24300	32.27900	41.87800	51.91429
1973	81.65000	24.49700	36.07200	45.57800	57.15314
1974	91.55000	27.45700	41.40500	50.14500	64.09240
1975	101.53100	30.62900	46.82600	54.70500	70.90227
1976	109.52200	32.31300	52.61600	56.90600	77.20948
1977	121.21100	35.18100	58.71000	62.50100	86.03040
1978	133.63800	38.08700	64.45600	69.18200	95.55088
1979	134.32800	38.96000	68.53400	65.79400	95.36797
1980	133.73000	40.18600	72.20500	61.52500	93.54346
1981	141.53300	43.02100	78.25800	63.27500	98.51200
1982	144.52200	43.34900	82.43500	62.08700	101.17271
1983	150.74699	44.90700	88.75500	61.99200	105.76395
1984	155.56300	46.29500	95.71600	59.84700	108.72201
1985	163.01199	48.62500	102.69900	60.31300	113.02083
1986	176.22900	51.64000	112.79900	63.43000	120.88875

		F	CUR	CR	N	OD
1960	ö	1.81200	0.16000	1.54600	0.26700	0.00000
1961	ö	1.41400	0.23600	1.62400	-0.21100	1.17722
1962	ö	2.42700	0.17800	2.08800	0.33900	2.24969
1963	ö	4.54400	0.85800	2.25200	2.29300	3.68605
1964	ö	5.39100	0.64200	1.92400	3.46700	4.74969
1965	ö	3.63400	-0.12000	1.75900	1.87500	3.75338
1966	ö	3.68200	0.99200	2.61000	1.07200	2.69065
1967	ö	3.17400	1.36300	2.45300	0.72100	1.81148
1968	ö	5.99600	1.52500	1.99400	4.00200	4.47125
1969	ö	8.43600	2.41200	2.10200	6.33300	6.02330
1970	ö	9.39600	2.41900	3.80600	5.59000	6.97700
1971	ö	8.52900	2.32900	4.46500	4.06500	6.20000
1972	ö	7.70800	1.88700	4.53400	3.17300	5.82095
1973	ö	9.81900	2.95200	4.80500	5.01400	6.86716
1974	ö	11.37900	3.40400	5.98600	5.39200	7.97464
1975	ö	13.33700	4.17800	6.93900	3.37900	9.15881
1976	ö	12.80100	3.13500	8.00800	2.29900	9.66667
1977	ö	15.80700	4.08300	8.07300	5.52700	11.72400
1978	ö	17.71300	4.44100	8.30600	7.22600	13.27238
1979	ö	11.67000	4.00200	9.37400	0.38700	7.66784
1980	ö	10.56000	4.46200	9.36300	-1.54800	6.09723
1981	ö	13.72900	4.61500	9.25200	2.53800	9.11323
1982	ö	12.11500	3.10200	9.22300	1.29500	9.01267
1983	ö	16.07200	4.51200	11.93700	2.84500	11.48444
1984	ö	16.32000	4.81500	13.73400	1.52200	11.02924
1985	ö	17.67600	5.37300	13.27500	2.80400	11.44630
1986	ö	21.38900	5.45300	15.24900	3.29500	13.53386

		PB	PL	LM
1960	ö	0.93800	100.00000	39.67100
1961	ö	0.94800	101.10000	47.84300
1962	ö	0.95300	100.50000	33.14400
1963	ö	0.94600	99.30000	32.88500
1964	ö	0.95100	100.50000	32.14700
1965	ö	0.96100	101.10000	32.20900
1966	ö	0.97300	101.20000	35.28800
1967	ö	0.97600	100.30000	41.03200
1968	ö	0.97400	99.80000	42.45700
1969	ö	0.98700	101.30000	39.33600
1970	ö	1.00000	101.30000	47.32200
1971	ö	1.02000	102.00000	52.83100
1972	ö	1.05000	102.90000	60.70500
1973	ö	1.08400	103.20000	57.21700
1974	ö	1.10400	101.80000	57.07900
1975	ö	1.14600	103.80000	61.63100
1976	ö	1.20300	105.00000	61.69300
1977	ö	1.25000	103.90000	59.41600
1978	ö	1.30700	104.60000	56.49300
1979	ö	1.42400	109.00000	54.14000
1980	ö	1.55300	109.10000	58.72800
1981	ö	1.62500	104.60000	54.20300
1982	ö	1.73700	106.90000	56.46400
1983	ö	1.86400	107.30000	57.64500
1984	ö	2.01800	108.30000	60.33800
1985	ö	2.16000	107.00000	59.55100
1986	ö	2.27400	105.30000	61.80600

Változatlan áras adatok a havi adatbázis alapján negyedéves bontásban
(1979:1 - 1986:4 milliárd forint)

		YQ	YTD	YLD	COQ	CURQ	CRQ	NR	
1979:1	ö	78.68295	15.40781	52.88284	63.41247				
1979:2	ö	75.80043	15.50458	47.97563	72.75099	1.45440	2.56446	-0.13848	0.971
1979:3	ö	76.91820	16.64374	47.54263	72.43972	0.92995	5.00788	-4.04321	0.034
1979:4	ö	82.52924	16.73669	50.19257	78.28851	1.79297	2.74640	3.01590	3.967
1980:1	ö	78.43642	16.76138	49.05410	63.35281	2.53368	0.91467	5.02421	3.40
1980:2	ö	73.30487	16.66369	43.32355	69.79826	1.54060	2.34194	-0.57537	0.22
1980:3	ö	77.24301	17.21535	45.87297	75.60116	-1.47239	4.86070	-6.65899	-0.32
1980:4	ö	85.90941	17.55717	50.50750	78.58570	4.72802	2.81546	6.57301	4.66
1981:1	ö	80.13467	17.49563	49.73271	67.41878	1.22209	0.61905	5.05947	4.45
1981:2	ö	77.26223	17.50236	44.58136	76.29859	0.94063	2.22789	-0.45973	0.827
1981:3	ö	79.79341	17.80300	46.53688	79.37189	-0.22910	5.25281	-4.41443	1.067
1981:4	ö	86.25557	17.92592	50.13120	82.64333	3.81459	2.04543	7.25946	5.490
1982:1	ö	80.61662	18.09224	49.49393	68.97703	0.94563	1.09293	4.51435	4.661
1982:2	ö	78.48877	17.94128	44.58234	76.17331	1.80463	1.96668	1.06270	1.224
1982:3	ö	80.20930	17.79333	45.81521	79.28751	0.63226	4.86638	-3.22154	1.012
1982:4	ö	87.33624	17.90388	48.93127	83.58546	3.20728	2.22069	5.79619	4.809
1983:1	ö	80.77160	18.01379	47.68723	69.18803	0.93777	1.98200	4.21538	5.259
1983:2	ö	78.15491	17.91664	42.13384	75.46748	2.56824	3.02561	1.60530	2.062
1983:3	ö	81.37701	18.21351	44.79961	79.62267	0.70115	5.66655	-4.21205	1.753
1983:4	ö	88.89798	18.77542	47.95142	84.35211	3.61848	2.88564	6.62214	5.889
1984:1	ö	83.59410	19.00879	45.89927	69.88417	1.52330	2.90248	2.58910	3.968
1984:2	ö	80.96867	18.67209	41.14499	76.20717	2.59803	3.36107	0.53339	1.296
1984:3	ö	82.48486	18.68922	42.47752	78.70465	0.20084	7.68331	-6.00757	1.474
1984:4	ö	92.28325	19.06754	46.78933	84.83486	3.73724	1.57864	9.79199	7.633
1985:1	ö	83.81100	19.08706	44.71675	69.20969	1.35715	2.40092	2.86362	3.907
1985:2	ö	82.73177	19.11225	41.35413	76.36755	2.16465	3.21016	0.58925	1.634
1985:3	ö	84.28458	19.08325	42.52898	80.82379	0.22665	7.99527	-6.57788	1.190
1985:4	ö	94.41262	19.20255	47.04779	87.34071	3.31805	2.20260	9.23368	8.118
1986:1	ö	87.03961	19.56360	46.50296	70.85869	1.82881	2.74978	3.56846	4.489
1986:2	ö	85.69707	19.57611	41.89368	79.05453	1.73694	3.47059	0.51059	2.244
1986:3	ö	88.67761	19.52078	43.98728	84.34265	0.14751	8.88005	-6.73126	2.001
1986:4	ö	97.76353	19.53003	47.67431	88.71142	3.90056	2.30843	10.40726	8.815

