



MNB Háttér tanulmányok

2001/1

Jakab M. Zoltán - Vadas Gábor:

**A HÁZTARTÁSOK FOGYASZTÁSÁNAK ELŐREJELZÉSE
ÖKONOMETRIAI MÓDSZEREKKEL**

2001 október

Online ISSN: 1587-9356

Jakab M. Zoltán: osztályvezető helyettes, Közgazdasági főosztály, Konjunktúra elemzési osztály

E-mail: jakabz@mnb.hu

Vadas Gábor: munkatárs, Közgazdasági főosztály, Konjunktúra elemzési osztály

E-mail: vadasg@mnb.hu

Az MNB Háttér tanulmányok sorozatban a Magyar Nemzeti Bank monetáris döntéshozatalához kapcsolódó közgazdasági elemzéseket hozzuk nyilvánosságra. A sorozat célja növelni a monetáris politika átláthatóságát. Így az előrejelzési tevékenység technikai részleteit is ismertető tanulmányokon túl közzé teszünk a döntéselőkészítés során felmerülő közgazdasági kérdéseket tárgyaló háttéranyagokat is. A kiadvány csak elektronikus formában kerül publikálásra.

Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank
1850 Budapest
Szabadság tér 8-9.
Tel: 302-3000
<http://www.mnb.hu>

Összefoglalás

A háztartások fogyasztási kiadásának modellezésekor a legelső lépcső a modellezés céljának meghatározása. Különböző szerkezetet igényel a háztartások fogyasztási-megtakarítási döntéseinek magyarázatát leíró modell, illetve az előrejelzésre alkalmas modell kialakítása. Munkánkban az MNB-ben folyó előrejelzési munka egyik elemének, a lakosság fogyasztási kiadásának előrejelzését támogató modellkeretet mutatjuk be. Az előrejelzéseink várható pontosságát nagymértékben befolyásolja, hogy az adott időpontban elérhető információk közül mennyit tudunk felhasználni. Ebből fakadóan egyrészt olyan változókat alkalmazunk modelljeinkben, amelyek jó közelítői a csak jelentős késéssel rendelkezésre álló változóknak, másrészt amelyek információt tartalmaznak nem mért folyamatokról. A háztartások likviditás korlátossága és bizonytalansága közvetlenül nem mérhető, de véleményünk szerint jól becsülhetők „nem természetes” idősorok felhasználásával. Eredményeink alapján ezek a változók segítséget nyújtanak a magyar lakosság fogyasztási kiadásának előrejelzéséhez. Az előrejelző modellek feladatából fakadóan a különböző specifikációkat előrejelzési pontosságuk és stabilitásuk alapján értékeljük.

TARTALOMJEGYZÉK

<i>BEVEZETÉS</i>	2
<i>1 A FOGYASZTÁSI FÜGGVÉNYEKRŐL ÁLTALÁBAN</i>	2
<i>2 A FOGYASZTÁST MEGHATÁROZÓ INDIKÁTOROK</i>	5
2.1 Az indikátorok kapcsolata a lakosság fogyasztási kiadásaival.....	6
<i>3 BECSLÉSI EREDMÉNYEK</i>	7
3.1 Csak indikátorokat tartalmazó modell (modell 1).....	8
3.2 Béreket tartalmazó modell (modell 2).....	9
3.3 Béreket tartalmazó modell kiegészítése (modell 2b).....	11
3.4 A különböző modellek előrejelző képességének összehasonlítása.....	12
<i>ÖSSZEFOGLALÁS</i>	14
<i>HIVATKOZÁSOK</i>	15
<i>4 FÜGGELÉK</i>	17
4.1 Fogyasztási függvény a likviditás-korlátos fogyasztók esetében.....	17
4.2 Indikátorok.....	18
4.2.1 Bruttó bér és keresettömeg.....	18
4.2.2 Kiskereskedelmi forgalom volumene.....	19
4.2.3 Tartós fogyasztási cikk értékesítés.....	20
4.2.4 Új gépjármű vásárlás.....	21
4.2.5 Lakossági bizalmi index.....	22
4.2.6 Fogyasztási célú import.....	23
4.2.7 Fogyasztási hitelek, kamatok.....	24
4.2.8 Munkanélküliség.....	25
4.3 Keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája.....	25
4.4 Csak indikátorokat tartalmazó modell statisztikai (modell 1).....	28
4.5 Béreket tartalmazó modell (modell 2).....	29
4.6 Béreket tartalmazó modell kiegészítése (modell 2b).....	30
4.7 ARIMA modell.....	31
4.8 VAR 1 modell.....	31
4.9 VAR 2 modell.....	32

BEVEZETÉS⁺

Jelen tanulmányunkban a háztartások fogyasztásának ökonometriai módszerekkel történő előrejelzésével foglalkozunk. A Jelentés az infláció alakulásáról című kiadványban publikált inflációs előrejelzés egyik alapja a háztartások fogyasztásának előrejelzése. Ebből fakadóan célunk olyan fogyasztási függvényeket specifikálása, amelyekkel pontos és stabil előrejelzéseket lehet készíteni a magyar lakosság fogyasztási kiadásaira, azaz jelen tanulmányban nem foglalkozunk háztartások döntéseink magyarázatával.

A fogyasztási függvények specifikációja során az általános elméleti keretből indultunk ki, ám figyelembe kellett vennünk azt is, hogy mind a nemzetközi, mind a hazai empirikus tanulmányok azt mutatták, hogy a fogyasztást nem lehet tökéletesen magyarázni az életciklus/permanens jövedelem hipotézissel. Ennek az az oka, hogy a fogyasztók egy része likviditás-korlátos, nem képes kisimítani fogyasztását, illetve kockázatkerülő, a jövőbeli jövedelme csak bizonytalansággal jelezhető előre, és emiatt óvatossági motívumok is befolyásolják fogyasztási/megtakarítási döntéseiket. Mindezek miatt a fogyasztási függvényeinkbe beépítettünk olyan változókat is, amelyek a fogyasztói bizalommal, kockázatérzékeléssel és a jövőbeli munkapiaci helyzettel kapcsolatosak. Mindegyik általunk felállított egyenletben meglehetősen nagy magyarázóerőt adott a lakossági bizalmi index, amely a véleményünk szerint elsősorban a lakosság jövőbeli jövedelmének (permanens jövedelmének) bizonytalanságáról hordoz információt.

A bizalmi indexekkel kapcsolatos módszertani kérdésekkel jelen tanulmányunkban nem foglalkozunk mivel az Vadas (2001) elemzésében részletesebben is kifejtésre kerül. A modelleket a tanulmány céljából következően az előrejelzési képesség, és az előrejelzések változékonysága (revíziója) alapján értékeljük.

1 A FOGYASZTÁSI FÜGGVÉNYEKRŐL ÁLTALÁBAN

A lakossági fogyasztással foglalkozó tanulmányok sarkalatos kérdése a fogyasztási függvény specifikációjának meghatározása. Amennyiben az előrejelzés a feladatunk, akkor az adatkorlátok és amiatt, hogy bizonyos paraméterekre a makroadatok ismeretében nem tudunk becslést adni, azzal kell szembesülnünk, hogy sem az elméleti keretekhez való túlzott ragaszkodás, sem az adatok pusztán statisztikai értelemben vett reprodukálására nem optimális¹. A fogyasztási függvények elmélete és gyakorlati becslése közötti egyensúlyt kell tehát megteremteni, ehhez jó iránymutatást ad Muellbauer és Lattimore (1995). A fentiek alapján célunk tehát olyan fogyasztási függvény meghatározása, amely nem szakad el az elmélettől, azonban a rövidtávú előrejelzési követelményeknek is eleget tesz, azaz megfelelő illeszkedést mutat a tényadatokkal.

A háztartások fogyasztásával foglalkozó irodalom Modigliani és Brumberg (1954) életciklus hipotézisére (life cycle hypothesis, LCH), illetve Friedman (1957) permanens jövedelem hipotézisére (permanent income hypothesis, PIH) épít. Ezek szerint a háztartások fogyasztásukat nem a folyó jövedelmükhöz igazítják, hanem a teljes életpálya-jövedelmükhöz

⁺ Köszönettel tartozunk Ferenczi Barnabásnak (MNB), Hamecz Istvánnak (MNB) és Kovács Mihály Andrásnak (MNB) hasznos észrevételeikért és segítségükért. A fennmaradó hibákért a felelősség a szerzőket terheli.

¹ Az első esetben, specifikálhatunk olyan modellt, amelynek a paraméterei nem becsülhetők, vagy a becsülni kívánt paraméterről semmilyen információnk sincs, a második megközelítés esetén könnyen ragadunk meg látszatkapcsolatokat.

vagy a permanens jövedelmükhöz. Ennek értelmében a háztartások hajlandóak hitelt felvenni, ha a folyó jövedelmük alacsonyabb a permanens vagy életpálya jövedelemnél, ellenkező esetben pedig megtakarítani. A jövedelemnél nagyobb fogyasztásból származó adósságot egy későbbi periódusban fizetik vissza magasabb jövedelmükből. Ebbe a keretbe illeszkedő tanulmányok sztenderd kelléke a fogyasztásra vonatkozó Euler-egyenlet, amelyben a háztartások a teljes életciklusukban felmerülő hasznosságot igyekeznek maximalizálni az adott költségvetési korlátjuk mellett. Az elmélet számos szigorú megkötést használ mind a specifikációra mind a paraméterek értékeire vonatkozóan. Az empirikus vizsgálatok azonban az LCH/PIH-hipotézis tökéletes alkalmazhatóságát nem támasztják alá. Az LCH/PIH elmélet szerint a fogyasztás nem is a folyó, hanem a permanens jövedelemhez igazodik, így magyarázható a folyó jövedelemtől való eltérés. Hall (1978) modelljében megmutatta, hogy az intertemporális optimalizációt követő háztartások fogyasztása, bizonyos feltételek esetén², véletlen bolyongást követ. Számos tanulmány született azonban, amely a fogyasztás jövedelemre vonatkoztatott túlzott érzékenységét bizonyítja, ezzel elvetve a fenti elméleti keret gyakorlati alkalmazhatóságát. Annak ellenére, hogy Hall(1978) elvetette a múltbeli változók szerepének jelentőségét, Davidson és Hendry (1981), valamint Daly és Hadjimatheou (1981) szignifikáns magyarázóerőt mutatott ki a jövedelemre, a fogyasztás késleltetett értékeire, illetve a likviditást mérő mutatókra. Johnson (1983) az ausztrál fogyasztási adatok esetében a munkanélküliségi ráta szignifikanciáját mutatta meg. Túlzott feltételezés továbbá a háztartások egészéről racionális várakozást feltételezni. Cochrane (1989) szimulációiban alacsony jóléti veszteséget mutatott ki a közel racionálisan viselkedő és a teljes információs halmaz birtokában lévő intertemporálisan optimalizáló fogyasztók között. Ezen elméleti keret empiriával nem alátámasztható volta a túlzottan szigorú feltételezéseiben keresendő. Hall nem számol a likviditás korlátos fogyasztók létezésével, a lassan alkalmazkodó fogyasztói szokásokkal, a csak közel racionálisan viselkedő háztartásokkal, amelyek jelentősen megváltoztatják a modellek szerkezetét.

A fogyasztás és jövedelem közötti újabb paradoxonra Deaton (1987) világít rá. Amennyiben a háztartások fogyasztása valóban a permanens jövedelemhez igazodna, akkor a fogyasztási sokkok mértéke egyenlő lenne a permanens jövedelmet ért sokk nagyságával. Valójában a fogyasztás ingadozása kisebb a jövedelem ingadozásánál (fogyasztás túlzott simasága). A lakosság fogyasztási döntéseinek elemzésekor nem hagyhatjuk figyelmen kívül, hogy a háztartások a múltbeli fogyasztásukhoz képest csak mérsékelten hajlandóak eltérni. Az így kialakuló fogyasztási szokások (habit formation) miatt a háztartások simítják fogyasztásukat, ami következtében a fogyasztás kisebb varianciát mutat a jövedelmekhez képest. A múltbeli adatok szerepének empirikus igazolását lásd a (Davidson és Hendry (1981)).

A különböző feltételezések általános ökonometriai tesztelését Davidson, Hendry, Srba és Yeo (DHSY, 1978) által felírt általános modell-alakkal végezhetjük el. DHSY a fogyasztás és jövedelem között egy hibakorrekciós formát (Error Correction Model, ECM) írt fel. Muellbauer (1986) analitikusan is bizonyítja, hogy a DHSY által felírt formula, megfeleltethető egy olyan modell megoldásának, amelyben a fogyasztók egy meghatározott hányada likviditás-korlátos, másik részük pedig az intertemporális optimalizációt (a fogyasztás kisimítását) követi. A fogyasztói megszokást (habit-formation) pedig a fogyasztás késleltetettjének szerepeltetésével lehet bevonni az empirikus elemzésbe. Az ECM-formula általános érvényességét az alábbiakkal mutathatjuk be.

