



**MNB Háttér tanulmányok  
2001/2.**

**Vadas Gábor**

**TÚL A MAKRÓ-VÁLTOZÓKON: A LAKOSSÁGI BIZALMI INDEX ÉS A  
MAGYAR HÁZTARTÁSOK FOGYASZTÁSI KIADÁSA**

2001. október

Vadas Gábor: elemző, Magyar Nemzeti Bank, Közgazdasági főosztály, Konjunktúraelemzési osztály  
E-mail: vadasg@mnb.hu

Online ISSN: 1587-9356

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 körében végzett felmérések egyik jelentős területe a lakossági bizalmi index számítása, amely a háztartások pénzügyi helyzetét és kilátását, valamint a jövőbeni fogyasztási, megtakarítási szándékát próbálja számszerűen megragadni. Az ilyen típusú indexeket mind a döntéshozók, mind az elemzők rendszeresen használják munkájuk során. Nem egyértelmű azonban, hogy a felmérések részkérdései, illetve az ezekből képzett kompozit indexek valóban azt mérik-e, amire a kérdések szerkesztői kíváncsiak. A tanulmányban a GKI Gazdaságkutató Rt. lakossági felmérésében szereplő kérdések és a publikált kompozit index tulajdonságait vizsgáltuk, különös tekintettel a bizalmi index lakosság fogyasztási kiadásra vonatkozó előrejelzési képességére. Eredményeink alapján a kérdőív bizonyos kérdései nem mérik azt, amire azok elméletileg vonatkoznak, azonban találhatóak olyan részkérdések, amelyek alkalmazhatóak a fogyasztási kiadások előrejelzésére. Arra következtetünk, hogy a lakossági bizalmi index más makró-változókön túl addicionális információt tartalmaz a lakosság fogyasztási kiadásaira vonatkozólag.

**Tárgyszó:** Lakossági bizalmi index, Lakossági fogyasztás előrejelzése, Gazdasági indikátorok, Keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája.

## Abstract

One of the most important result of consumer surveys is the consumer confidence indices which tend to give an exact number about expectations and consumption-saving decisions of households. Although the motion of consumer confidence index is a subject of interest to both policymakers and economic forecasters it is not obvious what the questions of surveys and the published composite index measure what survey makers believe. In this work we examine the properties and forecasting ability of the Hungarian consumer confidence index published by GKI Gazdaságkutató Rt. We argue that some questions cannot measure that what they should theoretically. However some are useful in forecasting the consumption expenditure of Hungarian households. According to our results the consumer confidence index contains information over and above macro variables.

## 1. Bevezetés<sup>+</sup>

Az üzleti és lakossági konjunktúra felmérések eredményeit a kutatóintézetek havi, vagy negyedéves gyakorisággal rendszeresen publikálják, amelyet a döntéshozók és a gazdasági előrejelzések készítésében résztvevők kisebb nagyobb súllyal figyelembe is vesznek véleményük kialakításakor. Azonban csak akkor járunk el helyesen, ha tisztában vagyunk ezen felmérések kvalitatív (kérdések megfogalmazása, a felvételek módszere stb.) és kvantitatív (a már publikált index idősoros jellemzői, más idősorokkal való kapcsolata stb.) tulajdonságaival. Vizsgálatainkban ez utóbbi kérdéskört elemezzük, a Magyarországon folyó konjunktúra-kutatások kvalitatív összefoglalását lásd: Tóth I. J. (2000).

A vállalati felmérésekről készült részletes vizsgálatokról Reiff at al.(2000), valamint Ferenczi – Reiff (2000) munkáiban olvashatunk bővebben. Jelen tanulmány a háztartások körében végzett bizalmi index alkalmazhatóságát kutatja. Arra keressük a választ, vajon a lakossági bizalmi index képes-e önmagában előrejelezni a fogyasztás várható alakulását, illetve egyéb változók mellett rendelkezik-e „pótlólagos” magyarázóerővel. A vizsgálat során Carroll, Fuhrer és Wilcox (1994) tanulmányára támaszkodunk, valamint a szélesebb körű összehasonlítás érdekében felhasználjuk Loundes, J. and Scutella, R. (2000) ausztrál adatokon végzett tanulmányának eredményeit. A magyar lakossági felmérés tulajdonságainak jobb megismerése végett nem csak a publikált kompozit indexre végezzük el a vizsgálatokat, hanem Bram – Ludvigson (1998) munkájához hasonlóan a felmérésben szereplő egyes kérdésekre is. Jelen tanulmánynak célja tehát a konjunktúra felmérésekből származó lakossági bizalmi indexek és más makró-adatsorok közötti kapcsolat feltárása, így egyik alapját képezheti a fogyasztási kiadások előrejelzésére alkalmas keret kialakításának (lásd Jakab-Vadas (2001)).