		CAQ	CRAB	HAQ	DAQ	PQ
1979:1	ö	56.92775	78.63688	102.05228	123.76141	
1979:2	ö	58.10596	80.82308	101.42299	124.14001	100.03277
1979:3	ö	55.15092	80.32481	90.68491	115.85879	105.32926
1979:4	ö	55.45932	82.36570	92.90726	118.81365	102.92200
1980:1	ö	57.02956	80.42736	94.70270	118.10050	103.49516
1980:2	ö	57.75770	81.62365	92.78684	116.65279	101.26654
1980:3	ö	56.77246	87.17297	86.90680	117.30730	99.56293
1980:4	ö	61.40486	89.84158	93.33446	121.77116	100.13145
1981:1	ö	60.73112	87.68725	95.50853	122.46467	103.09993
1981:2	ö	61.27684	89.34705	94.42938	122.49960	100.60080
1981:3	ö	60.50960	93.80800	89.18960	122.48800	100.86655
1981:4	ö	63.35512	94.35984	95.04410	126.04882	101.09967
1982:1	ö	63.02315	93.56095	97.65741	128.19522	102.82409
1982:2	ö	63.38311	93.38989	96.49774	126.50452	101.30038
1982:3	ö	62.23314	95.59751	90.60925	123.97362	102.07594
1982:4	ö	64.74474	96.76360	95.41914	127.43800	102.10648
1983:1	ö	64.29737	96.68488	97.59972	129.98721	102.80537
1983:2	ö	66.22980	98.75475	98.24174	130.76669	100.80056
1983:3	ö	65.73085	103.60386	92.28502	130.15804	101.13483
1983:4	ö	69.25845	106.34389	98.78222	135.86768	100.96463
1984:1	ö	67.19660	103.65904	96.22534	132.68779	104.57752
1984:2	ö	68.88144	105.61662	95.45296	132.18814	102.31412
1984:3	ö	68.51501	112.43259	88.64856	132.56613	100.95287
1984:4	ö	72.29475	114.07162	98.50511	140.28197	99.59421
1985:1	ö	70.36729	111.22514	96.87186	137.72971	104.14072
1985:2	ö	71.80797	113.29166	96.46619	137.94987	101.90922
1985:3	ö	71.26045	120.05196	88.86201	137.65353	100.75891
1985:4	ö	74.02548	121.31358	97.42146	144.70953	100.86286
1986:1	ö	74.26508	121.45418	98.89385	146.08295	102.34098
1986:2	ö	75.91831	124.80360	99.28274	148.16803	100.79829
1986:3	ö	74.54571	131.16354	90.89798	147.21191	100.82076
1986:4	ö	77.77490	132.28194	100.19247	154.69949	101.26624
1987:1	ö	82.21409	131.89598	106.19978	155.88167	102.53781
1987:2	ö	82.18790	130.90288	102.55945	151.27443	103.21661
1987:3	ö	84.14374	136.38228	91.99588	144.23442	102.84341
1987:4	ö	88.12728	137.96451	95.50152	145.33875	101.70818

86. táblázat

A havi adatok éves aggregátumai és a megfelelő éves adatok (1979-1986)
(folyó aron, milliárd forint)

	Lakossági jövedelem		Pénzbeni társ jöv		Munkajövedelem	
	YE	személyes jövedelem	YTE	éves adat	YLE	munka jövedelem
1979	342.5	337.3	70.2	75.4	216.5	260.6
1980	375.0	368.4	81.2	87.0	224.8	281.1
1981	402.7	398.2	88.0	93.9	237.8	300.7
1982	435.4	427.3	95.5	102.4	251.5	321.0
1983	470.6	463.7	104.2	111.8	260.9	345.1
1984	525.7	506.4	116.8	125.6	273.1	377.1
1985	572.5	553.0	126.8	137.3	291.2	413.3
1986	626.9	598.0	136.4	148.1	314.2	449.8

	Fogyasztás			Fogyasztói árak	
	CDE	kisker forg.	vásárolt fogy.	PE	éves adat
1979	313.2	243.4	314.4		
1980	342.3	265.1	344.5	109.4	109.1
1981	380.8	285.2	371.1	104.5	104.6
1982	410.8	304.8	399.5	106.9	106.9
1983	441.4	324.1	429.9	107.3	107.3
1984	479.9	350.7	469.0	108.4	108.3
1985	520.5	377.8	509.6	107.0	107.0
1986	563.9	406.1	548.7	105.3	105.3

	Kézpénznövekmény		Hitelfelvételi többlet		Betétállomány	
	CURE	kézpénz megtak	CRE	OTP éves adat	DAE	OTP éves adat
1979					135.8	135.8
1980	8.7	6.9	13.0	13.0	145.3	145.3
1981	7.2	7.5	12.7	12.7	160.1	160.1
1982	8.8	5.4	13.6	13.8	175.7	175.7
1983	11.2	8.4	20.9	20.7	197.1	197.1
1984	12.6	9.7	24.1	25.3	219.4	219.4
1985	11.8	11.6	26.2	25.4	244.1	244.1
1986	13.3	12.4	30.4	30.7	274.9	274.9

Az 'E' végződésű változók a havi idősorok aggregáltjait jelzik
Az összehasonlítás alapjául szolgáló éves adatok forrásai
az S1-S3 táblázatok illetve a KSH 'A lakosság jövedelme és
fogyasztása' c. kiadvány