² Hall feltevései: nincsenek likviditáskorlátos fogyasztók, a piaci és a szubjektív diszkontráta egyenlő, kvadratikus hasznosságfüggvény, nincsenek fogyasztói megszokások (habit) és alkalmazkodási költségek, nincs mérési hiba és átmeneti fogyasztási sokk, a fogyasztói döntések és a mérési periódusok egybeesnek, konstans reálkamatláb, racionális várakozások.

Abban az esetben, ha a fogyasztók az LCH/PIH-hipotézis alapján optimalizálják fogyasztási pályájukat, akkor az hosszútávon a háztartás rendelkezésre álló vagyontól függ, amely a humán vagyon (H) és a nettó pénzügyi eszközök (W) összege, azaz

$$C_t = m(H_t + W_t) \quad (1)$$

ahol m a teljes lakosságra vonatkozó fogyasztási határhajlandóság. Jelölési konvenciónk szerint W_t -vel jelenti a t -ik periódus elején rendelkezésre álló nettó pénzügyi vagyon nagyságát. Sajnos az (1)-es egyenlet nem becsülhető közvetlenül, mivel a humán vagyonról nem rendelkezünk információval, így azt a folyó jövedelem valamilyen függvényével közelítjük (pl.: $\tilde{H}_t = kY_t$):

$$C_t = m(\tilde{H}_t + W_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$C_t = aY_t + bW_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Campbell és Deaton (1989) szerint azonban a (3)-as egyenlet ilyen formában sem becsülhető, hiszen ez azt feltételezi, hogy a jövedelem első differenciájának konstans lenne a varianciája, miközben az egyenletben szereplő változók általában exponenciális pályát írnak le. A fentiek miatt az egyenletet logaritmikus formában célszerű felírni:

$$\ln(C_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Y_t) + \alpha_2 \ln(W_t) + \xi_t \quad (4)$$

Byrne (2001) fogyasztási függvényét kvadratikus hasznosságfüggvényből származtatja, így a (4)-es egyenletnél jóval általánosabb – egy hibakorrekciós egyenlethez hasonló - formát kap:

$$\Delta \ln(C_t) = \theta_0 + \theta_1 \Delta \ln(Y_t) + \gamma (\ln(C_{t-1}) - \alpha \ln(Y_{t-1}) - \beta \ln(W_{t-1})) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Muellbauer (1986) kimutatta, hogy ez a formula megfeleltethető a likviditás-korlátos fogyasztókat tartalmazó modelltől levezethető formával, annyi különbséggel, hogy nála Hall(1978) levezetéséhez hasonlóan, az egyszerűség kedvéért, a nem-likviditás korlátos háztartások fogyasztása véletlen bolyongási folyamatot követ, és emiatt a vagyon nem szerepel a fogyasztási függvény hibakorrekciós alakjában (a részletes levezetést ld. 4.1 függelék). Eszerint:

$$\Delta \ln(C_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(y_t) + \beta_2 (\ln(c_{t-1}) - \ln(y_{t-1})) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Mint beláttuk, az (5)-ös egyenlet általánosan alkalmazható az LCH/PIH-modell és a likviditás korlátos fogyasztókat alkalmazó modell esetében. Alkalmazása azonban két problémát vett fel. Egyrészt a becsléséhez nem lineáris legkisebb négyzetek módszerére (NLS) van szükség, azonban ennek a módszernek rosszak a kismintás tulajdonságai. A magyar GDP felhasználási oldaláról megbízható negyedéves adatok 1995-től állnak rendelkezésre, így mindössze 24 időszak adatával rendelkezünk. Annak érdekében, hogy nagyobb legyen a mintánk, az 1991 és 1995 közötti éves adatokat Várpalotai (2000) segítségével negyedévesítettük. A mintaidőszak tehát igen rövid. Másrészt a pénzügyi vagyon változása a teljes lakossági

jövedelem és a fogyasztás plusz lakossági beruházás különbsége, így a pénzügyi vagyon léptetéséhez az előrejelzési időszakban a teljes lakossági jövedelem, illetve a lakossági beruházások előrejelzésére lenne szükség. A KSH a lakosság jövedelemmértékét csak körülbelül másfél éves késéssel teszi közzé, így a közelmúltra sem rendelkezünk tényinformációval³. Ebből következően jóval pontatlanabb előrejelzést tudunk adni a háztartások rendelkezésre álló jövedelmére, mint annak egyes részelemeire. Mivel célunk rövidtávú előrejelzések készítése, ezért a hamarabb publikált és jobban előrejelezhető bruttó keresettömeget használjuk becsléseinkben, így azonban le kell mondanunk a pénzügyi vagyon szerepeltetéséről (mivel léptetése így nem endogenizálható). A fentiek alapján a (6)-os egyenletet kellene megbecsülni, ám mi ennek egy olyan módosított alakját becsültük meg, amelyben szerepelnek egyéb változók - indikátorok (Z), és a jövedelmet a reálbér- és kereset tömeggel közelítjük. Az indikátor-változók használatát az indokolja, hogy a háztartások bizonytalanságát és kilátásait, valamint a likviditás-korlátokat ezen változókkal közelítjük. Ezen eljárásunk elméleti és empirikus indokoltságát később, a 2. fejezetben mutatjuk be. A reálbér- és kereset tömeg használatának oka a fentebb említett publikálási késedelem.

$$\Delta \ln(C_t) = \beta_0 + \beta_1(\ln(c_{t-1}) - \ln(y_{t-1})) + \beta_2 \Delta \ln(y_{t-1}) + \sum_{i=0}^n \Gamma_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

ahol Z_t az indikátor változók vektora, Γ_i -k pedig paramétervektorok.

2 A FOGYASZTÁST MEGHATÁROZÓ INDIKÁTOROK

Beláttuk, hogy ha a fogyasztást a sztender életciklus-permanens jövedelemhipotézis nem megfelelően írja le, ha vannak likviditás-korlátos fogyasztók, óvatossági megtakarítási motívumok, akkor a fogyasztási függvényekbe érdemes olyan változókat is beépíteni, amelyek a fogyasztó általános bizonytalanság-érzékelésére, a jövőbeli likviditási-korlátok effektivitására utalnak. Ez utóbbiakra vonatkozóan azonban meglehetősen kevés aggregált adatot lehet találni. A mikrofelmérésekből ilyen jellegű információkra lehetne következtetni, ezek azonban a leggyakrabban csak késleltetve állnak rendelkezésre, és gyakran nem építhetők be közvetlenül a makrogazdasági előrejelző rendszerbe. A fogyasztási függvényekbe tehát olyan *indikátorokat* is beépítettünk, amelyek a fogyasztók helyzetét jellemzik és jó proxy-változóként viselkedhetnek. Legfontososabb ilyen változónk a lakossági bizalmi index, illetve az ennek részleteiből számított index, amely a becsléseink szerint jobban magyarázza a fogyasztást. A lakossági bizalmi indexek általában többlet-magyarázóerővel bírnak az egyéb makrováltozókon túl. Ennek oka az lehet, hogy a bizalmi indexek kapcsolatban lehetnek a jövőbeli jövedelem bizonytalanságának szubjektív megítélésével. Christopher, Carroll, Fuhrer és Wilcox (1994), Acemoglu és Scott (1994) valamint Bram és Ludvigson (1998) USA-beli, Parigi és Schlitzler (1997) valamint Carnazza és Parigi (2001) olasz, Loundes, Scutella (2000) pedig ausztrál fogyasztási adatokon teszteli és elfogadja a lakossági bizalmi index alkalmazhatóságát. Chrystal és Mizen (2001) fogyasztási modelljükben szintén használják a háztartások körében végzett felmérésekből számított bizalmi indexet. A magyar lakossági bizalmi index vizsgálatát Vadas(2001) végezte el. A fentiek alapján indokoltnak látjuk a lakossági bizalmi index szerepeltetését a rövidtávú ingadozások becslésében.

Meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy mivel a bizalmi indexek ordinális skálán értelmezendők, ezért elméletileg korántsem tökéletesen megoldott az, hogy vajon szabad-e sztenderd

³ A lakossági beruházások esetében is hasonlóan nagy késéssel rendelkezünk tényadatokkal.

változóként kezelni ökonometriai becslésekben. A véleményünk szerint, bár a fenti észrevétellel egyet kell értsünk, az előrejelzések gyártásakor ennél pragmatikusabbnak kell lennünk, és az index kardinális-változóként való kezelése nem okoz lényeges korlátozást. A magyar bizalmi indexek mérésével kapcsolatos elméleti és empirikus problémákra keresi a választ Vadas (2001).

A másik ilyen indikátorunk a munkanélküliségi ráta: ez is legfőképpen a háztartások jövedelmének biztonságával van kapcsolatban. A fogyasztás és a munkanélküliségi ráta között *a priori* negatív kapcsolatot várunk. Az autóértékesítés, mint indikátorváltozó is valamilyen szinten a fogyasztók jövőt illető várakozásait tükrözi, bár érdemes megjegyezni, hogy ez a változó a likviditás-korlátok egyik mutatójaként is értelmezhető.

A likviditás-korlátokat sem tudjuk közvetlenül makroadatokkal mérni. Ezért, mint említettük, proxyként olyan változókat kerestünk, amelyek ezt leginkább jellemezni képesek. Ilyen változónk az autó-értékesítés, hiszen feltételezhető, hogy azon fogyasztók, amelyek képesek nagyszegű vásárlásokra, azok nem likviditás-korlátosak⁴. A likviditás-korlátokra közvetlenül is lehet következtetni a fogyasztási hitelekkel: a fogyasztási hitelek utóbbi időben történt nagyfokú növekedése azt mutatja, hogy a magyar fogyasztókat egyre kevésbé korlátozzák a likviditási problémák, és egyre inkább képesek simítani fogyasztásukat. Fogyasztási függvényeinkben a fogyasztási hitelek nettó (tehát hitelfelvétel-törlesztés) reálértéke elméletileg jó proxy lehetne, azonban a vizsgálataink során ezt elvetettük (ld.: később).

2.1 Az indikátorok kapcsolata a lakosság fogyasztási kiadásaival

Az indikátorok viselkedésének feltárásnak első lépéseként teszteljük, hogy mely idősorok alkalmasak a lakosság fogyasztási kiadásainak előrejelzéséhez. Az adatsorokat szezonálisan igazítottuk és *_SA* kiterjesztéssel jelöljük⁵. A 4.2. függelékben megtalálható az egyes indikátorok részletes leírása, illetve a fogyasztáshoz viszonyított keresztkorrelációs értékeik. A vizsgálat során a keresztkorrelációs együtthatókat és Granger oksági teszteket használunk. A Granger oksági teszt eredményeit az 1. táblázatban foglaltuk össze.

⁴ Jelenleg Magyarországon az új autó vásárlások nagy része valamilyen hitelkonstrukció igénybevételével történik, ez alapján a növekvő gépjárművásárlás mögött a hitelekhez való hozzáférés növekedését feltételezhetjük.

⁵ A szezonális igazításnál minden esetben a TRAMO/SEATS-módszert használtuk.

1. táblázat Vásárolt lakossági fogyasztás és az adott indikátor közötti Granger oksági teszt

Indikátorok	n=1		n=2		n=3		n=4	
	Előidejű	Késő	Előidejű	Késő	Előidejű	Késő	Előidejű	Késő
Kisker forgalom	0.54	0.73	0.42	0.07	0.06	0.01	0.08	0.05
Tartós fogyasztási cikk	0.10	0.34	0.45	0.22	0.91	0.70	0.69	0.32
Új gépjármű	0.08	0.07	0.00	0.08	0.01	0.02	0.02	0.05
Fogyasztási célú import	0.42	0.11	0.44	0.23	0.53	0.12	0.18	0.02
Fogyasztási célú hitelek	0.23	0.00	0.06	0.00	0.05	0.01	0.00	0.02
Munkanélküliség	0.86	0.45	0.37	0.76	0.46	0.76	0.67	0.83
Bizalmi index (<i>QCOMP</i>)	0.19	0.01	0.57	0.05	0.72	0.03	0.21	0.11

A táblázatban a Granger oksági teszthez tartozó p értékek szerepelnek, a jobb áttekinthetőség érdekében vastag betűvel jelöltük 5%-os valószínűség, dőlttel pedig az 10%-os valószínűség alatti értékeket.

A táblázat első négy sorában az indikátorok negyedéves növekedési üteme szerepel. A fogyasztási hitelek alatt a nettó hitelfelvételt értjük az adott negyedévben. A munkanélküliség a munkanélküliségi ráta változását jelenti az előző negyedévhez képest. A bizalmi index a GKI lakossági felmérésének kérdéseiből Vadas (2001) által javasolt index. A *Előidejű* (leading) és *Késő* (lagging) megnevezés minden esetben az adott indikátorra vonatkozik a lakossági fogyasztási kiadásokhoz képest.