A tanulmány első részében a lakossági bizalmi index felvételéről, mintájáról és számítási módjáról ejtünk néhány szót a teljesség igénye nélkül. Bemutatjuk a magyarországi lakossági konjunktúra felméréseket, illetve a vizsgálatba bevont bizalmi indexet és ennek választásának okát. Az ezt követő részben bemutatjuk az alkalmazott módszereket, míg a harmadik részben összefoglaljuk az empirikus vizsgálat eredményeit. Végül a kapott eredményekre keresünk magyarázatot.

## 2. Lakossági bizalmi index felmérések Magyarországon

Jelenleg a GKI Gazdaságkutató Rt. (GKI) lakossági bizalmi index, illetve a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Marketing Tanszéke (BKÁE MT) fogyasztói bizalom indexe néven publikál adatokat. A BKÁE a fogyasztói bizalom indexét 1996 júniusa óta negyedévente számítja a Michigan-i Egyetem Kutató Központjának módszerével. A minta 500 fős, amely a kutatási jelentések szerint életkor, végzettség, település-típus, valamint regionális szempontból reprezentatív. A kérdőív 30 standard kérdést tartalmaz. A megkérdezettek alacsony száma, valamint a mintaidőszak rövidege miatt ezt az idősort nem vizsgáltuk.

---

<sup>+</sup> Köszönettel tartozom Ferenczi Barnabásnak (MNB), Hamecz Istvánnak (MNB), Kovács Mihály Andrásnak (MNB) és Skultéty Lászlónak (GKI) hasznos észrevételeikért és segítségükért. A fennmaradó hibákért a felelősség a szerzőt terheli. Az elemzés a szerző véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esik egybe az MNB hivatalos véleményével.

A GKI Gazdaságkutató Rt. (GKI) 1993 februárja óta havi rendszerességgel 12, az EU ajánlásoknak megfelelő kérdést tesz fel, amely negyedévenként három további kérdéssel kiegészül.

A GKI lakossági kérdőíve az alábbi kérdéseket tartalmazza:

- Q1 Hogyan változott az Ön háztartásának pénzügyi helyzete a 12 hónappal ezelőtti állapothoz képest?
- Q2 Véleménye szerint, hogyan fog változni az Ön háztartásának pénzügyi helyzete a következő 12 hónap alatt?
- Q3 Véleménye szerint az ország gazdasági helyzete hogyan változott az eltelt 12 hónap folyamán?
- Q4 Véleménye szerint hogyan fog alakulni az ország gazdasági helyzete a következő 12 hónap folyamán?
- Q5 Véleménye szerint hogyan alakultak a megélhetési költségek a 12 hónappal ezelőttihez képest?
- Q6 Összehasonlítva a jelenlegivel, Ön szerint hogyan alakulnak az árak a következő 12 hónapban?
- Q7 Ön szerint az elkövetkező 12 hónap alatt hogyan változik a munkanélküliség?
- Q8 Ön szerint érdemes-e mostanában nagyértékű fogyasztási cikkeket (bútor, mosógép, TV, stb.) vásárolni?
- Q9 Ön szerint a következő 12 hónapban hogyan alakul a nagyértékű fogyasztási cikkekre szánt pénze az előző 12 hónaphoz képest?
- Q10 Kedvező-e most a helyzet a megtakarításra?
- Q11 Az elkövetkező egy évben mennyire valószínű, hogy képes lesz megtakarítani?
- Q12 Milyen az Ön háztartásának anyagi helyzete (sokat tud megtakarítani, keveset, éppen kijönnek a jövedelmükből, megtakarításokhoz kell hozzányúlni, eladósodnak)?
- Q13 Hogy gondolja, tud-e Ön két éven belül személygépkocsit vásárolni?
- Q14 És a következő két éven belül vesz vagy épít-e Ön házat?
- Q15 A következő egy éven belül fordít-e nagyobb összeget a lakására?