57. táblázat
Az elemzésekhez felhasznált főbb mutatók

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1961	1.8	1.5	1.4	1.0	5.0		18.3	4.9	42.7	57.3	0.8	4.4
1961	5.4	4.6	4.2	0.9	5.7		19.8	6.8	49.1	50.9	0.8	2.5
1963	7.9	6.3	5.7	0.9	7.1		23.0	8.6	55.3	44.7	0.7	2.9
1964	7.5	6.7	6.7	0.9	7.8		26.2	9.7	61.5	38.5	0.9	2.8
1965	1.9	3.2	3.5	0.9	6.6		28.6	11.0	66.2	33.8	1.8	5.7
1966	5.9	6.4	5.5	0.9	6.1		29.8	12.4	66.9	33.1	0.9	1.7
1967	7.7	7.4	7.0	0.9	6.4		30.1	13.4	66.1	33.9	0.9	1.1
1968	8.4	8.8	6.3	0.9	7.8		32.1	13.9	67.2	32.8	0.8	1.8
1969	7.9	6.2	6.7	0.9	9.2		35.0	14.1	67.9	32.1	0.8	2.1
1970	7.1	6.6	4.8	0.9	9.7		38.2	15.4	68.9	31.1	0.7	2.2
1971	5.5	6.4	6.0	0.9	8.9	1.1	40.5	16.9	69.4	30.6	1.1	2.1
1972	4.0	4.1	4.2	0.9	8.8	1.2	42.2	18.4	70.0	30.0	1.0	2.1
1973	6.5	5.7	5.4	0.9	9.5	1.3	43.7	19.3	70.0	30.0	0.8	1.5
1974	8.2	7.8	7.5	0.9	9.9	1.4	45.2	20.5	70.0	30.0	0.9	1.4
1975	6.5	6.5	6.8	0.9	9.9	1.5	47.1	21.7	69.8	30.2	1.0	1.6
1976	1.1	1.7	2.3	0.9	9.4	1.7	50.2	24.1	70.5	29.5	2.0	6.8
1977	5.7	4.4	4.1	0.9	10.5	1.8	52.6	25.5	71.0	29.0	0.7	1.8
1978	3.2	3.3	2.9	0.9	10.4	2.0	56.2	27.1	71.5	28.5	0.9	3.1
1979	-0.4	2.6	2.2	0.9	7.8	2.3	56.7	28.9	71.0	29.0	-6.1	-1.4
1980	0.1	0.9	1.6	0.9	7.1	2.4	56.4	30.4	69.9	30.1	12.2	-3.5
1981	3.3	2.5	2.4	0.9	7.8	2.6	57.8	31.9	69.6	30.4	0.7	1.7
1982	0.4	0.4	1.1	0.9	7.7	3.0	58.8	33.5	70.0	30.0	2.9	5.6
1983	1.1	0.1	0.5	0.9	8.6	3.8	60.6	35.7	70.2	29.8	0.4	3.7
1984	0.9	0.8	0.5	0.9	8.7	4.4	62.0	38.1	69.9	29.8	0.6	3.6
1985	2.0	1.9	1.6	0.9	8.9	4.5	63.7	40.1	69.3	29.8	0.8	2.3
1986	2.7	1.8	0.8	0.9	9.7	5.3	67.0	42.9	68.6	29.3	0.3	2.9

Magyarázat:

1. A reáljövedelem növekedési üteme (%)
2. A reál-vásárolt fogyasztás növekedési üteme (%)
3. A tartós fogyasztás vásárlás cikk nélküli fogyasztás növekedési üteme (%)
4. A vásárolt fogyasztás aránya a személyes jövedelemben (%)
5. Megtakarítási ráta (%)
6. A nettó kamatjövedelmek aránya (%)
- 7-8. A pénzügyi vagyon illetve a hitelállomány aránya a személyes jövedelemhez képest (%)
- 9-10. A betétállomány illetve a készpénzvagyon aránya a pénzügyi vagyonból (%)
- 11-12. A fogyasztás illetve a pénzkereslet jövedelemrugalmassága

Lábjegyzetek a táblázatokhoz

Az S1,S2,S3,S6 táblázatok hajlékony mágneslemezen SYMPHONY/LOTUS worksheet formában, az S4,S5,S7 táblázatok szintén hajlékony mágneslemezen ASCII-file-n bárki számára hozzáférhetők, az adatbázis leírásával együtt.

S1-S2 táblázat

Az S1-S2 táblázatok között az eltéréseket az alábbi nem pénzbeni - imputált áron számbavett - tételek jelentik:

- munkajóvedelem: természetbeni munkabér, saját termelésű fogyasztás
- fogyasztás: a fenti két tétel, lakásamortizáció, valamint esetenként a természetbeni társadalmi juttatás
- megtakarítás: a fenti tételek egyenlege
- lakásberuházás: lakásamortizáció, házilagos építkezésen végzett saját munka értéke;

A közölt mérlegek - csekély eltéréssel - megegyeznek a KSH "A népgazdaság fejlődésének fő mutatói" (továbbiakban: Főmutatók) című kiadványának "3.10. A lakosság jövedelmére és annak felhasználására vonatkozó kategóriák" c. táblázatával és annak módszertanával. A közölt mérlegek forrása az 1980-86 évekre a Főmutatók; az 1970-1979 évekre a kiadvány jogelődje, a "Jövedelemelosztás a népgazdaságban" c. KSH kötet. A hatvanas évekre a fenti kiadványok módszertana alapján a "Lakosság jövedelme és fogyasztása" (továbbiakban LJF) c. KSH kötet valamint a Statisztikai évkönyvek adatainak felhasználásával kíséreltem meg a mérlegeket összeállítani. Az idősorok nem homogenizáltak.

A "Főmutatókhoz" képest az eltérések a következők (a zárójelben mindenkor a hivatkozott tábla sorszáma és a tételszám található):

1. Különbséget teszek hazai (S1(6);S2(8)) és nemzeti (S1(7);S2(9)) fogyasztás között, és elemzéseimben ez utóbbi kategóriát használom, mivel erre teljesül a C+S=Y azonosság.

A magyar statisztikában - így a Főmutatókban és az LJF-ben egyaránt - a "fogyasztás személyes jövedelemből" kategória az SNA-tól eltérően tartalmazza a külföldiek belföldi, viszont nem tartalmazza a belföldiek külföldi fogyasztását, azaz nem a nemzeti, hanem a hazai fogyasztás nagyságát adja meg. Ez mindaddig nem zavaró, amíg a turistaforgalom nagyjából elhanyagolható. A kétféle fogyasztási kategória közötti átmenetet közelítőleg jól jelzi a valutavásárlások és eladások egyenlege (S1(5);S2(5)), azonban ez a megoldás csak látszólag egyszerű, ugyanis:

- a valutavásárlások nem egyértelműen csak fogyasztási célokat szolgálnak (noha az kétségtelenül valószínűtlen, hogy egy külföldi forintban halmozza fel megtakarításait, de a fordított eset már jóval valószínűbb);

- ha a fogyasztás egészen végre is tudjuk hajtani a korrekciót, jelenleg elképzelhetetlen, hogy termékcsoporthoz szinten is megvalósítható, azaz a kereslet elemzésekor nincs jobb választás, mint a hazai fogyasztást alkalmazni;

- az állampolgári fogyasztás akkor lenne a modellezés szempontjából igazán homogén kategória, ha feltételezhetnénk a forint teljes konvertibilitását, tehát, ha a fogyasztónak valóban pusztán az árarányok kérdése lenne, hogy itthon vásárol avagy Bécsben.

A Főmutatók a valutaműveletek egyenlegét óvatosan sehova sem sorolja be, amolyan jövedelmen, fogyasztáson kívüli egyéb tételként kezeli. Az LJF a hitelfelvételi többlettel összevonva közli - mint "egyéb nem jövedelem jellegű bevétel"-t - ami meglehetősen elméleti zűrzavarhoz vezet. A hatvanas évekre a valutavásárlások egyenlegére nem sikerült megbízható adatokat találni, ezért nagyságát kénytelen voltam elhanyagolhatónak, a hazai és állampolgári fogyasztást pedig azonosnak tekinteni.

2. A lakástámogatás (S1(10);S2(12)), azaz a szociálpolitikai juttatás "Felhalmozási juttatás" néven szerepel a Főmutatókban, szintén jövedelmen, fogyasztáson kívüli tételként. Az LJF-ben szintén a hitelfelvételi többlettel összevonva publikálják. Az 1975 előtti periódusra nem található elkülönített adat. En úgy kezeltem, mint költségvetési vagyongyogyont növelő tételt. Ezt a megközelítést indokolja, hogy a szociálpolitikai támogatást nem lehet elfogyasztani, valóban tőketranszfert és nem folyó jövedelem transzfert jelent.