A 4.2. függelékben található keresztkorrelációs kapcsolat és Granger oksági teszt alapján az alábbi változók felhasználása mellett döntöttünk:

- bruttó reál bér- és keresettömeg,
- kiskereskedelmi forgalom volumene (egyidejű),
- új gépjármű vásárlások (egy negyedéves előidejű),
- A KSH által az LFS-metodika alapján számított munkanélküliségi ráta trendértékének változása (egy negyedéves előidejű),
- lakossági bizalmi index (egy negyedéves előidejű).

3 BECSLÉSI EREDMÉNYEK

A lakosság fogyasztási kiadása és az adott indikátorok páronként vizsgálatát felhasználva olyan fogyasztási modelleket építünk, amely elfogadható pontosságú előrejelzéseket szolgáltat. Fontos hangsúlyozni, célunk nem egy elméleti szempontból minden változót felsorakoztató modell építése, hanem az előrejelzési munkát támogató keret készítése. Ebből fakadóan olyan szerkezetet használunk, amelybe könnyen beépíthető egyes területek szakértőinek véleménye is, azaz például az általunk endogenizált, meglehetősen technikai jellegű bérelőrejezést kicserélhetjük más modelltől, vagy munkapiaci szakértőtől származó előrejelzésekre.

Első lépésben olyan fogyasztási függvény specifikációt kerestünk, amely a lehető legjobban magyarázza a háztartások fogyasztási kiadásait. Ez után a felhasznált indikátorokat endogenizáltuk, hogy mintán kívüli előrejelzésre is alkalmas keretet kapjunk. A kapott egyenleteket egyszerre becsültük SUR (Seemingly Unrelated Regression) módszerrel.

A továbbiakban két modellt mutatunk be, amelyek előrejelzési tulajdonságai jónak bizonyultak. Az első esetében csak a fentebb használt indikátorokat használtuk, míg a második esetében a bér és kereseteket is szerepeltetjük magyarázó változóként. A bér és kereseteket is tartalmazó modellnek aszerint, hogy a béreket hogyan szerepeltettük, két változatát vizsgáltuk meg.

3.1 Csak indikátorokat tartalmazó modell (modell 1)

A fogyasztást becslőfüggvényében a kiskereskedelmi forgalmat, az új gépkocsi értékesítést, a munkanélküliségi rátát, valamint a lakossági bizalmi indexet használjuk.

$$\Delta \ln(CPR_SA) = \alpha_1 + \beta_1 \Delta \ln(KISKER_SA) + \beta_2 \Delta \ln(AUTO_SA(-1)) + \beta_3 \Delta UNEMP(-1) + \beta_4 QCOMP(-1) \quad (8)$$

ahol: *CPR* a lakossági fogyasztási kiadás,
KISKER a kiskereskedelem forgalma,
AUTO az új gépkocsi vásárlás,
UNEMP a munkanélküliségi ráta trendje,
QCOMP Vadas(2001) által javasolt lakossági bizalmi index.

A kiskereskedelem forgalmának endogenizálásához használt függvényben saját késleltetett értékét, a fogyasztás késleltetett értékét és a lakossági bizalmi indexet szerepeltetjük. Az új gépkocsi értékesítés előrejelzésénél a szintidősor becslés bizonyult a leghatékonyabbnak, így a jövőbeni eladásokat saját késleltetett értékével, a lakossági bizalmi index, valamint egy trend segítségével közelítjük. A lakossági bizalmi index alakulását legjobban saját késleltetett értékei, illetve a késleltetett fogyasztási kiadás magyarázta. A munkanélküliségi ráta változását saját késleltetett adatai, valamint a lakossági bizalmi index jelzi előre. A lakossági bizalmi index szerepeltetése azért is indokolt, mivel az indexben szerepel a jövőbeni munkanélküliség változására vonatkozó várakozások. Az egyenlet önmagában nem biztosítja, hogy a munkanélküliség szint ne futhasson el negatív irányba, vagy egy minimális szint alá (u), hiszen a nulla munkanélküliség is túlzott felvetés lenne. Ennek elérése érdekében az alábbi feltételt kötjük ki:

$$UNEMP \geq u \quad (u > 0)$$

Az endogenizált változók jövőbeni alakulását leíró egyenleteket természetesen kicserélhetjük szakértői becslések eredményeire is.

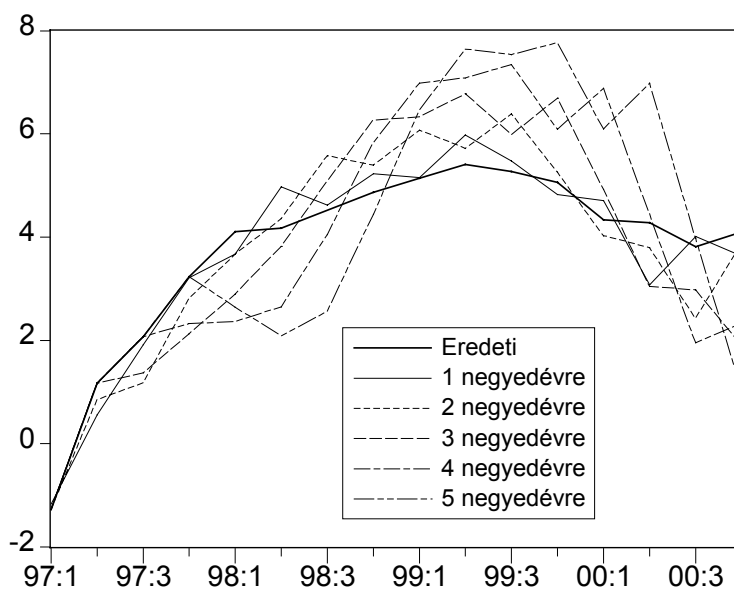
A modell tesztelése során a munkanélküliségi ráta alsó korlátját 3%-ra állítottuk. A szimuláció során a fogyasztás kezdetben 4,3%-os éves növekedési ütemhez tart. A munkanélküliségi ráta korlátja 2004 harmadik negyedében effektív lett, és a szimuláció további időszakában is valós korlátozó feltétel maradt. A fogyasztási kiadás ennek hatására csökkenni kezdett és 1,3%-os éves növekedési szinten stabilizálódott. A többi változó sem mutatott extrém jövőbeni pályát az előrejelzés során (pl. a lakossági bizalmi index kilépne a [-100, 100]-as intervallumból), így ez a modell hosszútávon sem széteső.

A modell előrejelzési tulajdonságait a 2. táblázat és az 1. ábra mutatja be (az előrejelzések részletes tesztelést lásd később).

2. táblázat A lakosság fogyasztási kiadásainak dinamikus ex post előrejelzései a csak indikátorokat tartalmazó modellel
(előző év azonos időszaka=100)

	tény	A legutolsó tényadat					
		1994. IV. né.	1995. IV. né.	1996. IV. né.	1997. IV. né.	1998. IV. né.	1999. IV. né.
1995	-5.6	-5.0					
1996	-2.7	-1.0	-2.1				
1997	1.3	1.1	0.8	0.8			
1998	4.4	2.7	2.5	2.9	4.3		
1999	5.2	3.5	3.4	3.7	5.1	5.6	
2000	4.1	3.9	3.8	4.0	4.7	5.5	3.8

1 ábra Model 1 dinamikus ex post előrejelzései
(előző év azonos időszaka=100)



3.2 Béreket tartalmazó modell (modell 2)

Az előbbi modell struktúráját kissé módosítjuk, a regresszióba új magyarázóváltozóként a bérek és keresetek idősorát is felhasználjuk. A fogyasztási függvényt hibakorrekciós formában, kétlépcsős Engle-Granger módszerrel becsüljük. A hosszútávú egyensúly becslésénél a jövedelem együtthatója nem különbözött szignifikánsan egytől, ezért együtthatóját egyre korlátoztuk és a becslés újra elvégeztük. Az így kapott hosszútávú egyensúlyt felhasználva becsültük a rövidtávú egyenletet, amelyben a kiskereskedelmi forgalom, az új gépkocsi értékesítések, a bérek és keresetek valamint a hibakorrekciós tag szerepel. Az egyenletrendszert ebben az esetben is SUR-ral becsültük.

$$\Delta \ln(CPR_SA) = \alpha_1 + \beta_1 \Delta \ln(KISKER_SA) + \beta_2 \Delta \ln(AUTO_SA(-1)) + \beta_3 \Delta \ln(WAGE_SA(-1)) + \beta_4 (\ln(CPR_SA(-1)) - \gamma - \ln(WAGE_SA(-1))) \quad (9)$$

ahol: *CPR* a lakossági fogyasztási kiadás,
KISKER a kiskereskedelem forgalma,
AUTO az új gépkocsi vásárlás,
WAGE a bér és keresetek időszora.

A kiskereskedelem forgalmának előrejelzésén is változtattunk, hiszen a regresszióban saját késleltetett értékét, a bérek és keresetek adatait, valamint a bizalmi indexet használtuk. Az új gépkocsi eladások egyenlete nem változott az előző esethez képest, változatlanul a szintidősört jeleztük előre saját késleltetett adatai, a lakossági bizalmi index és egy trend segítségével. A lakossági bizalmi index egyenlete sem változott, saját késleltetett értékei és a fogyasztási kiadás késleltetett értéke szerepel magyarázóváltozóként. A bérek és keresetek előrejelzéséhez felhasználtuk saját késleltetettjét és a lakossági bizalmi indexet. A bérek és keresetek egyenletét a munkanélküliségi rátához hasonlóan helyettesíthetjük szakértői becsléssel, így a jövőre vonatkozó ismereteinket is (pl.: jövedelem sokkok) beépíthetjük az előrejelzésbe.

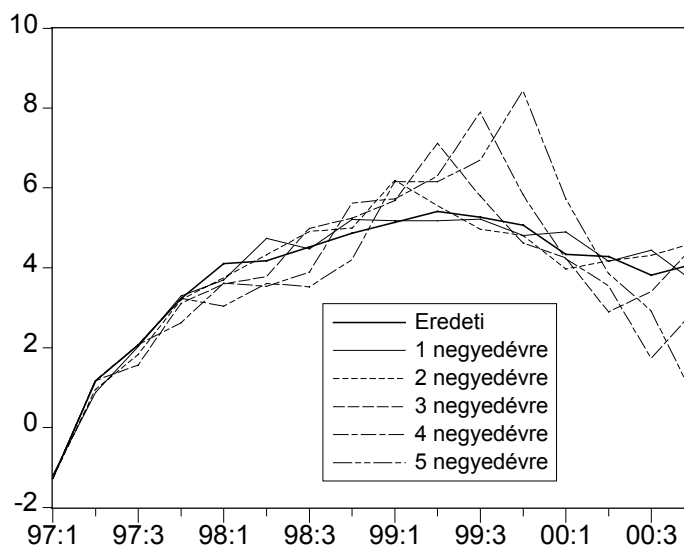
A modell szimulációs tulajdonságai kedvezőek. A bérek és keresetek éves növekedési üteme 2,9%-hoz tart, amelyet 2001-től indulva 5 év alatt ér el. A fogyasztási kiadás a modellben hosszútávon hibakorrekciós jellegéből fakadóan szintén 2,9%-hoz konvergál. A szimuláció során a többi változó sem mutatott extrém pályát, minden változó egy elfogadható értékhez tartott. Az előző modellhez hasonlóan tehát hosszútávon ez a modell sem széteső.

A modell előrejelzési tulajdonságait a 3. táblázat és a 2 ábra mutatja be (az előrejelzések részletes tesztelést lásd később).

3. táblázat A lakosság fogyasztási kiadásainak dinamikus ex post előrejelzései a modell 2-vel
 (előző év azonos időszaka=100)

	tény	A legutolsó tényadat					
		1994. IV. né.	1995. IV. né.	1996. IV. né.	1997. IV. né.	1998. IV. né.	1999. IV. né.
1995	-5.6	-5.2					
1996	-2.7	-1.4	-2.5				
1997	1.3	1.2	0.1	1.0			
1998	4.4	3.0	2.1	3.3	4.3		
1999	5.2	3.8	3.1	4.0	5.3	5.5	
2000	4.1	4.0	3.5	4.1	4.9	5.3	4.1

2 ábra Model 2 dinamikus ex post előrejelzései
(előző év azonos időszaka=100)



3.3 Béreket tartalmazó modell kiegészítése (modell 2b)

Az előző modellben használható szakértői információk beépítését az előrejelzésbe a bérek és keresetek jövőbeli alakulására vonatkozó ismeretek jelentik. Ezt a modellt annyiban módosítjuk, hogy nem közvetlenül a bérekre, hanem a munka termelékenységre vonatkozó többletinformációt használjuk/használhatjuk exogén tényezőként. Ehhez a béreket leíró egyenletben (ld. (10)-es egyenlet) regresszorként a munka átlagtermelékenységét használjuk:

$$\Delta \ln(WAGE_SA) = \alpha_5 + \beta_{51} \Delta \ln(WAGE_SA(-1)) + \beta_{52} \Delta \ln(APL) \quad (10)$$

ahol: APL a munka átlagtermelékenysége.