A publikált GKI lakossági bizalmi index öt (az első, második, harmadik, negyedik és a nyolcadik<sup>1</sup>) kérdésre adott válaszok számtani átlaga. A felmérés mintája 1000 fős<sup>2</sup>, kétlépcsős (első lépésben települések, második lépésben személyek) véletlen kiválasztással vett nem és életkori csoport szerint reprezentatív. A felmérés kérdéseire adható válaszok legtöbb esetben ötfokú ordinális skálán helyezhetők el. A kérdések az előző időszakhoz viszonyított változásra, vagy a jelenbeli helyzet jövőbeni változására kérdeznak rá. A lehetséges válaszok általában kiegyensúlyozottak, közel „egyenlő távolságra” helyezkednek el egymástól. Mivel a skálakon általában mindkét véglet szerepel, így az általános gazdasági helyzet megváltozásával sem kell a skálákat újradefiniálni, ami lehetőséget nyújt a bizalmi index hosszútávú összehasonlításra. A válaszokból számított index értéke [-100 100]-as intervallumban helyezkedik el, ami tulajdonképpen az előző időszakhoz viszonyított helyzetmegítélés változást fejezi ki. A fentiek alapján a vizsgálatban a GKI lakossági bizalmi indexének szintértékeit használjuk.

### 3. Alkalmazott módszerek

Ahogy a bevezetőben már említettük a bizalmi index magyarázó erejének teszteléséhez Carroll *at. al* (1994) munkáját használjuk fel, ahol a szerzők a Michigan Egyetem fogyasztói bizalmi indexét (Index of Consumer Sentiment, ICS) tesztelték az USA különböző fogyasztási kategóriáin. A vizsgálat középpontjában az előrejelzési képessége mérése áll. Első lépésként meghatározzuk, mennyit képes a lakossági bizalmi index önmagában

<sup>1</sup> A GKI a kompozit index számításához felhasznált kérdések körét 2002-ben megváltoztatta.

<sup>2</sup> A minta nagysága 2001 májusától 1500 főre emelkedett.

magyarázni a lakossági fogyasztási kiadás növekedési ütemének varianciájából. Ehhez az alábbi regresszió korrigált  $R^2$ -t fogjuk vizsgálni<sup>3</sup>:

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ahol  $C^j$  a különböző fogyasztási kategóriákat,  $S$  a lakossági bizalmi indexet jelenti. Carroll *at al.* (1994) négyféle csoportot vizsgál (teljes fogyasztási kiadás, gépjárművásárlás, gépjárműn kívüli termékek, illetve a szolgáltatások fogyasztása), azonban a magyar adatokat a teljes fogyasztási kiadásra, illetve a gépjárművásárlásokra találunk, így csak ezek esetében végezhető el az összehasonlítás. Tanulmányunkban egy harmadik kategóriát, a tartós fogyasztási cikkek vásárlását is teszteljük a magyar adatokon<sup>4</sup>.

Annak eldöntése érdekében, hogy a bizalmi index rendelkezik-e addicionális magyarázó erővel más változók mellett az alábbi két egyenlet korrigált  $R^2$  értékét hasonlítjuk össze:

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \gamma \mathbf{Z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

és

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i S_{t-i} + \gamma \mathbf{Z}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ahol  $\mathbf{Z}$  egy vektor, amely a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedésének késleltetett értékeit tartalmazza. Amennyiben a (3)-es egyenlet korrigált  $R^2$ -e nagyobb a (2)-es egyenleténél és  $\beta_i$ -k együttesen szignifikánsak, akkor a bizalmi index szignifikáns többlet magyarázó erővel rendelkezik más változók mellett.

A lakossági bizalmi indexek tisztán ökonometriai értelemben vett *előidejűségét* Granger oksági teszt<sup>5</sup>, keresztkorrelációs együtthatók és a keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája segítségével elemezzük. A keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája azt mutatja meg, hogy a maximális korrelációs együtthatóra vonatkozóan inkább előidejűnek (negatív érték), vagy későnek (pozitív érték) tekinthető-e a vizsgált idősor (számítási módját lásd a függelékben). A mutató  $-1$  és  $1$  között veszi fel értékeit. A nulla érték szimmetrikus keresztkorrelációs együtthatókat jelent a maximális keresztkorrelációs együttható körül. Ez a mutató hasznos a számunkra, hiszen elképzelhető, hogy az egyik index legmagasabb keresztkorrelációs értéket egyidejűség esetén veszi fel, azonban egy-két periódusú előidejűség esetén is jelentős korrelációt mutat a vizsgált idősorral, míg késés esetén a korreláció értéke gyorsan csökken. Ezzel a módszerrel többletinformációt kapunk ahhoz képest, mintha pusztán a maximális korrelációs együtthatóhoz tartozó késleltetés számot emeljük ki.