Ennek megfelelően a táblázataimban megjelenő lakásfelhalmozás (S1(12);S2(14)) tartalmazza a szociálpolitikai támogatás összegét is, - ennyivel megnoveltem tehát a Főmutatókban közölt "felhalmozást". Az így kapott idősor tökéletesen egybeesik az LJF "lakásfelhalmozás" idősorával.

3. A nettó pozíciót (S1(13);S2(15)) - a gazdaságnak átadott forrásokat - úgy is értelmezhetjük, mint nem saját célra - nem lakásfelhalmozásra - fordított megtakarítást. Ez tökéletesen egybeesik a Főmutatók terminológiája szerinti "hitelműveletek egyenlegével" - a nettó monetáris megtakarítással - azaz a pénzmegtakarítás és a hitelfelvételi többlet különbségével (S1(15);S2(17)).

4. A táblázatokban megadom azokat a kategóriákat, amelyeket - elsősorban az LJF "A lakosság összes / pénzübeni jövedelmének felhasználása" táblázata alapján - a modellezők előszeretettel használnak, és amelyek eltérnek az általam használt jövedelem-fogyasztás fogalmaktól:

S1(17): A "Rendelkezésre álló pénzüösszeg" a modellezés során a személyes jövedelem helyett gyakorta használt kategória, ami a személyes jövedelem mellett a valutaműveletek egyenlegét, a szociálpolitikai támogatást és a hitelfelvételi többletet tartalmazza. Statikus forrása a különböző irányú pénzüfelhasználásnak - a fogyasztásnak és lakásberuházásnak - valamint a pénzmegtakarításnak. Az erre épülő mérlegek a sztenderd "fogyasztás-tervezés" logikáját követik.

S2.(6): Az "összes lakossági fogyasztás" jelenik meg a nép-gazdasági mérelegekben. A személyes fogyasztáson kívül a természetbeni társadalmi juttatásokat is tartalmazza.

S2.(19): Az "összes forrás" az LJF-ben az "összes jövedelem" (személyes jövedelem + természetbeni társadalmi juttatás) valamint a hitelfelvételi többlet, a valutaműveletek egyenlegének és a szociálpolitikai kiadásoknak az összege, ami a forrása a lakosság "összes felhasználásának" (összes lakossági fogyasztás + lakásfelhalmozás + pénzmegtakarítás).

S3. táblázat

Az S3. táblázat második részére, a flow-jellegű kategóriákra (S3(8-12)) - vontakozó idősorok megtalálhatók az LJF-ben, a "Lakossági pénzforgalmi mérlegben". Az "Egyéb pénzügyi befektetések" a kötvénnyvásárlásokat, célrészjegyeket stb tartalmazza, melyek csak a nyolcvanas évektől váltak jelentőssé.

Az állomány jellegű mutatók közül csak a betétállományra vonatkozó idősort publikálja a KSH az LJF-ben, a lakossági készpénzállományra és hitelállományra vonatkozó hivatalos KSH adat nincs. Így ezeket az alábbi módszerrel becsültem:

1. A lakossági készpénzállományra vonatkozó becslés alapját az International Financial Statistics-ben található összes készpénzállományra vonatkozó idősor (1971-1986) jelentette. Ezt - illetve ennek éves változását - vettem össze az LJF-ben található "éves készpénzmegtakarítás" flow-jellegű idősorával, durva becslést adva arra, hogy az össz készpénzállomány hány százaléka található a lakosságnál.
2. A hitelállományra vonatkozó becslések alapját az OTP Betétek és hitelek kiadványában szereplő idősor (1975-1986) jelentette. Ezt - illetve ennek éves változását - vettem össze az LJF-ben található flow-jellegű "hitelfelvételi többlet" idősorával, feltételezve, hogy a hetvenes években az összes hitel zöme OTP-hitelben testesült meg, azaz az egyéb hitelek aránya csekély volt.
3. Az egyéb pénzügyi eszközök állományára vonatkozó becslés meglehetősen durva - az éves növekményeket összegeztem a nyolcvanas évekre. Ettől akár egy-két milliárd forinttal is eltérő becslések találhatóak más - államigazgatási, nem hivatalos - forrásokban.

S4-S6. táblázat

Az éves adatok megegyeznek az S1 és S3 táblázatokban közöltekkel illetve az adatbázis leírásában megjelölt forrásokból származnak.

A havi modellek adatbázisával kapcsolatos problémák az S6. táblázatból olvashatók ki. A havi adatok a pénzforgalmi mérlegek alapján készülnek, tehát nem tartalmaznak természetbeni tételeket, így aggregátumukat értelemszerűen az S1 táblázattal illetve e táblázat módszertanának megfelelő kategóriákkal érdemes összevetni, figyelembe véve a "pénzforgalmi" és a "jövedelmi" megközelítésből adódó értelemszerű eltéréseket.

1. összes lakossági jövedelem: látható, hogy a havi adatokból aggregált éves adat meghaladja az S1 táblázatban szereplő személyes jövedelmet. Ugyanakkor a személyes jövedelem két legfontosabb tétele, az aggregált munkajövedelem és a társadalmi jövedelem egyaránt kisebb, mint az - S1. táblázatból kiolvasható - éves munkajövedelem illetve éves társadalmi jövedelem. Az eltéréseknek néhány okát sikerült MNB Lakossági pénzforgalom osztálya munkatársaival folytatott konzultáció alapján feltárni:

- a bérjöveldemeket már eleve "kiigazítják" a bérfizetési napok elcsúszásai miatt, ezért az "indexek" és az "abszolút számok" csak véletlenszerűen egyezhetnek, a kiigazítás módszertana ugyanis a sötét középkorra emlékeztet;

- az ún "középgépipari" - azaz titkos mérlegbeszámolójú vállalatok - az MNB-tól való pénzfelvételkor nem kötelesek részletezni kódokként a bért és az egyéb tételeket, azaz megállapíthatatlan, hogy az adott napon érkező "teherautó" bérfizetésre vagy egyéb célra szállít el készpénzt;

- a pénzügyi vagyomból származó nettó kamatjöveldemeket a havi lakossági jövedelem kategóriája eleve nem tartalmazza, mivel a kamatjövairásokat az Országos Takarékpénztárnál kizárólag csak év végén számolják el;

- magánvállalkozó, ha egyszámlájáról készpénzt vesz fel, ez nem jelenik meg, mint lakossági jövedelem,

- az egyéb tételek halmozódást, nem jövedelem jellegű pénzbevételeket és be nem fizetett adókat egyaránt tartalmaznak.

Az idősorokat az MNB lakossági pénzforgalmi mérlegei és a KSH Havi Közleményeiben közölt indexek alapján Réti János és Acs Magda homogenizálta.

2. A havi fogyasztás idősorainak tartalmi problémáit a főszöveg többször érintette. Az S6. táblázatból látható, hogy a havi adatokból aggregált "kiskereskedelmi forgalom" nagyságrendje nemcsak az éves szintű - minden nem fogyasztási célú vásárlástól megtisztított - kiskereskedelmi forgalmat haladja meg de - a szolgáltatásokat és piaci vásárlásokat is tartalmazó - összes vásárolt fogyasztást is. A nem fogyasztási célú vásárlások aránya tehát korántsem elhanyagolható nagyságrendű.