Annak érdekében, hogy a dinamikus ex post előrejelzéseket el tudjuk végezni, szükséges a munka átlagtermelékenységének endogenizálása. A historikus adatokat megvizsgálva a munka átlagtermelékenységét jól közelíthetjük konstans növekedési rátával, azaz:

$$\ln(APL) = \alpha_6 + \ln(APL(-1)) \quad (11)$$

Amennyiben többletinformációnk van a jövőbeli munkatermelékenység alakulásáról, akkor a (11)-es egyenletet helyettesíthetjük a szakértői becsléssel.

A modell az előző esethez képest valamivel magasabb bérnövekedéshez tart, a bérek és így hosszútávon a fogyasztás is 4%-os éves növekedési ütemet mutatott. A többi változó lefutása is megfelelő volt, tehát a munkatermelékenység felhasználása a bérek előrejelzéséhez nem vezetett széteső modellhez.

A modell előrejelzési tulajdonságait a 4. táblázat és a 3 ábra mutatja be (az előrejelzések részletes tesztelést lásd később).

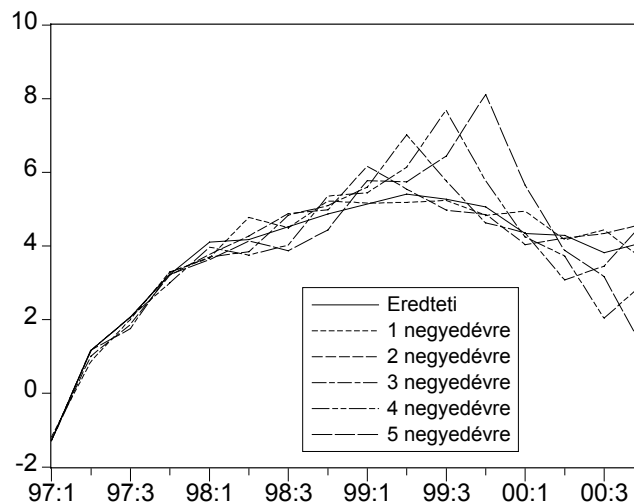
4. táblázat A lakosság fogyasztási kiadásainak dinamikus ex post előrejelzései a modell 2b-vel

(előző év azonos időszaka=100)

	tény	A legutolsó tényadat					
		1994. IV. né.	1995. IV. né.	1996. IV. né.	1997. IV. né.	1998. IV. né.	1999. IV. né.
1995	-5.6	-5.1					
1996	-2.7	-0.5	-2.3				
1997	1.3	2.9	1.3	1.1			
1998	4.4	4.9	3.7	4.1	4.4		
1999	5.2	5.4	4.7	5.0	5.6	5.5	
2000	4.1	5.3	5.0	5.1	5.3	5.5	4.2

3 ábra Model 2b dinamikus ex post előrejelzései

(előző év azonos időszaka=100)



3.4 A különböző modellek előrejelző képességének összehasonlítása

Az előrejelzés céljára fejlesztett modellek legfontosabb próbája az előrejelzési képesség tesztelése. Jakab-Kovács-Lőrincz (2000) munkáját követve mi is két szempont szerint vizsgáljuk modelljeink teljesítményét. Egyrészt kiszámítjuk az előrejelzési horizontonkénti átlagos négyzetes hibát (RMSE), másrészt a revízió nagyságát⁶. A revízió nagysága alatt az adott időszakra vonatkozó előrejelzések változékonyságát értjük.

A modelleinket egy ARIMA és két VAR modellel is összevetjük. A VAR modellek specifikációja az alábbi:

⁶ A revíziót az ugyanarra az időpontra különböző információs halmazok alapján vett előrejelzések átlagos

négyzetes hibájaként mérjük: $Revízió = \sqrt{\frac{1}{T+1} \sum_{t=S}^{S+T} \sum_{k=2}^6 (\hat{y}_{t,t-(k-1)} - \hat{y}_{t,t-k})^2}$, ahol $\hat{y}_{t,t-k}$, az adott változó t-edik időszaki értékére adott előrejelzést jelöli a (t-k)-adik időszaki információs halmaz alapján, T az előrejelzési ablakok száma, S az első előrejelzési ablak dátuma.

VAR1:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln(CPR_SA_t) \\ \Delta \ln(KISKER_SA_t) \\ \Delta \ln(AUTO_SA_t) \\ QCOMP_t \\ \Delta UNEMP_t \end{bmatrix} = \Pi_1 + \Pi_2 \begin{bmatrix} \Delta \ln(CPR_SA_{t-1}) \\ \Delta \ln(KISKER_SA_{t-1}) \\ \Delta \ln(AUTO_SA_{t-1}) \\ QCOMP_{t-1} \\ \Delta UNEMP_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \\ \varepsilon_{5,t} \end{bmatrix}$$

VAR2

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln(CPR_SA_t) \\ \Delta \ln(KISKER_SA_t) \\ \Delta \ln(AUTO_SA_t) \\ QCOMP_t \\ \Delta \ln(WAGE_SA_t) \end{bmatrix} = \Theta_1 + \Theta_2 \begin{bmatrix} \Delta \ln(CPR_SA_{t-1}) \\ \Delta \ln(KISKER_SA_{t-1}) \\ \Delta \ln(AUTO_SA_{t-1}) \\ QCOMP_{t-1} \\ \Delta \ln(WAGE_SA_{t-1}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \nu_{1,t} \\ \nu_{2,t} \\ \nu_{3,t} \\ \nu_{4,t} \\ \nu_{5,t} \end{bmatrix}$$

Ahol Π_1 , Π_2 , Θ_1 és Θ_2 paraméterek vektorok illetve mátrixok.

A szimulációk eredményeit az 5. táblázat foglalja össze. Látható, hogy egészen rövidtávon (1 negyedév alatt) mindegyik modell pontosabb (kisebb RMSE-vel rendelkező) előrejelzést készített, mint az ARIMA-modell. A legpontosabb előrejelzést a Modell 2b-vel tudtuk előállítani, és a Modell 1 kivételével mindegyik strukturális egyenlet jobban teljesített, mint a VAR modellek. A hosszabb távú előrejelzések esetében is sikerült az ARIMÁ-nál jobb előrejelzéseket produkálni, ám a Modell 1 és a Modell 2 a VAR-modellekkel összehasonlítva, már korántsem bizonyult hatékonyak, a Modell 2b azonban továbbra is a legkisebb hibájú prognózist állította elő. Ez azt jelenti, hogy az elméleti megfontolásokból származtatott modellek közül a Modell 2b meglehetősen jól teljesített, és sikerült a fogyasztásra a pusztán az adatok dinamikáját felhasználó modelleknél pontosabb előrejelzést adni, ilyen értelemben tehát az indikátorok használata jelentős többletinformációt adott előrejelzéseinkhez. Ami az előrejelzések stabilitását (revízióját) illeti, az ARIMA-modellnél mindegyik modell stabilabb előrejelzéseket adott. A strukturális egyenletek pedig a Modell 1 kivételével jobban teljesítettek, mint a VAR-modellek. Összefoglalásképpen azt mondhatjuk tehát, hogy a Modell 2b az az ökonometriai modell, amely mindkét szempontból a legjobb előrejelzési tulajdonságokkal rendelkezett.

5. táblázat Dinamikus mintán belüli előrejelzések összehasonlítása (RMSE, T=15)

Előrejelzési időszak (negyedév)	ARIMA	VAR1	VAR2	Modell 1	Modell 2	Modell 2b
1	0.0055	0.0045	0.0037	0.0039	0.0027	0.0026
2	0.0079	0.0068	0.0052	0.0056	0.0029	0.0030
3	0.0108	0.0095	0.0069	0.0083	0.0048	0.0045
4	0.0138	0.0126	0.0092	0.0119	0.0079	0.0069
5	0.0125	0.0125	0.0098	0.0131	0.0109	0.0089
6	0.0112	0.0129	0.0102	0.0145	0.0134	0.0096
Revízió	0.0219	0.0175	0.0156	0.0171	0.0147	0.0134

ÖSSZEFOGLALÁS

Dolgozatunkban a magyar lakossági fogyasztás ökonometriaival módszerekkel történő előrejelzését vizsgáltuk. Az elméleti megfontolások segítségével egy olyan fogyasztási függvényt származtattunk, amely a jövedelmek és a fogyasztás hosszútávú egyensúlyát biztosítja, ugyanakkor úgy vettük figyelembe a nem megfigyelhető változók fontosságát, és a publikációs késedelmeket, hogy azokat velük jól korreláló, megfigyelhető és hamarabb rendelkezésre álló proxy-változókkal helyettesítettük. Olyan fogyasztási függvényeket specifikáltunk, amelyek a hibakorrekciós formán kívül tartalmaznak információt a likviditáskorlátok mértékéről. A fogyasztási függvénybe ezen kívül olyan változókat is beépítettünk, amelyek a háztartások helyzetének általános kockázati megítélésére is utalnak. Az egyenleteket az általuk szolgáltatott előrejelzések pontossága és stabilitása alapján értékeltük, és minden esetben összevetettük a pusztán az idősorok dinamikáját kihasználó ARIMA-előrejelzésekkel, és a nem-strukturális VAR-modellekkel. Általánosságban elmondható, hogy az ARIMA-előrejelzéseknél mindkét kritérium szempontjából jobb előrejelzéseket tudunk adni. A VAR-modellekkel összehasonlítva találtunk olyan strukturális egyenletrendszer (modell 2b), amely minden tekintetben jobb teljesítményt nyújtott. Ebben a modellben a fogyasztás és a bruttó keresettömeg között egy hibakorrekciós formát írtunk fel, valamint felhasználtuk a lakossági bizalmi indexet, a kiskereskedelem forgalmát, az új gépjármű vásárlásokat és a munka átlagtermelékenységét. Az infláció jelentésben szereplő fogyasztási kiadások előrejelzéséhez azonban nem kizárólag csak ebből a modelltől származó előrejelzést használjuk, hanem azt a másik két modell előrejelzésével súlyozzuk. Ezzel elkerülhetjük, hogy az egyetlen modelltől származó, esetleg extrém előrejelzés legyen az infláció előrejelzésének alapja.

HIVATKOZÁSOK

- Acemoglu, D. és Scott, A. (1994). 'Consumer confidence and retional expectations: are agents' beliefs consistent with the theory?' *The Economic Journal*, vol. 104, pp. 1-19
- Bram, J. és Ludvigson, S. (1998) 'Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race' *FRBNY Economic Policy Review*, pp. 59-78.
- Byrne, J. és Davis, P. (2001) 'Disaggregate wealth and aggregate consumption: an investigation of empirical relationship for G7' *NIESR Discussion paper*, No. 180.
- Campbell, J.Y. és Deaton, A. (1989) 'Why is consumption so smooth?' *Review of Economic Studies*, 56, pp. 357-337.
- Carnazza, P. és Parigi, G. (2001) 'The evolution of confidence for European consumer and business in France, Germany and Italy' *Temi Discussioni*, No. 406.
- Christopher, D. Carroll, D. Fuhrer, Jeffrey C. és Wilcox, David W. (1994) 'Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?' *The American Economic Review*, pp. 1397 – 1408.
- Chrystal, K. és Mizen, P. (2001) 'Consumption, money and lending: a joint model for UK household sector' *Working Paper No. 134*, Bank of England.
- Craigwell, R. és Rock, L. (1995) 'An aggregate consumption function for Canada: a cointegration approach' *Applied Economics*, vol. 27, pp. 239-249.
- Davidson, J. Hendry, D. Srba, F. és Yeo, S. (1978) 'Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom' *Economic Journal*, vol. 88, pp. 661-692.
- Deaton, A. (1987) 'Life-cycle models of consumption: is the evidence consistent with theory' *Advances in Econometrics*, Fifth World Congress, vol. 2, Cambridge and New York: Cambridge University Press, 121-148.
- Deaton, A. (1992) 'Understanding consumption' Oxford, Clarendon Press.
- Friedman, M. (1957) 'A theory of the consumption function' Princeton University Press.
- Hall, Robert E. (1978) 'Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence' *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 971-987.
- Hayashi, F. (1997) 'Understanding savings, evidence from the United States and Japan' MIT Press.
- Jakab, Z., Kovács, M. A. és Lőrincz, Sz. (2000) 'Az export előrejelzése ökonometriai módszerekkel' *MNB Füzetek*, 2000/4.
- Loundes, J. és Scutella, R. (2000) 'Consumer sentiment and Australian consumer spending' *Melbourne Institute Working Paper No. 21/00*.
- Modigliani, F. és Brumberg, R. (1954) 'Utility analysis and the consumption function: an interpretation of the cross-section data' *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, New Jersey: Rutgers University Press.
- Muellbauer, J. és Bover, O. (1986) 'Liquidity constrained and aggregation in the consumption function under uncertainty' *Discussion Paper*, No. 12, Institute of Economics and Statistics, Oxford.