<sup>3</sup> Az egyenlet bal oldalán az adott fogyasztási kategória növekedési ütemét szerepeltetjük, amelynek nem extrém növekedés esetén jó közelítője a  $\Delta \ln X_t$  transzformáció.

<sup>4</sup> A tartós fogyasztási cikkek számítási módját lásd Kézikönyv a Magyar gazdasági adatok használatához, MNB 2002.

<sup>5</sup> A Granger oksági teszt azt vizsgálja, hogy a korábban alkalmazott késleltetés számhoz képest jobb becslét kapunk-e, ha további egy időszakkal késleltetett változót is szerepeltetünk. Formálisan a Granger oksági teszt az  $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \delta_1 x_{t-1} + \dots + \delta_k x_{t-k}$  függvényből  $\delta_k$  szignifikanciáját teszteli.

## 4. Empirikus eredmények

A lakossági bizalmi index-szel természetesen összefüggésbe hozható fogyasztási kiadások időszora csak negyedéves frekvencián érhető el. Noha a bizalmi index havi frekvenciával rendelkezik helytelen lenne azt gondolni, hogy a negyedéves fogyasztási kiadások technikai „haviasításával” több információhoz jutunk, jobb eredményt kapunk. Ugyan számszerűen több adatunk lenne, de a fogyasztási kiadások információs halmaza ettől nem változna. Másrészt a haviasítással mesterséges dinamikát vinnénk az idősorba. Ezen hibák elkerülése végett a havi bizalmi indexeket átlagolással negyedévesítettük és ezt vizsgáljuk a negyedéves fogyasztási kiadások tükrében. Annak érdekében, hogy értelmezhető negyedéves növekedési ütemeket kapjunk az eredeti fogyasztási adatokat szezonálisan igazítottuk.

A GKI lakossági bizalmi index vizsgálatának eredményeit a jobb áttekinthetőség kedvéért két fő blokkban foglaljuk össze. Az elsőben a GKI által publikált kompozit index, illetve a részkérdésekre adott válaszok előrejelző képességét, illetve az addicionális magyarázóerőt mutatjuk be. A másodikba tiszta előidejűség tesztek eredményeit szerepeltetjük.

### 4.1 Előrejelző képesség

#### *GKI kompozit indexe*

Az előrejelző képesség becslésének eredményeit az 1. táblázatban foglaltuk össze. Az első oszlopban a vizsgált fogyasztás kategória megnevezése található. A második, harmadik és negyedik oszlop az USA, az Ausztrál, illetve a magyar fogyasztási kiadások becslésének korrigált  $R^2$  értékét mutatja, amennyiben csak a lakossági bizalmi indexet használjuk magyarázó változóként. Az ötödik, hatodik és a hetedik oszlop azt a változást mutatja, mennyivel nő a korrigált  $R^2$ , ha a lakossági bizalmi indexet a  $Z$  vektor mellé magyarázó változóként bevonjuk. Ez az érték mutatja meg vajon a lakossági bizalmi index tartalmaz-e olyan információt, amit egyéb megfigyelt változók nem tartalmaznak, esetünkben a jövedelem és fogyasztás késleltetett értékei. Amennyiben korrigált  $R^2$  nő, azaz az 5-7 oszlopban szereplő értékek pozitívak, akkor a lakossági bizalmi index bevonása más változók mellé növeli magyarázóerőt. A zárójelben a késleltetett lakossági bizalmi index paramétereinek Wald teszttel számított együttes  $p$  értéke található.

A regresszióban a késleltetést a referenciaműhöz hasonlóan négy negyedévesnek választottuk, valamint a  $Z$  vektorban a függő változót és a rendelkezésre álló lakossági jövedelem növekedési rátáját szerepeltetjük. A késleltetési struktúra átvétele ugyanakkor vitatható lehet, mivel a két ország adatsorainak hossza jelentősen különbözik. Míg az USA esetében a teljes idősor 1955:1-1992:3, addig Magyarország esetében, a tanulmány írásakor ez mindössze 1993:1-2000:4. Azonban meg kell jegyezni, hogy a táblázatban szereplő értékek 1978:1-1992:3 mintából becsült paraméterek, ugyanis így az ausztrál adatokon elvégzett elemzéssel<sup>6</sup> az USA adatai azonos mintaidőszakon alapulnak.