3. Az éves fogyasztói árindexet végülis nagyjából sikerült "visszahozni" a havi adatokból. A KSH havi fogyasztói árindexe (PK) az alábbi alakú:

$$(S. 1) \quad PK_t = PK_t / PK_{t-12},$$

azaz az előző év azonos hónapjához viszonyított árváltozást mutatja. Ezzel szemben elemzéseinkhez a havi láncindexre (P) volt szükség, melynek alakja:

$$(S. 2) \quad P_t = P_t / P_{t-1}.$$

A kétféle árindex közötti összefüggés:

$$(S.3) \log(P_t) = \log(PK_t) - \log(P_{t-1}) - \dots - \log(P_{t-11}).$$

Az egyszerű algoritmus alkalmazásához "mindössze" 11 kezdőérték hiányzott. Ezen a ponton kénytelen voltam durva feltevessel élni: feltételeztem, hogy 1978-ban egységesen januárban megtörtént minden fogyasztói árrendezés, azaz a február-december hónapok árindexe 1.00. Ennek alapján határoztam meg P 1979-1986 idősorát. A módszer előnye, hogy az idő előrehaladtával a kezdetben bevitt torzulás egyre inkább eltűnik, ami a közölt összehasonlításból is látható.

4. A pénzügyi adatok közül a havi betét- és hitelforgalom tökéletesen megegyezik az éves adatokkal, ami annál meglepőbb, mivel mindkettőnek ugyanaz az OTP az eredeti forrása. A készpénzmegtakarítás eltérése abból eredhet, hogy a KSH és az MNB eltérő módon becsülik az össz készpénzforgalmon belül a lakossági készpénzforgalom nagyságrendjét.

Felhasznált statisztikai források

Háztartásstatisztika (KSH) 1983, 1985

Jövedelemelosztás a népgazdaságban (KSH) 1970-77, 1978, 1979, 1980

A népgazdaság fejlődésének fő mutatói (KSH) 1980-84, 1984, 1985, 1986, 1987

Munkaügyi statisztikai fogalmak (KSH) 1982.

A lakosság jövedelme és fogyasztása (KSH) 1960-1980,1970-1987

OECD Historical Outlook (1985)

Havi statisztikai jelentés 1979.január,...,1988.december

Lakásstatisztikai évkönyv (KSH)

Statisztikai évkönyv (KSH) 1961, 1962, 1963 ,1964

Betétek és hitelek - az Országos Takarékpénztár Kiadványa

International Financial Statistics 1986

ÁBRA- ÉS TÁBLAJEGYZÉK

Ábrák:

1. Pénzfelhalmozás és hitelfelvét a jövedelem arányában (1961-1986, %)	79
2. Megtakarítási ráta és a reáljövedelem növekedési üteme (1961-1986, %, Kettős skála)	80
3. A fogyasztás és a pénzkereslet jövedelemrugalmassága (1961-1986)	113
4. A fogyasztás hibakorrekciós modellje - növekedési ütemek	120
5. A pénzkereslet hibakorrekciós modellje - növekedési ütemek	125
6. A fogyasztási idősor havi ingadozásai	129
7. A havi fogyasztásingadozás - AR(6) modell alapján	131
8. A fogyasztás alakulása - havi hibakorrekciós modellel	132

Táblázatok:

1. Magyar keresleti modellek	86
2. Fogyasztási függvények specifikáció-elemzése	109
3. Fogyasztási, megtakarítási és pénzkeresleti modellek specifikáció-elemzése	119

Szövegközi táblázatok

Lakossági vagyommérleg a személyes jövedelem arányában	76
A megtakarítási ráta nemzetközi összehasonlításban (%)	81
Megtakarítás, nettó monetáris megtakarítás, pénzmegtakarítás	82
A fogyasztás jövedelemérzékenysége az egyszerű fogyasztási függvények alapján	110

H i v a t k o z á s o k

- Abel, A. (1980) (ed): The collected papers of Franco Modigliani The MIT Press,
- Ábel I. and Székely I. (1988): Money and causality in CPEs Paper presented at the EEA'88 Bologna
- Alessie, R. and A. Kapteyn and B. Melenburg (1988): The effects of liquidity constraints on consumption: Estimation from household data Paper presented at EEA'88 Bologna
- Alessie, R. J. M. and A. Kapteyn (1986): Consumption, savings and demography. Research memorandum Tilburg University,
- Almon, C. (1979): A system of consumption functions and its estimation for Belgium Southern Economic Journal (46) 85-106
- Altonji, J. G. and A. Siow (1987): Testing the response of consumption to income changes with (noisy) panel data Quarterly Journal of Economics (102) 293-328
- Ando, A. and A. Kennickell (1985): How much (or little) life cycle is there in microdata? Cases of US and Japan. Paper presented at Conference to Honor Franco Modigliani Massachusetts, 1985. September, 19-21.
- Ando, A. and F. Modigliani (1963): The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests American Economic Review (53)
- Andrikopoulos, A. A. and J. A. Brox (1984): Forecasting Canadian consumption using DGLES Applied Economics (16) 839-853
- Arrow, J. K. (1968): Application of control theory to economic growth. in: Lecture in applied mathematics vol 12 AMS, PR5
- Asztalos L. (1988): Megtakarítás elmélet és megtakarítás politika Pénzügyi Szemle (32) 255-262, 372-382
- Asztalos L. (1987): Megtakarítás és infláció in: Hagelmayer (1987), 113-216
- Augusztinovics M. (1987): A twin-pair models for the macroeconomics of human life. Paper presented at the First Annual Meeting of the ESPE Rotterdam 1987
- Bánfi T. (1982): A lakossági jövedelemmegtakarítás közgazdasági értelmezéséről Közgazdasági Szemle (29) 180-188
- Bánfi T., Sulyok Pap M. és Szász J. (1986) : A kötvény Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Barro, R. and H. Grossman (1974): Suppressed inflation and the supply multiplier Review of Economic Studies (41) 87-104
- Barro, R. and H. Grossman (1971): A general disequilibrium model of income and employment American Economic Review (61) 82-93
- Barten, A. P. (1977): The systems of demand functions approach: a review Econometrica (45) 23-51
- Battalio, R. C., G. P. Dwyer, G. P. and J. H. Kagel (1987): Tests of competing theories of consumer choice and the representative consumer hypothesis Economic Journal (97) 842-856

- Bean, C.R. (1986): The estimation of "surprise" models and the "surprise" consumption function Review of Economic Studies (53) 497-516
- Becker, G.S. (1976): The economic approach to human behavior The University of Chicago Press, Chicago
- Blackorby, C., D. Primont and R.R. Russell (1978): Duality, separability and functional structure New York: American Elsevier
- Blinder, A.S. (1974): A model of inherited wealth Research Memorandum No. 133. Princeton University
- Blinder, A.S. and A.S. Deaton (1985): The time series consumption function revisited Brookings Papers on Economic Activity (2) 465-521
- Blundell, R. (1988): Consumer behavior: Theory and empirical evidence - A survey Economic Journal (98) 16-66
- Blundell, R., P. Pashardes and G. Weber (1987): A household expenditure model for indirect tax analysis Mimeo Institute for Fiscal Studies
- Bochove, C.A. van and H.K. van Tuinen (1986): Flexibility in the next SNA: the case for an institutional core The Review of Income and Wealth (32) 127-154
- Boroah, V.K. and D.R. Sharpe (1986): Aggregate consumption and the distribution of income in the UK: an econometric analysis Paper presented at the ESEM'88, Bologna
- Boskin, M.J. (1978): Taxation, saving and the rate of interest Journal of Political Economics (86) S3-S27
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins (1970): Time series analysis, forecasting and control San Francisco: Holden Day
- Börsch-Scipan, A. (1987): Econometric analysis of discrete choice: LEMS vol 296 Springer
- Bródy, A. (1988): A nemzeti jövedelem méréséről Közgazdasági Szemle (35) 818-831
- Brown, A. and A.S. Deaton (1972): Models of consumers behavior: survey No 4 in applied economics Economic Journal (82) 1145-1236
- Browning, M., A.S. Deaton and M. Irish (1985): A profitable approach to labor supply and commodity demand over life cycle Econometrica (53) 503-543
- Browning, M. (1987): Eating, drinking, smoking and testing the life-cycle hypothesis. Quarterly Journal of Economics (102) 329-345
- Campbell, J.Y. (1987): Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis Econometrica (55) 1249-1274
- Campbell, J.Y. and R.J. Shiller (1987): Cointegration and tests of present value models Journal of Political Economics (95) 1062-1088
- Cass, D. and M.E. Yaari (1967): Individual saving, aggregate capital accumulation and efficient growth in Shell, K (eds) 233-268
- Charemza, W. and M. Gronicki (1984): Simultaneous consumption - labour - money analysis in a disequilibrium framework CREES Discussion Paper RC/B20