- Muellbauer, J. és Lattimore, R. (1995) 'The consumption function: a theoretical and empirical overview' Handbook of Applied Econometrics, Macroeconomics, Blackwell.
- Parigi, G. és Schlitzer, G. (1997) 'Predicting consumption of Italian households by means of survey indicators' International Journal of Forecasting, vol. 13, pp. 197-209.
- Vadas, G. (2001) 'Túl a makró-változókon: Lakossági bizalmi index és a magyar háztartások fogyasztási kiadása' MNB Hátértanulmányok, 2001/2
- Várpalotai, V (2000) 'A negyedéves felhasználás oldali GDP adatok visszabecslése 1991-ig' MNB kézirat

4 FÜGGELÉK

4.1 Fogyasztási függvény a likviditás-korlátos fogyasztók esetében

Muellbauer (1986) kimutatta, hogy a (6)-os formula megfeleltethető a likviditás-korlátos fogyasztókat tartalmazó modelltől levezethető formával. A likviditás korlátos fogyasztók esetében tételezzük fel, hogy az aggregált fogyasztás két részre bontható fel.

$$C_t = C_t^u + C_t^c \quad (12)$$

Ahol az u és c felsőindex a nem likviditás korlátosokat illetve a likviditás korlátos fogyasztókat jelöli. Jelöljük π -vel a likviditás-korlátos fogyasztók arányát és kis betűvel a változók természetes logaritmusát.

$$\Delta c_t = (1 - \pi)\Delta c_t^u + \pi\Delta c_t^c \quad (13)$$

Az egyszerűség kedvéért tételezzük fel, hogy a nem-likviditás korlátos háztartások fogyasztása véletlen bolyongást követ (Hall (1978)):

$$c_t^u = c_{t-1}^u + \varepsilon_t \quad (14)$$

Miközben a likviditás-korlátos háztartások minden időszakban a folyó jövedelmükhöz igazítják fogyasztásukat:

$$c_t^c = y_t^c \quad (15)$$

Tegyük fel, hogy egy átmeneti η_t^u sokk éri a nem-likviditáskorlátos és η_t^c a likviditás korlátos csoport fogyasztás. A (13)-es, (14)-as és a (15)-es egyenlet felhasználásával:

$$\Delta c_t = (1 - \pi)(\varepsilon_t + \Delta \eta_t^u) + \pi(\Delta y_t^c + \Delta \eta_t^c) \quad (16)$$

A (16)-es egyenlet várható értékét véve, és a η_t sokkok autokorrelálatlanságát feltételezve ($E_{t-1}\eta_t = 0$) adódik, hogy:

$$E_{t-1}\Delta c_t = \pi E_{t-1}\Delta y_t^c - (1 - \pi)\eta_{t-1}^u - \pi\eta_{t-1}^c \quad (17)$$

ahol η_{t-1}^u és η_{t-1}^c közvetlenül nem megfigyelhető változók, de indirekt módon úgy proxyzhatjuk, hogy feltesszük, hogy a nem-likviditás korlátos fogyasztóknál ez az átmeneti sokk a permanens jövedelmük (y^P) és a tényleges fogyasztás, míg a likviditás-korlátosoknál a tényleges jövedelmük és a tényleges fogyasztásuk különbsége.

$$c_{t-1}^u = E_{t-1}y_{t-1}^P + \eta_{t-1}^u \quad \text{és} \quad c_{t-1}^c = y_{t-1}^c + \eta_{t-1}^c$$

Némileg átrendezve és η_{t-1}^u -t és η_{t-1}^c -t a (17)-es egyenletbe behelyettesítve megkapjuk a fogyasztás várható értékét:

$$E_{t-1}\Delta c_t = \pi E_{t-1}\Delta y_t^c - [c_{t-1} - (1-\pi)y_{t-1}^P - \pi y_{t-1}^c] \quad (18)$$

A permanens jövedelem (y^P) közvetlenül nem megfigyelhető, de a szögletes zárójelben szereplő tag pozitív korrelációban kell, hogy álljon $(c_{t-1} - y_{t-1})$ -vel. A várható érték operátort elhagyva megkapjuk DHSY (1978) jól ismert hibakorrekciós formáját.

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \beta_2 (c_{t-1} - y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (19)$$

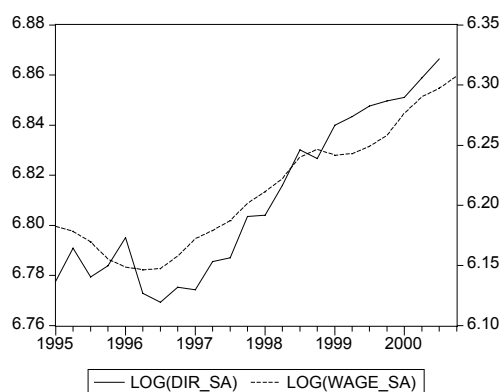
4.2 Indikátorok

Számos szóba jöhető indikátor változót megvizsgáltunk, amelyek közül nem mindegyik került be végül is a becsült fogyasztási függvényekbe. Ebben a részben áttekintjük ezen változók főbb tulajdonságait, és, hogy milyen kapcsolatba hozható a fogyasztási idősorokkal. A jelölési konvenciónk szerint mindig a vizsgált idősort toljuk el a fogyasztás adataihoz képest, így a mínusz i az adott idősor előidejűségét, míg a plusz i az adott idősor késését jelenti.

4.2.1 Bruttó bér és keresettőmeg

A fogyasztási kiadások előrejelzésének szempontjából a teljes lakossági jövedelem, azonban a lakossági jövedelemmértéket csak éves szinten és jelentős késéssel (mintegy másfél év) teszi közzé a KSH. Célszerű tehát egy olyan jövedelmi változót keresni, amely magas korrelációt mutat a teljes lakossági jövedelemmel, legalább negyedéves frekvenciájú és rövidebb publikációs késedelemmel rendelkezik. A bruttó bér és keresettőmeg a háztartások rendelkezésre álló jövedelmének több mint 50 százalékát jelenti, a két idősor közötti keresztkorrelációs együttható 0.96 (lásd 4. ábra), számításának alapját képző idősorok havi gyakoriságúak és másfél hónapos késéssel rendelkezésre állnak.

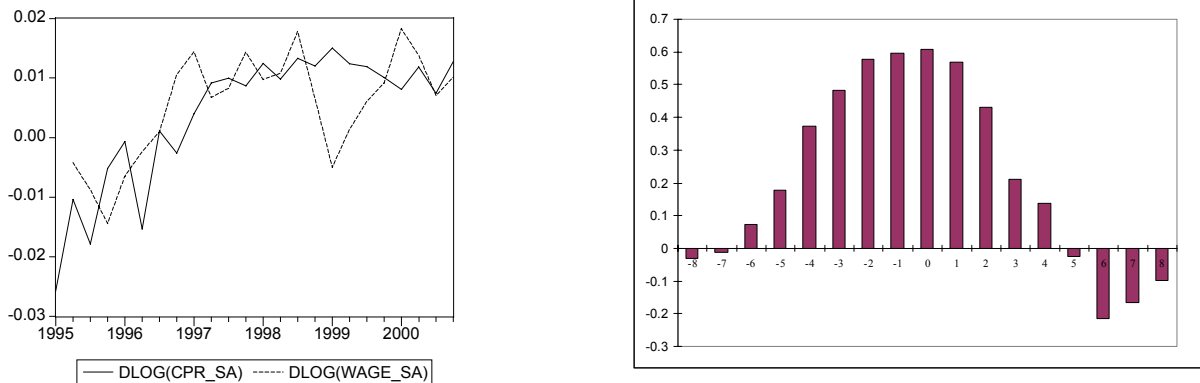
4. ábra Háztartások rendelkezésre álló jövedelme és a bruttó bér és keresettőmeg logaritmizált idősora



A fentiek alapján a bruttó bér és keresettőmeg alkalmasnak tekintjük a háztartások rendelkezésre álló jövedelmének közelítésére⁷.

⁷ Elméletileg akkor járunk el helyesen, ha a minimálbéremelés hatását kiszűrjük a bruttó keresettőmegből, ugyanis a korábban csak névlegesen minimálbér alatt dolgozók effektív keresetét nem befolyásolja a megemelt minimálbér. Így a bruttó keresettőmeg növekedés egy része csak a korábban nem mért, de elfogyasztott jövedelem megjelenése a statisztikákban. A becsléseinkben a korrigálatlan keresettőmeget használtuk, azonban a mintaidőszak 2001 első negyedévéig tartott, így ez nem befolyásolja eredményeinket. Az inflációs jelentéshez

5. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás és a bruttó bér és keresettömeg negyedéves növekedési üteme és azok keresztkorrelogramja



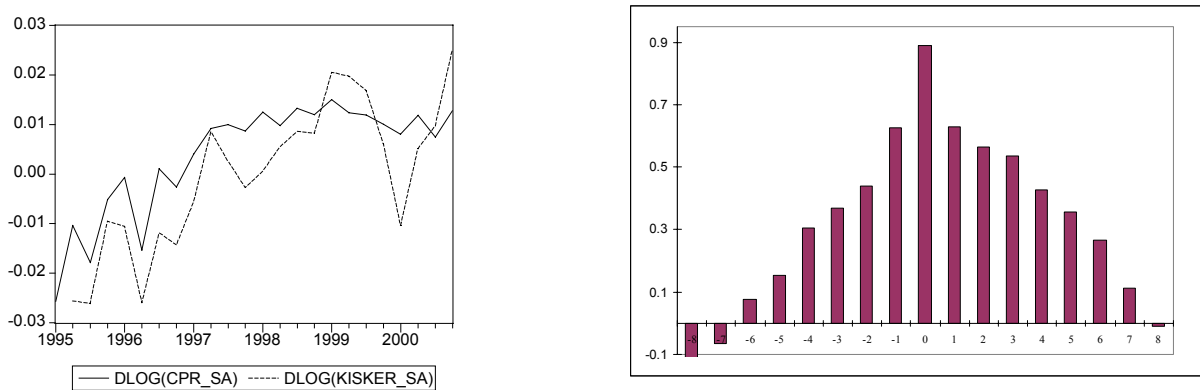
A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás és a bruttó bér és keresettömeg negyedéves növekedési ütemének grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(WAGE_SA(i)))$ függvényt mutatja.

A lakossági fogyasztási kiadásai és a bruttó keresettömeg korrelogramja alapján (5. ábra jobb oldal) szoros együttmozgást tapasztalunk (a korrelációs együttható 0.61), így megfelelő változó a fogyasztás előrejelzésében.

4.2.2 Kiskereskedelmi forgalom volumene

A kiskereskedelem forgalmát leíró statisztika esetében 1998 januárjában egy módszertani váltás történt, így a szezonális igazításban ezt egy dummy beiktatásával vettük figyelembe. Az 6. ábra bal oldalán látható a fogyasztási kiadások és a kiskereskedelem forgalmának negyedéves növekedési ütemei.

6. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás és a kisker forgalom negyedéves növekedési üteme és azok keresztkorrelogramja



A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás és a kisker forgalom negyedéves növekedési ütemének grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(KISKER_SA(i)))$ függvényt mutatja.

A lakossági fogyasztási kiadásai és kiskereskedelmi forgalom korrelogramja alapján (6. ábra jobb oldal) szoros együttmozgást tapasztalunk (a korrelációs együttható 0.91), ami nem meglepő, hiszen a KSH a lakossági fogyasztás becsléséhez felhasználja a kiskereskedelmi

készülő előrejelzésekben azonban (mivel ezek már 2001-re és későbbre készülnek) azt a hatást figyelembe kell vennünk.