---

<sup>6</sup> Az ausztrál lakossági bizalmi index vizsgálatát Loundes – Scutella(2000): Consumer Sentiment and Australian Consumer Spending című tanulmányában végzi el. Érdemes megjegyezni, hogy Carroll *at al* (1994)-hez képest egy további fogyasztási kategóriát is megkülönböztetnek „discretionary consumption” néven, amely a teljes fogyasztási kiadás mínusz az élelmiszerek, bérleti költségek, egészségügyi és oktatási kiadások és az elektromos energia összege.

1. táblázat: A GKI lakossági bizalmi indexének magyarázó ereje

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

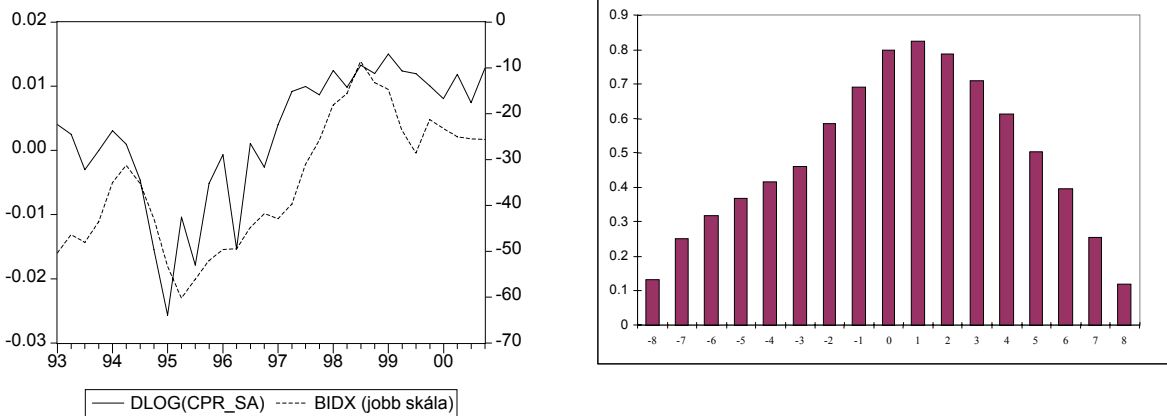
Fogyasztás kategóriák	$\bar{R}^2$			$\bar{R}^2$ növekedés		
	USA	Ausztrália	Magyarország	USA	Ausztrália	Magyarország
Fogyasztási kiadás	0.05 (0.013)	0.04 (0.119)	0.51 (0.000)	-0.03 (0.056)	0.02 (0.470)	0.25 (0.011)
Új gépjármű	-0.01 (0.130)	0.08 (0.024)	0.06 (0.248)	0.03 (0.013)	0.05 (0.212)	0.01 (0.412)
Tartós fogyasztási cikk			0.14 (0.150)			0.29 (0.133)

*Forrás:* az USA-ra vonatkozó becslés Carroll *et. al* (1984), az Ausztrál adatokon végzett Loundes és Scutella (2000)-tól származik.  $C^j$  az adott fogyasztási kategóriát,  $S_{t-i}$  a bizalmi index késleltetett értékeit,  $Z_{t-1}$  a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedését tartalmazó vektort jelöli. Az első oszlopban a vizsgált fogyasztás kategória megnevezése található. A második, harmadik és negyedik oszlop a fogyasztási kiadások becslésének korrigált  $R^2$  értékét mutatja, amennyiben csak a lakossági bizalmi indexet használjuk magyarázó változóként. Az ötödik, a hatodik és a hetedik oszlop az addicionális korrigált  $R^2$  növekményt mutatja más változók mellett. A zárójelben a késleltetett lakossági bizalmi index paramétereinek Wald teszttel számított együttes  $p$  értéke található  $\chi^2$  statisztika alapján.