- Cooley, T.F. and S.F. Leroy (1985): Atheoretical macroeconometrics: A critique. Journal of Monetary Economics (16) 283-308
- Cox, D.R. (1962): Further results on tests of separate families of hypotheses Journal of Royal Statistical Society Series B (24) 406-424
- Craig, C. (1970): Predictive accuracy of quarterly and annual aggregate savings functions Journal of the American Statistical Association (65) 1131-1145
- Csunderlik Cs. (1985): The interrelationship of private housing and personal savings: an econometric disequilibrium analysis of the Hungarian housing market 1960-1983 Paper presented at the Fifth World Congress of the Econometric Society, Boston
- Dániel Zs. és Semjén A. (1985): A budapesti bérlakások kínálatának és keresletének aránytalanságai és a lakbérek Közgazdasági Szemle (32) 1458-1473
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba and S. Yeo (1978): Econometric modeling of the aggregate time-series relationship between consumers expenditure and income in the UK The Economic Journal (88) 661-692
- Davidson, J.E.H. and D.F. Hendry (1981): Interpreting econometric evidence: Consumers' expenditure in the UK European Economic Review (16) 177-192
- Davis, E.P. (1984): The consumption function in macroeconomic models: a comparative study Applied Economics (16) 799-838
- Deaton, A.S. (1981b): Saving and inflation, theory and UK evidence Bristol University Discussion Paper No 81/91
- Deaton, A.S. (1977): Involuntary savings through unanticipated inflation The American Economic Review (67) 899-911
- Deaton, A.S. (1975): The measurement of income and price elasticities European Economic Review (6) 261-274
- Deaton, A.S. and A. Brown (1973): Models of consumer behavior London-Basington
- Deaton, A.S. and J. Muellbauer (1980): Economics and consumer behavior Cambridge Univ Press, Cambridge
- Diamond, P.A. (1965): National debt in a neoclassical growth model American Economic Review (55) 1126-1150
- Dickey, D.A. and W. Fuller (1981): Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit roots Econometrica (49) 1057-1072
- Dunavölgyi M. (1988): A lakossági megtakarítások befolyásolhatósága és intézményi rendszere néhány tőkés ország tapasztalata alapján Kézirat
- Engle, R.F. (1984): Wald, likelihood and Lagrange multiplier tests in econometrics in: Griliches, Z and M.D. Intriligator (eds) (1984): Handbook of econometrics Elsevier Sci Publ 776-826
- Engle, R.F., C.W.J. Granger, S. Hylleberg and B.S. Yoo (1988): Seasonal integration and cointegration Paper presented at ESEM'88, Bologna
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987): Cointegration and error correction representation: estimation and testing Econometrica (55) 251-276

- Engle, R.F., D.F. Hendry and J.F. Richard (1983): Exogeneity Econometrics (51) 277-304
- Falusné Sz.K. (1982): A vagyonosodásról Közgazdasági Szemle (29) 1314-1330
- Farkas Z.K. és Pataki J. (1984): Az áruhiány és a közvélemény Közgazdasági Szemle (31) 168-178
- Fisher, I. (1930): The theory of interest Macmillan, New York,
- Flavin, M.A. (1985): Excess sensitivity of consumption to current income: liquidity constraints or myopia? Canadian Journal of Economics (18) 117-136
- Flavin, M.A. (1981): The adjustment of consumption to changing expectations about future income Journal of Political Economy (89) 974-1009
- Friedman, M. (1951): The methodology of positive economics, in: Friedman, M. (1951): Essays in positive economics, The Univ of Chicago Press, Chicago, 3-43.
[magyarul: A pozitív közgazdaságtan módszertana, in: Friedman, M. (1986), 17-50]
- Friedman, M. (1957): Summary and conclusion, in: Friedman, M. (1957): A theory of consumption function, Princeton Univ Press, Princeton, 220-239
[magyarul: A fogyasztási függvény, in: Friedman, M. (1986), 199-218]
- Friedman, M. (1986): Infláció, munkanélküliség, monetarizmus Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Galasi P. és Kertesi G. (1988): "Patkányverseny" a korrupciós piacon Közgazdasági Szemle (35) 900-920
- Galasi P. és Kertesi G. (1987): A korrupció terjedése Közgazdasági Szemle (35) 900-920
- Godfrey, L.G. (1979): Testing the adequacy of time series models Biometrika (66) 67-72
- Godfrey, L. and M.F. Wickens (1981): Testing linear and loglinear regressions for functional form Review of Economic Studies (48) 487-496
- Giovannini, A. (1985): Saving and the real interest rate in LDCs. Journal of Development Economics (18) 197-217
- Goldfeld, S.M. and R.E. Quandt (1965): Some tests for homoskedasticity JASA (60) 539-547
- Goldsmith, R.W. (1982): The national balance sheets of the United States, NBER, Chicago Press
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1977): Forecasting Economic Time Series New York: Academic Press
- Hagelmayer I. (szerk) (1987): Infláció és pénzügyek Magyarországon Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Hagelmayer I. (1976): Pénz és pénzügypolitika a szocializmusban Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Hall, R.E. (1988): Intertemporal substitution in Consumption Journal of Political Economy (96) 339-357

Hall,R.E. (1978): Stochastic implications of the life-cycle permanent income hypothesis: Theory and evidence Journal of Political Economy (86) 971-987

Hall,R.E. and F.S.Mishkin (1982): The sensitivity of consumption to transitory income: estimates from panel data on household Econometrica (50) 461-482

Hansen,A.H. (1965): Útmutató Keyneshez Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Harrod,R. (1948): Towards a dynamic economics, London MacMillan

Harvey,A. (1981a): The econometric analysis of time series, Oxford Univ Press, Oxford

Harvey,A. (1981b): Time series model, Oxford Univ Press, Oxford

Hausman,J.A. (1985): The econometrics of nonlinear budget sets Econometrica (53) 1255-1282

Hayashi,F. (1985a): The effect of liquidity constraint on consumption: A cross sectional analysis Quarterly Journal of Economics (100) 193-206

Hayashi,F. (1985b): The permanent income hypothesis and consumption durability: Analysis based on Japanese panel data Quarterly Journal of Economics (100) 1083-1113

Hendry,D.F. (1988): PC-GIVE (Felhasználói kézikönyv), IES, Nuffield College, Oxford

Hendry,D.F. (1983): Econometric modelling: the "consumption function" in retrospect Scottish Journal of Political Economy (30) 193-220

Hendry,D.F. (1980): Econometrics - Alchemy or Science? Economica (47) 387-406

Hendry,D.F. and J.F.Richard (1982): On the formulation of empirical models in dynamic econometrics Journal of Econometrics (20) 3-33

Hendry,D.F. and J.F.Richard (1983): The econometric analysis of economic time series International Statistical Review (51) 111-163