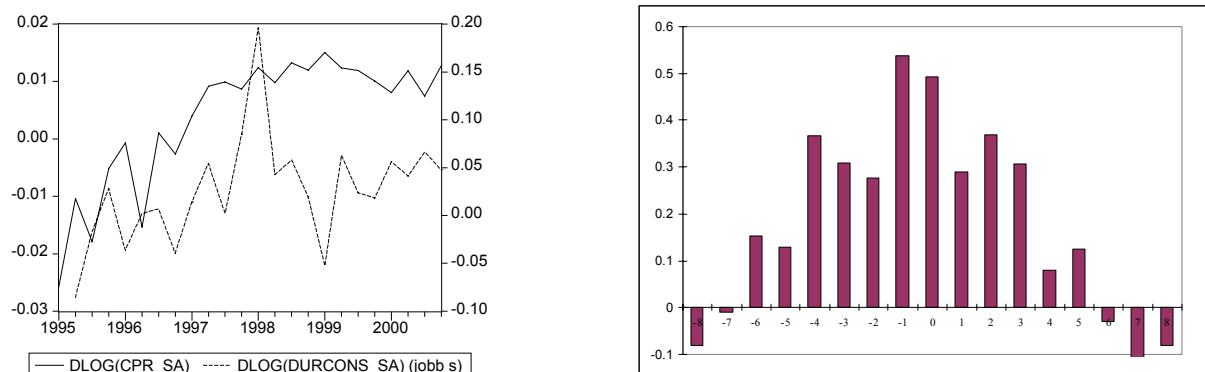
statisztikát. A korrelogram 0.12-es aszimmetriát mutat⁸, így a fogyasztás előrejelzése tekintetében a kisker forgalom egyidejűségre esetében nyújt a legtöbb információt. Annak ellenére, hogy kiskereskedelmi statisztika együttmozog a fogyasztási kiadásokkal komoly segítséget ad a fogyasztás előrejelzéséhez. A lakossági fogyasztást a KSH a GDP felhasználás oldali adataiban publikálja, amely a tárgynegyedét kb. 3 hónappal követi, míg a kiskereskedelmi statisztika a tárgyhót követő hónapban rendelkezésre áll. Összességében tehát 2 hónappal a fogyasztás publikálása előtt meglehetősen jó előrejelzést tudunk adni a fogyasztásra a kiskereskedelmi forgalom volumenének ismeretében.

A két idősor közötti parciális elemzés szerint a kiskereskedelmi statisztikát a fogyasztás egyidejű előrejelzőjeként célszerű használni.

4.2.3 Tartós fogyasztási cikk értékesítés

A tartós fogyasztási cikkek között a műszaki és egyéb tartós fogyasztási javak, valamint a bútor és egyéb lakberendezési cikkek szerepelnek. A kiskereskedelem statisztikájával összehasonlítva némileg gyengébb, azonban előidejű kapcsolatot kapunk a keresztkorrelációs együtthatók alapján (7. ábra jobb oldal). A korrelogram aszimmetriája 0.06, azonban az előidejűsége miatt ennek nincs nagy jelentősége.

7. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás és a tartós fogyasztási cikk negyedéves növekedési üteme és azok keresztkorrelogramja



A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás és a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának forgalom negyedéves növekedési ütemének grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(DURCONS_SA(i)))$ függvényt mutatja.

A tartós fogyasztási cikkeket nyilvánvalóan nem fogyasztjuk el teljes egészében a vásárlás periódusában, így a több periódussal korábbi értékeknek is jelentős hatása lehet a jelenbeni fogyasztásra, valójában a lakosság hasznossága sokkal inkább függ ezen cikkek állományától, mintsem az adott periódusban vásárolt mennyiségtől. Noha a tartós fogyasztási cikkek vásárlását a korrelogram alapján használhatjuk a háztartások fogyasztási kiadásainak indikátoraként, azonban modellbe emelésével gyakorlatilag nem egy „valódi” magyarázóváltozót kapunk, hanem egy újabb előrejelezendő változót. A fentiek alapján a tartós fogyasztási cikkek vásárolt mennyiségét fogyasztási függvényünkben nem szerepeltetjük.

⁸ A keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriájának mérését a 4.3 függelékben mutatjuk be. Ennek a mutatónak a használatával többletinformációt kapunk a két idősor egymáshoz viszonyított tulajdonságairól ahhoz képest mintha a legnagyobb korrelációs együtthatóhoz tartozó késleltetés-számot kiemelnénk.

4.2.4 Új gépjármű vásárlás

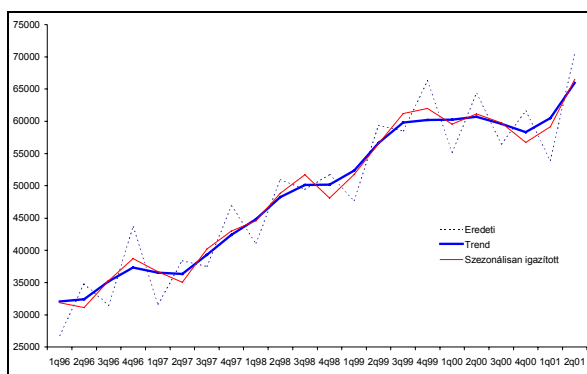
Az új autóvásárlások közvetlen szerepeltetése a fogyasztás előrejelzésében furcsának tűnhet, azonban felhasználásukkal egy lakossági várakozást is beépítünk. A gépkocsi vásárlások jelentős része hitel felvételével történik, így ez a hitelfolyósítási feltételek teljesítése a (nem feltétlen csekély) havi törlesztő részletek fizetéséhez megfelelő jelen és jövőbeni jövedelmet sejtetnek. Ily módon a háztartások likviditás korlátosságát és a jövőbeni jövedelemre vonatkozó várakozásokat mérhetjük.

Az autó-vásárlások idősorát két forrásból állítjuk elő: a Magyar Gépjárműimportőrök Egyesületének (MGE) és a Magyar Suzuki Rt. adataiból. Az MGE adatok minden magyarországi autókereskedő adatait tartalmazzák, kivéve a Suzukit. Az új autóvásárlási adatokat az MGE minden negyedév utáni két hétben publikálja, a Suzuki Rt adatai pedig már az adott negyedévet követő első héten rendelkezésünkre állnak. A különböző kategóriákból három részkategóriát állítunk elő: kiskocsi, középkategória és felsőkategória.

- A kiskocsi kategória az MGE klasszifikációjában szereplő mini- és kiskocsi kategóriából⁹ és a Magyar Suzuki Rt. hazai gyártású (nem import) eladásából áll elő.
- A középkategória az MGE alsóközép, alsóközépkategóriás egyterűek, középkategóriás egyterűek, a középkategória csoportjának és a Suzuki importszemélygépkocsi eladásainak összegeként adódik.
- A felső kategória pedig az MGE nagyautó, sportautó, prémium, prémium terepjáró, 4x4 és terepjáró csoportok összege.

Az így előálló csoportokat egyenként szezonálisan igazítjuk és ebből számítjuk ki a súlyozott autóeladás szezonálisan igazított értékét. A súlyozott összeget úgy állítjuk elő, hogy a kiskocsiknak 1-es, a középkategóriának 2,397 és a felsőkategóriának 5-ös súlyt adtunk¹⁰. Emiatt a súlyozott autóértékesítés idősor lényegében "kiskocsi egyenértékesben" méri az autóvásárlásokat.

8 ábra Új gépjármű értékesítések



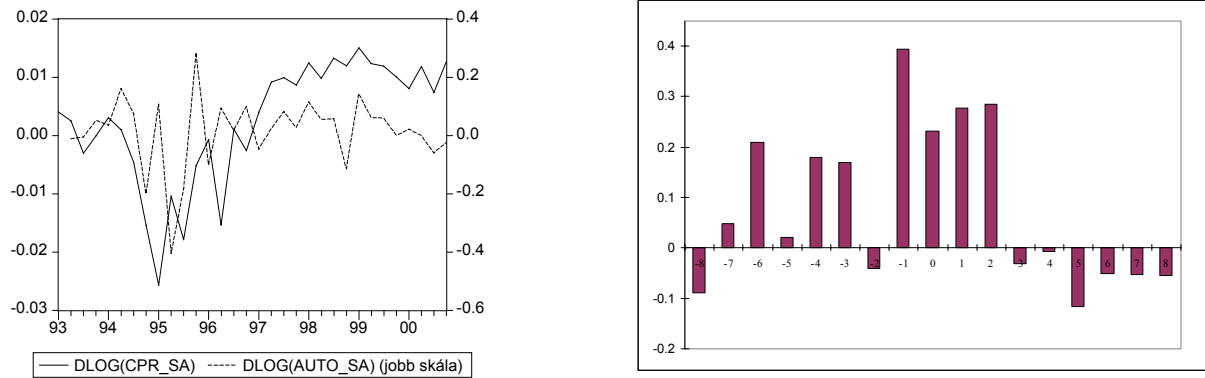
Az ábra a súlyozott autóértékesítéseket mutatja (kisautó egyenértékesben).

⁹ Ez korábban kiskocsi kategóriaként volt nyilvántartva.

¹⁰ A súlyok az 1998-as fogyasztói árindex statisztikán alapulnak.

A fogyasztási kiadások és az új gépkocsi vásárlások növekedési üteme között a legmagasabb keresztkorrelációs együtthatót az autóvásárlás egy negyedéves előidejűsége esetén kapjuk (0.39).

9. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás és a új gépjármű vásárlás negyedéves növekedési üteme és azok keresztkorrelogramja



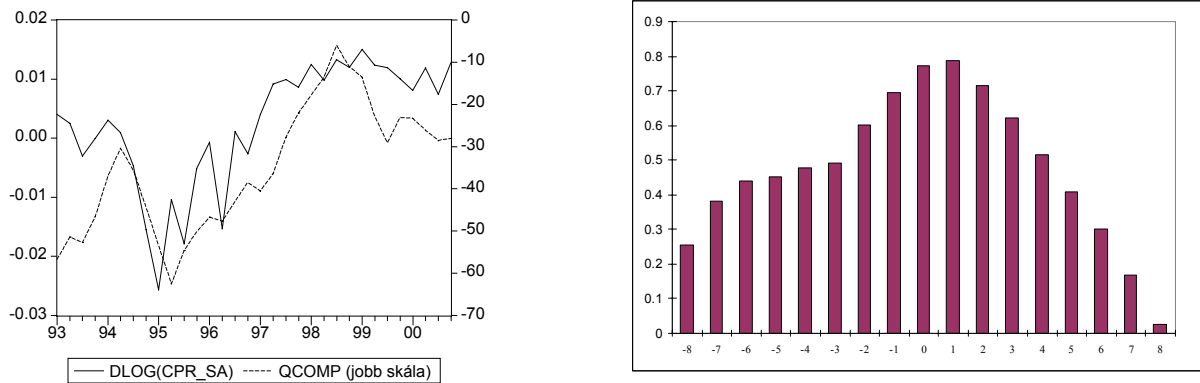
A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás és az új gépjármű vásárlásának negyedéves növekedési ütemének grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(AUTO_SA(i)))$ függvényt mutatja.

A korrelogram aszimmetriája 0.13, azaz az egy negyedéves előidejűségnél tapasztalt legszorosabb kapcsolathoz képest a késés irányában rendelkezik szorosabb kapcsolattal. A Granger oksági teszt eredményei (1. táblázat) sem vetik el az új gépjármű vásárlás előidejűséget a lakossági fogyasztási kiadásokhoz képest, így egy negyedéves előidejűséggel felhasználjuk a fogyasztás becsléséhez.

4.2.5 Lakossági bizalmi index

Az üzleti és lakossági felmérések eredményinek kvalitatív figyelembevétele az előrejelzési munkába nem szokatlan dolog, azonban kvantitatív felhasználása már közel sem ilyen egyértelmű. Vizsgálataink alapján a bizalmi indexet alkalmas magyarázóváltozónak találtuk a fogyasztás előrejelzésében. A lakossági bizalmi indexként a GKI lakossági felmérésének kérdéseiből számított (QCOMP) indexet használjuk. Az elemzésben az index szintértékeit használjuk, mivel a kérdőív a háztartás helyzetében bekövetkezett változásokra, illetve a vélelmezett jövőbeni elmozdulásokra kérdez rá. A lakossági fogyasztás negyedéves növekedési üteme és a bizalmi index szintértékei között a 10. ábra (bal oldal) alapján szoros kapcsolatot sejtünk.

10. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési üteme és a lakossági bizalmi index, valamint azok keresztkorrelogramja



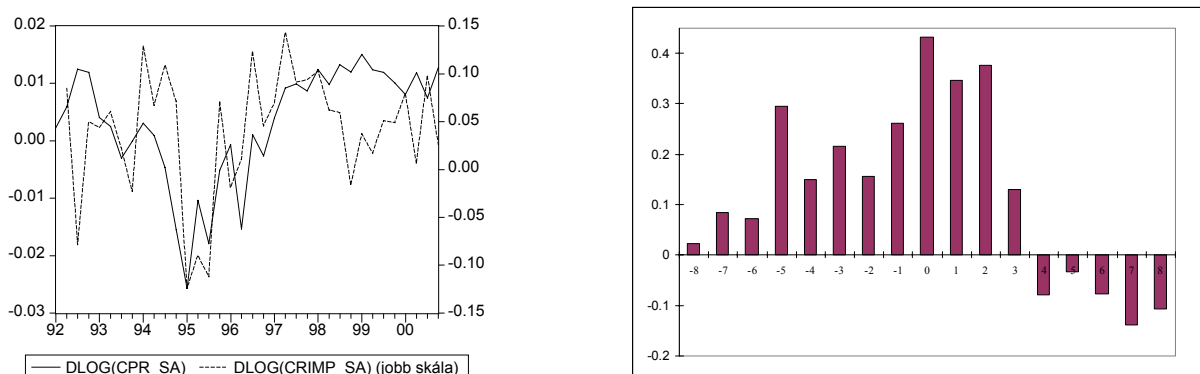
A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési ütemének és a lakossági bizalmi indexnek grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(QCOMP(i)))$ függvényt mutatja.

Az előrejelzés szempontjából a legkedvezőbb eset az lenne, ha a bizalmi indexet a többi idősor esetében használt két statisztika előidejűnek találná. A legnagyobb keresztkorrelációs együtthatót azonban a bizalmi index egy negyedéves késésénél kapjuk (0.786), valamint a Granger oksági teszt alapján sem támogatja a bizalmi index előidejűségét. A korrelogram aszimmetriája negatív (-0.071), így egy negyedéve előidejűség esetén is magas korrelációt kapunk (0.695), ezért a fogyasztás becsléséhez egy negyedéves előidejűséggel felhasználjuk a lakossági bizalmi indexet.

4.2.6 Fogyasztási célú import

A fogyasztási célú import része a teljes fogyasztási kiadásnak, így együttmozgásuk nem meglepő. A két idősor eltérő publikációs ideje miatt azonban a fogyasztási célú import felhasználásával a GDP felhasználási oldalának publikálása előtt kapunk „tényszerű” becslést az adott negyedév fogyasztására.

11. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás és a fogyasztási célú import negyedéves növekedési üteme és azok keresztkorrelogramja



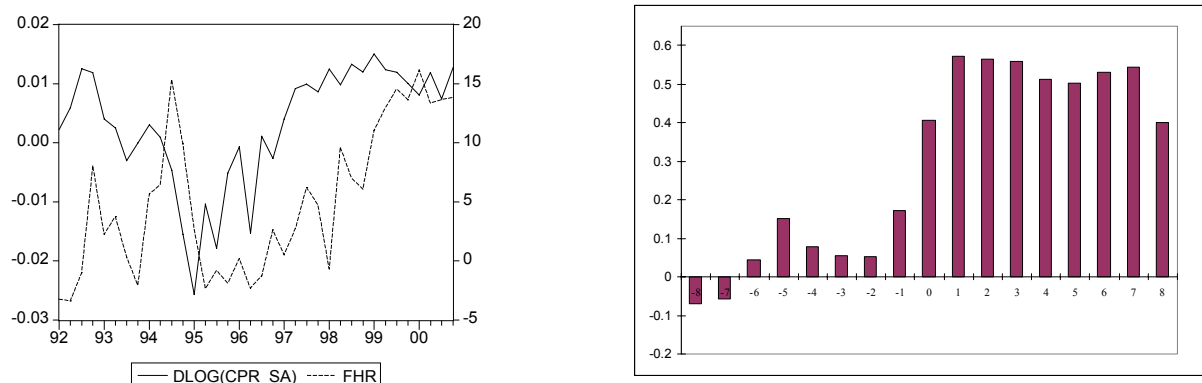
A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás és a fogyasztási célú import negyedéves növekedési ütemének grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(CRIMP_SA(i)))$ függvényt mutatja.

A fogyasztási célú import jó magyarázóerővel rendelkezett a fogyasztási függvénybe, azonban annak endogenizálásához egyéb változók felhasználására és előrejelzésére is szükség lenne (reálárfolyam stb.), ami nem lehetséges ebben a keretben.

4.2.7 Fogyasztási hitelek, kamatok

A nettó fogyasztási hitelek növekedése a háztartások likviditási korlátjának oldódásának következménye. A nettó hitelfelvétel növekedése hüvelykujj szabály szerint többletfogyasztást jelentene, így előrejelezné, vagy legalább együttmozogna a fogyasztási kiadásokkal. A magyar adatok esetében sem előidejűséget, sem együttmozgást nem tapasztaltunk. A keresztkorrelációs együtthatók és a Granger oksági teszt is a fogyasztási hitelek késését mutatja. Vélhetőleg az 1996-tól növekvő jövedelmek kezdetben nem érték el a hitelfelvételi korlátot, valamint az infláció miatt magas nominális hitelkamatok korlátozták a hitelfelvételi lehetőségeket. A növekvő jövedelemmel oldódó likviditáskorlátok és a dezinfláció miatt csökkenő nominális hitelkamatlábak mellett 1998-tól megindult a fogyasztási hitelek felvétele, amely 1999-től viszonylag stabil állományváltozást mutat.

12. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési üteme és a nettó fogyasztási hitelek, valamint azok keresztkorrelogramja



A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési ütemének és a fogyasztási hitelek nettó növekedésének grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{dlog}(FHR(i)))$ függvényt mutatja.

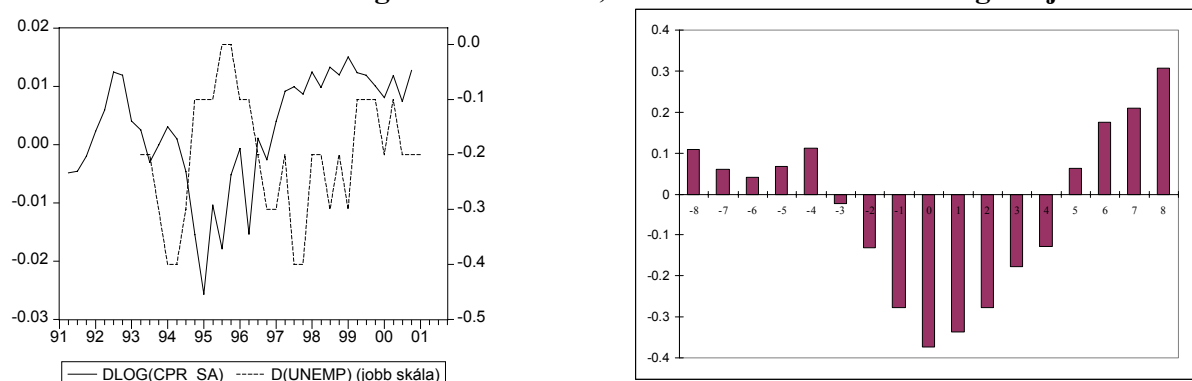
A kamatok elemzésénél többféle reálkammattal is próbálkoztunk, kevés sikerrel. Ennek oka abban keresendő, hogy a háztartások pénzügyi vagyonának aránya az összes jövedelméhez képest növekvő ugyan, de még mindig elmarad a fejlett országok szintjétől. Így a reálkamat változásoknak nincs nagy hatása a háztartások döntéseire¹¹.

¹¹ Megjegyzendő, hogy analitikusan sem egyértelmű a kamatoknak a fogyasztásra gyakorolt hatása, ugyanis reálkamat változásából eredő vagyon, illetve helyettesítési hatás ellentétes irányban hat.

4.2.8 Munkanélküliség

A munkanélküliségi változók közül a KSH által számított (ILO-sztenderdeknek megfelelő) munkanélküliségi rátát vettük alapadatnak. A munkanélküliség trendje és a fogyasztás között negatív kapcsolatot feltételezünk. A munkanélküliség esetében a munkanélküliségi ráta változását használjuk indikátornak. Egyidejűség esetében közepesen szoros (0.374) korrelációt kapunk a két idősor között.

13. ábra Vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési üteme és a munkanélküliségi ráta változása, illetve azok keresztkorrelogramja



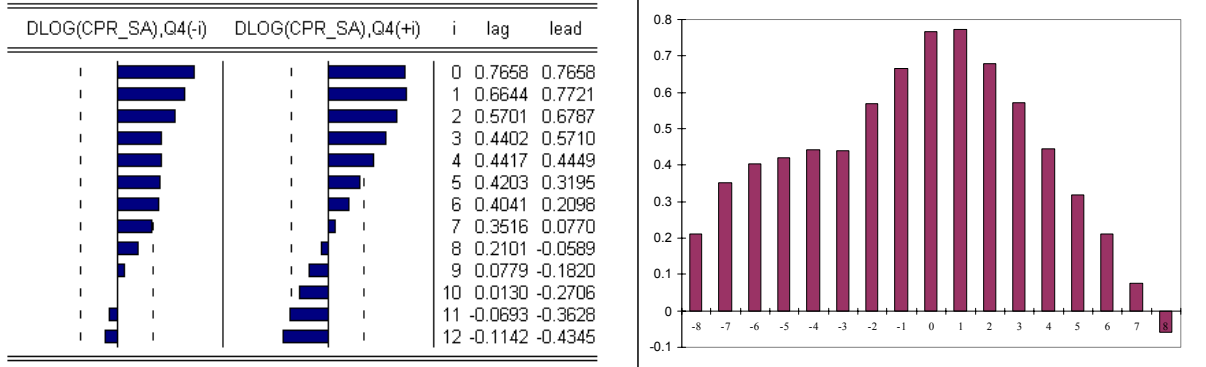
A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési ütemének és a munkanélküliségi ráta változásának grafikonját, a jobboldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), \text{diff}(UNEMP(i)))$ függvényt mutatja.

4.3 Keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája

Amennyiben a keresztkorrelációs együtthatókat is felhasználjuk annak elődöntésére, vajon egy idősor előidejű, együttmozgó vagy késő egy másik idősor viszonylatában, akkor nem elegendő pusztán a maximális korrelációhoz tartozó késleltetésszám kiemelése a korrelogramból. Ha csak erre az egy számra támaszkodunk, információt veszünk a teljes kapcsolat vonatkozásában. Nem mindegy ugyanis, hogy milyen a lefutása a korrelációs együtthatóknak a legnagyobb korrelációs együttható körül. Elképzelhető, hogy a legszorosabb kapcsolatot egyidejűség esetén kapjuk, azonban az előidejűséget vagy késést tekintve alig kapunk alacsonyabb korrelációs együtthatót. Nem feltételezhető az együtthatók szimmetrikus csökkenése sem a maximális érték körül, azaz függetlenül a maximális korrelációs együttható helyétől az aszimmetria alapján feltételezhetünk inkább előidejű, vagy inkább késő kapcsolatot. Amennyiben csupán a maximális korreláció helyét tekintjük elvethetünk indikátorokat úgy, hogy azok valójában más tulajdonsággal rendelkeznek.

A 14. ábra bal oldalán a lakosság fogyasztási kiadásaink növekedési üteme és a GKI lakossági felmérésének negyedik kérdése (*véleménye szerint hogyan fog alakulni az ország gazdasági helyzete a következő 12 hónap folyamán*) közötti jól ismert keresztkorrelációs ábrát látjuk. Forgassuk össze az előidejű és a késő „feleket”, valamint jelöljük mínusz i -nél a vizsgált idősor (esetünkben a felmérés negyedik kérdése) előidejűségével számított keresztkorrelációs együtthatót, míg plusz i -nél a vizsgált idősor késleltetésével kapott keresztkorrelációs együtthatót. Ezzel megkaptuk a 14. ábra jobb oldalán látható grafikont. Ha ezt az ábrázolási módot nézzük rögtön feltűnik a fentebb említett probléma. Noha a legmagasabb korrelációs együtthatót egy negyedéves késésnél kapjuk, ehhez az i értékhez viszonyított előidejű korrelációs együtthatók jóval magasabbak a későkhöz viszonyítva.

14. ábra Korrelogram aszimmetriája



Ennek a jelenségnek a kezelésére használjuk a korrelogram aszimmetriájának mutatóját. A számítás első lépésében meghatározzuk a maximális korrelációs együttható helyétől (k) legtávolabb eső, a vizsgálatba még bevont korrelációs együtthatót. A következő lépésként a k középpontra szimmetrikusan kivonjuk egymásból a korrelációs együtthatókat. Mint minden mutató, az aszimmetriát mérő módszerünk is akkor értelmezhető könnyen, ha értékeit egy intervallumban veszi fel. Ennek elérés érdekében a páronkénti differenciákat valamilyen módon súlyozni kell. Mi egy olyan súlyrendszert használunk, amelyben kifejezésre jut az adott korrelációs együttható pozíciója. Az egyidejűségtől távolodva ugyanis csökken a mintaelemszám, így a korrelációs együttható megbízhatósága is csökken. A tökéletes megoldás az lenne, ha mindegyik együtthatót a saját szabadságfokával súlyoznánk, így azonban nem biztosítható, hogy a mutató a $[-1, 1]$ intervallumba essen. Ezért mi egy a páronkénti átlagos súlyt használunk, amely kevésbé jó az egyedi súlyokhoz képest, azonban jobb az egyszerű számtani átlagolásnál. Az aszimmetria mutató erőssége szempontjából lényeges, hogy a számításba bevont korrelációs együtthatók szignifikánsan különbözzenek nullától, ezért a mutató értékét elvetjük, ha egy korrelációs együttható is a $(T-k)^{-1/2}$ küszöbérték alatt van.