Hicks,J.R. (1978): Érték és tőke Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Hicks,J.R. (1956): A revision of demand theory Oxford Univ Press, Oxford

Hoch R., Kovács I. és Ördögh M. (1982): Fogyasztás és jövedelem. Tervezés, elemzés, jövedelem Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Hoffmanné I. (1977): A magyar háztartás gazdálkodási modellje Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Houthakker,H. and L.Taylor (1970): Consumer demand in the US Harvard University Press

Howard,D.H. (1978): Personal saving behavior and the rate of inflation Review of Economics and Statistics (60) 547-554

Hulyák K. (1983): Egyensúlyhiányok a lakossági fogyasztásban Statistikai Szemle (61) 229-243, 369-380

- Hulyák K. (1982): Disequilibrium models for consumption goods in Hungary Paper presented at the International Econometric Conference, 1982, Budapest
- Hulyák K. (1980a): A lakossági fogyasztás elemzése a kiadások lineáris modellje és ennek kiterjesztett változata segítségével SZÁMKI Közlemények Budapest
- Hulyák K. (1980b): A lakossági fogyasztás vizsgálata dinamikus keresleti függvényekkel Statisztikai Szemle (58) 1224-1245
- Hulyák K. és Losonczy S. (1978): Keresleti modellek számszerűsítése idősoros adatok alapján Szigma (11) 151-172
- Hurd, M.D. (1987): Savings of the elderly and desired bequests American Economic Review (77) 298-311
- Ilmonen, K. (1987): From consumer problems to consumer anonymity Journal of Consumer Policy (10) 25-38
- Jappelli, T. and M. Pagano (1988a): Consumption and capital market imperfections: an international comparison CEPR Discussion Paper No. 244
- Jappelli, T. and M. Pagano (1988b): Liquidity constrained households in an Italian cross section CEPR Discussion Paper No. 257
- Jarque, C.M. and A.K. Bera (1980): Efficient tests for normality, homoskedasticity and serial independence of regression residuals Economics Letters (6) 255-259
- Johansen, S. and K. Juselius (1988): Hypothesis Testing for co-integration vectors - with an application to the demand for money. IEUC Discussion Papers No 88-05
- Juster, F.T. and P. Wachtel (1972): A note on inflation and the saving rate Brooking Papers on Economic Activity (2) 547-554
- Kalocsay T., Papp G. és Riecke W. (1988) : A magánháztartások megtakarításai és pénzvagyongépzése Magyarországon (Kézirat)
- Kapitány Zs., Kornai J. és Szabó J. (1982): A hiány újratermelése a magyar autópiacon Közgazdasági Szemle (29) 300-324
- Kapitány Zs. (1989): Kereslet és kínálat a nyolcvanas évek magyar autópiacon Közgazdasági Szemle (36) *megjelenés alatt*
- Katona, G. (1975): Psychological economics Elsevier
- Kármentőné A., Péntes Á. és Vargáné I. (1987): A lakosság takarékoskodási szokásai Takarékpénztári Szemle (24) 342-357, (25) 15-23, 55-72
- Keller J. (1985): A lakossági betétek és hitelek összefüggéséről Takarékpénztári Szemle (23) 92-98
- Keller J. (1977): A lakossági megtakarítások és a jövedelem kapcsolata Pénzügyi Szemle (21) 424-433
- Keynes, J.M. (1965): A foglalkoztatás, a kamat és a pénz általános elmélete Közgazdasági és Jogi Kiadó, Budapest
- King, M.A. (1986): Capital market "imperfection" and the consumption function Scandinavian Journal of Economics Conference Proceedings 59-84

- Király J. (1989): Egyéni versus társadalmi racionalitás Közgazdasági Szemle (36) 188-205
- Király J. (1988): Aggregate household saving Paper presented at EEA'88, Bologna
- Király J. (1987): Hosszútávú jövedelmi idősorok módszertani problémái OTKA Tanulmány MTA KTI
- Király J. (1985): Racionális várakozások és az új klasszikus makroökönómia Közgazdasági Szemle (32) 257-267
- Király J. (1984): Racionális várakozások és az új klasszikus makroökönómia Egyetemi doktori értekezés
- Király J. és Székely I. (1989): Alkímia vagy tudomány? Statisztikai Szemle (66)
- Király J. és Vincze J. (1989): Short run macroeconomic forecasting in Hungary Paper presented at IFAC'89, Edinborough
- Király J. és Vincze J. (1988): Előrejelzés havi adatokkal OTIMI Tanulmány
- Kiviet, J.F. (1986): On the rigour of some misspecification tests for modelling dynamic relationships Review of Economic Studies (53) 241-261
- Kornai G. (1984): A lakosság fogyasztásának vizsgálata Almon ökonometriai modelljével Statisztikai Szemle (62) 754-761
- Kornai G. (1983): A lakosság fogyasztásának vizsgálata Almon ökonometriai modelljével KOPINT Tanulmányok
- Kornai J. (1980): A hiány Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Kornai J. (1971): Anti-Equilibrium Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Koskela, E. and M. Virén (1982): Inflation, tight money and household saving behavior: Finnish evidence The Scandinavian Journal of Economics (84) 483-492
- Kotász M. (1985): A lakosság keresleti szerkezetének összehasonlító vizsgálata LES, AIDS és Rotterdam modellek segítségével Statisztikai Módszertani Füzetek 18
- Kotlikoff, L.J. and L.H. Summers (1981): The role of intergenerational transfers in aggregate capital accumulation Journal of Political Economy (89) 706-732
- Kovács E. (1988): Idősorok kointegrációja MKKE NTI Műhelytanulmányok 88/4
- Kovács I. (1980): Az empirikus keresletelemzés fejlődése, keresleti függvények Közgazdasági Szemle (27) 1042-1057
- Körösi G., Mátyás L. és Székely I. (1989): Gyakorlati ökonometria Műszaki Könyvkiadó - Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest megjelenés alatt
- Lackó M. (1976): Lakossági megtakarítás és ellátási helyzet Közgazdasági Szemle (23) 535-551
(Consumer savings and the supply situation Acta Oeconomica (15) 365-384)

- Lakatos I. (1981): Bizonyítások és cáfolatok Gondolat, Budapest
- Lucas,R.E. (1976): Econometric policy evaluation: A critique in: Brunner,K. and A.H.Meltzer (eds): The Phillips curve and Labor Markets, vol 1. of Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, North Holland, Amsterdam, pp 19-46.
- Mariger,R.P. (1987): A life-cycle consumption model with liquidity constraints: theory and empirical results Econometrica (55) 533-557
- Mátyás L. (1985): Idősorok és keresztmetszeti adatok együttes felhasználása az ökonometriai vizsgálatokban Agrárgazdaság Kutató Intézet Közleményei 6.sz.
- McCracker,G. (1987): The history of consumption Journal of Consumer Policy (10) 139-166
- McFayden,A.J. and H.W.McFayden (eds) (1986): Economic psychology, Elsevier
- Mellár T. és Rappai G. (1987): A lakossági megtakarítás és a fogyasztási javak piacának összefüggései Statisztikai Szemle (65) 21-32
- Mizon,G.E. and J.F.Richard (1986): The encompassing principle and its application to testing non-nested hypotheses Econometrica (54) 657-678
- Modigliani,F.B. (1988): Pénz, megtakarítás, stabilizáció Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
- Modigliani,F.B. (1985): Life cycle, individual thrift and the wealth of nations Nobel-lecture, Stockholm, 1985.december
[magyarul: Életciklus, egyéni takarékoság, nemzeti vagyon in: Modigliani (1988), 19-46]
- Modigliani,F.B. (1970): The life cycle hypothesis of saving and intercountry differences in the saving ratio in: Abel,A. (1980), 382-414
[magyarul: A megtakarítás életciklus elmélete és a megtakarítási ráták nemzetközi összehasonlítása in: Modigliani (1988), 47-80]
- Modigliani,F.B. and R.Brumberg (1979): Utility analysis and the aggregate consumption functions: An attempt at integration in: Abel,A. (1980), 128-197
- Modigliani,F.B. and R.Brumberg (1954): Utility analysis and the consumption function; An interpretation of cross-section data in: Abel,A. (1980), 79-127
- Muellbauer,J.B. (1983): Surprises in the consumption function The Economic Journal (supplement) (93) 34-50
- Muellbauer,J.B. (1978): Macrotheory versus macroeconometrics. The treatment of "disequilibrium" in macromodels Birbeck College Discussion Paper No 59
- Muellbauer,J.B. (1975): Aggregation, income distribution and consumer demand Review of Economic Studies (42) 523-543
- Muellbauer,J.B. and R.Porter (1978): Macroeconomic models with quantity rationing Economic Journal (88) 788-821
- Muszély Gy. (1978): Egy fogyasztási modell számszerűsített keresztmetszeti adatok alapján Sigma (11) 173-189

- Nadrai L., Szalkai I. és Száz J. (1985): A hitelpolitika és a fizetési mérleg egyensúlya Sigma (18) 69-88
- Neményi J. (1988): Változó paraméterű ökonometriai modellek Sigma (20) megjelenés alatt
- Neusser, K. (1988): Intertemporal nonseparability, liquidity constraints and seasonality of aggregate consumer expenditures Paper presented at EEA'88, Bologna
- Nuti, M. (1986): Hidden and repressed inflation in soviet type economies Paper presented at the EEA'86, Bécs
- Nuti, M. (1987): Financial innovations under market socialisms EUI Working Paper No 87/285
magyarul: Pénzügyi innováció a piaci szocializmusban Közgazdasági Szemle (35) 409-425
- Pesaran, M.H. and R.A. Evans (1984): Inflation, capital gains and UK personal savings: 1953-81 Economic Journal (94) 237-257
- Petschnig M.Z. (1986): Változó szerepű lakossági megtakarítás Pénzügyi Szemle (30) 341-353
- Phelps, E.E. (1961): The golden rule of accumulation: A fable for growthmen American Economic Review (51) 638-643
- Philips, L. (1983): Applied consumption analysis, North Holland, Amsterdam
- Pickersgill, J. (1976): Soviet household saving behavior Review of Economics and Statistics (58) 139-147
- Pickersgill, J. (1980): Recent evidence on soviet households saving behavior Review of Economics and Statistics (62) 628-633
- Portes, R. (1987): Economics in Europe European Economic Review (31) 1329-1340
- Portes, R. (1984): The theory and measurement of macroeconomic disequilibrium in CPEs Birbeck College Discussion Paper, London
- Portes, R. (1980): Central planning and monetarism: Fellow travellers? Birbeck Discussion Papers No.80, London
- Portes, R. (1979): Internal and external balance in a centrally planned economy Journal of Comparative Economics (3) 325-345
- Portes, R. (1977): The control of inflation: lessons from East European experience Economica (44) 109-130
- Portes, R. (1981): Macroeconomic equilibrium and disequilibrium in CPEs Economic Inquiry (19) 559-578
- Portes, R., R.E. Quandt and S. Yeo (1985): Testing the "all excess demand" hypothesis Financial research Center Memorandum No. 59
- Portes, R., R.E. Quandt, D. Winter and S. Yeo (1983): Macroeconomic planning and disequilibrium estimates for Poland 1955-1980 Discussion Papers Birkbeck College No 139
- Portes, R. and D. Winter (1980) Disequilibrium estimates for consumption goods market in centrally planned economies Review of Economic Studies (47) 137-159

- Portes,R. and D.Winter (1978): The demand for money and for consumption goods in centrally planned economies Review of Economics and Statistics (60) 8-18
- Portes,R. and D.Winter (1977): The supply of consumption goods in centrally planned economies Journal of Comparative Economics (1) 351-365
- Quandt,R.E. (1982): Econometric disequilibrium models Econometric Review (1) 1-63
- Quandt,R.E. (1960): Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes JASA (55) 324-330
- Ramsey,F.P. (1928): A mathematical theory of saving Economic Journal (38) 543-559
- Riecke W. (1985): A lakossági pénzmegtakarításról Sigma (18) 9-26
- Rudcenko,S. (1979): Household money income, expenditures and monetary assets in Czechoslovakia, GDR, Hungary and Poland 1956-1975 Jahrbuch der Wirtschaft Osteuropas (8) 431-450
- Ruggles,R. and N.D.Ruggles (1986): The integration of macro and micro data for the household sector The Review of Income and Wealth (32) 245-276
- Samuelson,P.A. (1975): The optimum growth rate for population International Economic Review (56) 531-538
- Samuelson,P.A. (1958): An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money Journal of Political Economy (66) 467-482
- Sargent,T.J. (1987): Dynamic macroeconomic theory, Harvard Univ Press, Cambridge
- Sargent,T.J. (1978): Rational expectations, econometric exogeneity and consumption Journal of Political Economy (86) 673-700
- Sargent,T.J. (1977): Observations on improper methods of simulating and teaching Friedman's time series consumption models International Economic Review (18) 445-462
- Shell,K. eds (1967): Essays on the theory of optimal economic growth Cambridge Mass MIT Press
- Simon A. (1988) A hiány makroökonomiájáról Közgazdasági Szemle (35) 1-17.
- Simon A. (1977): A lakossági fogyasztás és megtakarítás vizsgálata ökonometriai módszerrel Sigma (10) 249-265
- Spanos,A. (1986): Statistical foundation of econometric modelling Cambridge Univ Press, Cambridge
- Stone,R. (1954): Linear expenditure systems and demand analysis Economic Journal (64) 511-527
- Szakolczay Gy., Hulyák K., Losonczy S. és Muszély Gy. (1979): Klasszikus fogyasztáselemzési modellek felhasználása a fogyasztói árpolitika megalapozásához Közgazdasági Szemle (26) 1-24
- Szakolczay Gy. eds (1963): A gazdasági fejlődés feltételei Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Szakolczay Gy. eds (1967): A gazdasági növekedés feltételei Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Szegő A. és Wiener Gy. (1987): A nyereségképződés makrogazdasági törvényszerűségei Pénzügyi Szemle (31) 39-53

Tényi Gy. (1982): Foyasztási modellek Sigma (5) 291-305

Tobin, J. (1984): Pénz és gazdasági növekedés Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest

Tobin, J. (1975): Wealth, liquidity and the propensity to consume
in: Tobin, J. (1975): Essays in Economics, North Holland Publishing Company, Amsterdam 155-174 pp
[magyarul: Vagyron, likviditás és fogyasztási hajlandóság in: Tobin, J. (1984) pp. 148-167]

Tullock, G. and R.B. McKenzie (1985): The new world of economics, Richard D. Irwin, Inc, Illinois

Varian, H.R. (1987): Microeconomic analysis Norton & Comp New York London

Vincze J. (1988): Understanding money in CPEs Paper presented at the EEA'88 Conference, Bologna

Virmani A. (1986): The determinants of saving in developing countries: theory, policy and research issues Discussion paper, The World Bank, DRD186, Washington

Virén M. (1984): Inflation, relative prices and household saving behavior Empirical Economics (9) 183-197

Winder, C.C.A. (1988): Rational habits in the life cycle consumption functions Paper presented at the EEA'88 Bologna