Az aszimmetria mutató számítása tehát az alábbi:

$$(20) \text{ Asym} = \frac{\sum_{i=1}^n 1/2(wu_{k+i} + wd_{k-i}) [|Cor(x, y(k+i))| - |Cor(x, y(k-i))|]}{\sum_{i=1}^n 1/2(wu_{k+i} + wd_{k-i})}$$

$$wu_{k+i} \begin{cases} T-k-i & , \text{ ha } k \geq 0 \text{ vagy } k < 0 \text{ és } i > |k| \\ T+k+i & , \text{ ha } k < 0 \text{ és } i < |k| \end{cases}$$

$$wd_{k-i} \begin{cases} T-k+i & , \text{ ha } k > i \\ T+k-i & , \text{ ha } k < 0 \text{ vagy } i > k \geq 0 \end{cases}$$

Ahol: T a mintaelemszám,
 k a maximális keresztkorrelációs együttható i értéke,
 n az aszimmetria mérésébe bevont legnagyobb késleltetés, illetve előidejűség a k -hoz képest.

A példában a két idősor keresztkorrelációs együtthatóink aszimmetriája -0.106 , azaz a 12. kérdés fogyasztási kiadásokra vonatkozó legnagyobb keresztkorrelációs együtthatóhoz képest (egy negyedéves késés) a 12. kérdés inkább előidejűnek tekinthető.

4.4 Csak indikátorokat tartalmazó modell statisztikái (modell 1)

Becslési módszer: SUR

Megfigyelések száma: 31

Minta⁺: 1993:3 – 2001:1

Összes system megfigyelés: 138

	$\Delta \ln(cpr_sa)$	$\Delta \ln(kisker_sa)$	$\ln(auto_sa)$	$QCOMP$	$\Delta(unemp)$
<i>Konstans</i>	0.006*** (0.002)	0.012* (0.007)	4.608*** (1.550)	-11.559*** (3.231)	-0.085 (0.057)
$\Delta \ln(cpr_sa)_{t-1}$	393.508*** (117.626)
$\Delta \ln(cpr_sa)_{t-2}$	0.914** (0.392)
$\Delta \ln(kisker_sa)_t$	0.437*** (0.051)
$\Delta \ln(kisker_sa)_{t-1}$	0.441** (0.182)
$\Delta \ln(kisker_sa)_{t-2}$	-0.741** (0.298)
$\Delta \ln(auto_sa)_{t-1}$	0.014*** (0.004)
$\ln(auto_sa)_{t-1}$	0.575*** (0.142)
$\Delta(unemp_{t-1})$	-0.013*** (0.005)	0.618*** (0.138)
Q_COMP_t	-0.0002 (0.001)
Q_COMP_{t-1}	0.0001** (0.00005)	0.969*** (0.161)
Q_COMP_{t-2}	0.004* (0.002)	-0.297** (0.128)
Q_COMP_{t-4}	0.0005** (0.0002)
Trend	0.004 (0.003)
\bar{R}^2	0.919	0.669	0.765	0.895	0.341
S.E.	0.003	0.008	0.119	4.680	0.093
SC-LM(4) <i>p</i>	0.672	0.150	0.205	0.403	0.335
DW	1.979	2.180	1.962	1.733	1.927

Megjegyzés: *** az 1%-on, ** az 5%-on, * a 10%-on szignifikáns változót jelöli. SC-LM(4): autokorreláció Lagrange multiplikátor tesztjének *p* értéke (nullhipotézis: nincs autokorreláció).

⁺ A minta kezdete a modellben szereplő legkorábbi adat dátumát jelenti, így a különböző specifikációkhoz tartozó mintaidőszak eltérhet.

4.5 Béréket tartalmazó modell (modell 2)

Becslési módszer: SUR

Megfigyelések száma: 31

Minta: 1993:3 – 2001:1

Összes system megfigyelés: 128

	$\Delta \ln(cpr_sa)$	$\Delta \ln(kisker_sa)$	$\ln(auto_sa)$	$\underline{Q}COMP$	$\Delta \ln(wage_sa)$
<i>Konstans</i>	0.004*** (0.0005)	0.013*** (0.005)	4.428*** (1.603)	-13.117*** (3.379)	0.005 (0.004)
ECM_{t-1}	-0.073** (0.030)
$\Delta \ln(cpr_sa)_{t-1}$	442.601*** (124.640)
$\Delta \ln(kisker_sa)_t$	0.468*** (0.034)
$\Delta \ln(kisker_sa)_{t-1}$	0.234 (0.161)
$\Delta \ln(auto_sa)_{t-1}$	0.018*** (0.003)
$\ln(auto_sa)_{t-1}$	0.590*** (0.146)
$\underline{Q_COMP}_t$	0.00009 (0.0001)
$\underline{Q_COMP}_{t-1}$	0.992*** (0.171)
$\underline{Q_COMP}_{t-2}$	0.004 (0.002)	-0.359*** 0.136
$\underline{Q_COMP}_{t-4}$	0.0004*** (0.0001)
$\Delta \ln(wage_sa)_{t-1}$	0.205*** (0.054)	0.605*** (0.180)
$\Delta \ln(wage_sa)_{t-2}$	0.448*** (0.170)
Trend	0.004 (0.003)
\bar{R}^2	0.939	0.716	0.766	0.895	0.503
S.E.	0.002	0.007	0.118	4.679	0.006
SC-LM(4) <i>p</i>	0.150	0.130	0.737	0.403	0.004
DW	2.127	1.829	1.979	1.823	1.547

Megjegyzés: *** az 1%-on, ** az 5%-on, * a 10%-on szignifikáns változót jelöli. . SC-LM(4): autokorreláció Lagrange multiplikátor tesztjének *p* értéke (nullhipotézis: nincs autokorreláció).

ECM-egyenlet:

$$\ln(cpr_sa) = 0.427 - \ln(wage_sa) \\ (0.030)$$

4.6 Béreket tartalmazó modell kiegészítése (modell 2b)

Becslési módszer: SUR

Megfigyelések száma: 40

Minta: 1991:2 – 2001:1

Összes system megfigyelés: 168

	$\Delta \ln(cpr_sa)$	$\Delta \ln(wage_sa)$	$\Delta \ln(kisker_sa)$	$\ln(auto_sa)$	$QCOMP$	$\ln(apl)$
<i>Konstans</i>	0.004*** (0.000)	-0.003 (0.002)	0.014*** (0.005)	4.490** (1.597)	-12.722*** (3.375)	0.009*** (0.002)
<i>ECM_{t-1}</i>	-0.070** (0.030)
$\Delta \ln(cpr_sa)_{t-1}$	436*** (124)
$\Delta \ln(wage_sa)_{t-1}$	0.209*** (0.054)	0.600*** (0.119)
$\Delta \ln(wage_sa)_{t-2}$	0.444*** (0.167)
$\Delta \ln(kisker_sa)_t$	0.461*** (0.034)
$\Delta \ln(kisker_sa)_{t-1}$	0.246 (0.155)
$\Delta \ln(auto_sa)_{t-1}$	0.018*** (0.003)
$\ln(auto_sa)_{t-1}$	0.583*** (0.146)
$\ln(auto_sa)_{t-2}$
$QCOMP_{t-1}$	1.004*** (0.170)
$QCOMP_{t-2}$	0.004** (0.002)	-0.360** (0.136)
$QCOMP_{t-4}$	0.0004*** (0.0001)
$\Delta \ln(apl)_t$	0.743*** (0.230)
$\ln(apl)_{t-1}$	1
<i>Trend</i>	0.004 (0.003)
\bar{R}^2	0.939	0.628	0.713	0.765	0.895	0.987
S.E.	0.002	0.005	0.007	0.119	4.672	0.013
SC-LM(4) <i>p</i>	0.150	0.003	0.130	0.205	0.403	0.011
DW	2.155	1.884	1.824	2.032	1.809	2.277

Megjegyzés: *** az 1%-on, ** az 5%-on, * a 10%-on szignifikáns változót jelöli. . SC-LM(4): autokorreláció Lagrange multiplikátor tesztjének *p* értéke (nullhipotézis: nincs autokorreláció).

ECM-egyenlet:

$$\ln(cpr_sa) = 0.427 - \ln(wage_sa) \\ (0.030)$$

4.7 ARIMA modell

Becslési módszer: OLS
Minta: 1995:1 – 2000:4

Megfigyelések száma: 24

	$\Delta \ln(cpr_sa)$
<i>Konstans</i>	0.013*** (0.001)
<i>AR(1)</i>	0.833*** (0.028)
<i>MA(1)</i>	-0.9899*** (0.0003)
\bar{R}^2	0.855
S.E.	0.004
SC-LM(4) <i>p</i>	0.195
DW	2.253

Megjegyzés: *** az 1%-on, ** az 5%-on, * a 10%-on szignifikáns változót jelöli. . SC-LM(4): autokorreláció Lagrange multiplikátor tesztjének *p* értéke (nullhipotézis: nincs autokorreláció).

4.8 VAR 1 modell

Becslési módszer: OLS
Minta: 1995:3 – 2000:4

Megfigyelések száma: 22

	$\Delta \ln(cpr_sa)$	$\Delta \ln(kisker_sa)$	$\Delta \ln(auto_sa)$	<i>QCOMP</i>	$\Delta(unemp)$
<i>Konstans</i>	0.018 (0.006)	0.020 (0.011)	0.170 (0.137)	-7.225 (6.137)	-0.051 (0.128)
$\Delta \ln(cpr_sa)_{t-1}$	-0.483 (0.434)	-0.956 (0.791)	-9.917 (9.644)	204.661 (433.457)	-3.989 (9.049)
$\Delta \ln(kisker_sa)_{t-1}$	0.353 (0.244)	0.896 (0.445)	3.389 (5.428)	-88.804 (243.977)	1.236 (5.093)
$\Delta \ln(auto_sa)_{t-1}$	0.012 (0.009)	-0.007 (0.016)	-0.094 (0.192)	-0.5302 (8.622)	-0.187 (0.180)
<i>QCOMP</i> _{<i>t-1</i>}	0.0004 (0.0001)	0.0005 (0.0003)	0.003 (0.003)	0.781 (0.145)	0.001 (0.003)
$\Delta(unemp)_{t-1}$	-0.0185 (0.013)	-0.017 (0.024)	-0.0866 (0.296)	-4.607 (13.321)	0.456 (0.278)
\bar{R}^2	0.719	0.598	-0.196	0.874	0.178
S.E.	0.005	0.009	0.107	4.816	0.101

Reziduális Kovariancia mátrix 1.23E-13
determinánsa

Log Likelihood függvény értéke 170.915

4.9 VAR 2 modell

Becslési módszer: OLS

Megfigyelések száma: 22

Minta: 1995:3 – 2000:4

	$\Delta \ln(cpr_sa)$	$\Delta \ln(kisker_sa)$	$\Delta \ln(auto_sa)$	$\Delta \ln(wage_sa)$	$QCOMP$
<i>Konstans</i>	0.017 (0.005)	0.019 (0.010)	0.199 (0.131)	-0.007 (0.007)	-7.614 (5.827)
$\Delta \ln(cpr_sa)_{t-1}$	-0.809 (0.361)	-1.286 (0.761)	-3.928 (9.572)	0.235 (0.497)	45.930 (426.460)
$\Delta \ln(kisker_sa)_{t-1}$	0.531 (0.200)	1.077 (0.422)	-0.086 (5.311)	0.075 (0.276)	0.0479 (236.632)
$\Delta \ln(auto_sa)_{t-1}$	0.018 (0.007)	-0.001 (0.015)	-0.115 (0.190)	0.025 (0.010)	1.334 (8.473)
$\Delta \ln(wage_sa)_{t-1}$	0.512 (0.159)	0.501 (0.335)	-3.452 (4.209)	0.740 (0.219)	187.980 (187.536)
$QCOMP_{t-1}$	0.0003 (0.0001)	0.0004 (0.0003)	0.004 (0.003)	-0.0002 (0.0002)	0.744 (0.146)
\bar{R}^2	0.809	0.636	-0.153	0.610	0.880
S.E.	0.004	0.008	0.105	0.006	4.689
Reziduális Kovariancia mátrix determinánsa	1.92E-16				
Log Likelihood függvény értéke	241.990				