Az 1. táblázat alapján már elvégezhetjük a GKI által publikált lakossági bizalmi index (*BIDX*) fogyasztásra vonatkozó magyarázóerejének elemzését. A lakossági fogyasztási kiadás esetében figyelemreméltó eredményeket kaptunk, a bizalmi index önmagában 51% százalékot magyaráz a fogyasztási kiadás növekedési rátájának varianciájából. A becslült paraméterek együttesen szignifikánsnak bizonyultak, hasonlóan az amerikai esethez. Szintén jó eredményt kapunk, ha a lakossági bizalmi index addicionális magyarázóerejét vizsgáljuk. A hetedik oszlop tanúsága szerint a bizalmi index a függő változó, illetve a rendelkezésre álló jövedelem növekedési rátájának késleltetett értékeinek magyarázóerején túl további 25%-ot magyaráz a fogyasztási kiadás növekedési rátájának varianciájából. Az amerikai eset ezzel szemben -3%, míg ausztrál esetben ez plusz 2%, de ott a bizalmi index paraméterei együttesen nem szignifikánsak. A számszerű eredményeken túl az 1. ábra jól szemlélteti a két idősor közötti szoros kapcsolatot. A magyar bizalmi index másik két országhoz viszonyított magas magyarázóerejének oka valószínűleg az 1993 és 2000 közötti időszak sajátos jellegéből fakad. A 90-es évek közepére jellemző fogyasztási kiadások csökkenését egy jelentős fogyasztásnövekedés követte, így a háztartások saját helyzetének megítélésének ingadozása jóval markánsabban jelentkezik, mintha ugyanezen időszak alatt egyenletes növekedést tapasztalt volna. Természetesen ez nem jelenti azt, hogy egy kiegyensúlyozottabb időszakban a lakossági bizalmi index nem rendelkezne magyarázóerővel, amit jól bizonyítanak a jelentősen nagyobb mintán kapott amerikai és ausztrál eredmények.



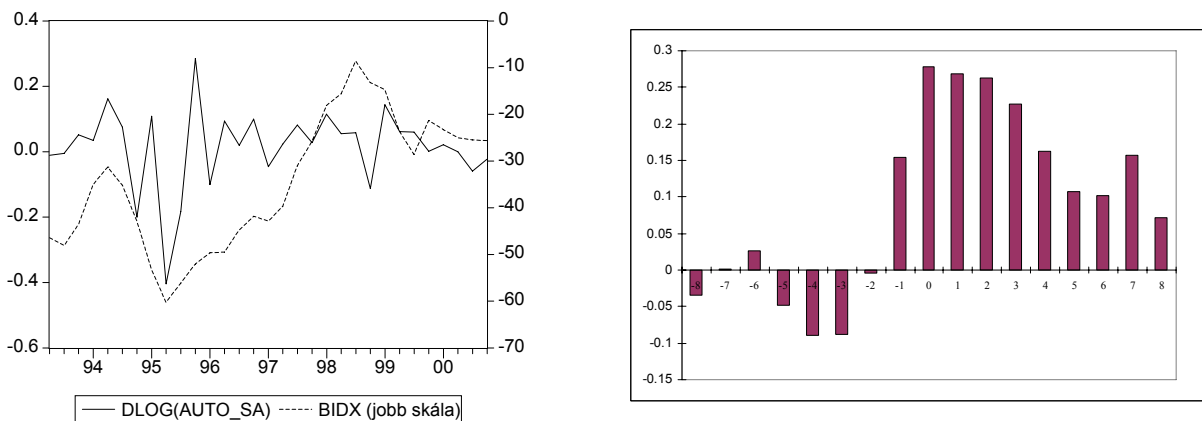
**1. ábra Teljes fogyasztási kiadás és a lakossági bizalmi index, illetve azok kereszt-korrelációja**



A baloldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési ütemének és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobboldali ábra az  $f(i) = \text{Corr}(dlog(CPR\_SA), BIDX(i))$  függvényt mutatja.

A következő vizsgált két fogyasztási kategóriában, az új gépkocsi<sup>7</sup>, illetve a tartós fogyasztási cikk vásárlások esetében, a lakossági bizalmi index nem rendelkezett sem önmagában, sem más változók mellett szignifikáns paraméterekkel. A 2. ábra alapján is az új gépkocsi vásárlások és a GKI lakossági bizalmi indexe közötti gyenge kapcsolatra következtethetünk. Az ausztrál esetben sem egyértelmű a bizalmi index magyarázóereje a gépkocsi vásárlásokkal kapcsolatban. Noha önmagában szignifikáns, a függő változó késleltetett értékei és jövedelemnövekedés mellett már nem elfogadható a bizalmi indexek paramétereinek együttes létezése 10%-os szinten.

**2. ábra Új gépjármű vásárlás és a lakossági bizalmi index, illetve azok kereszt-korrelációja**

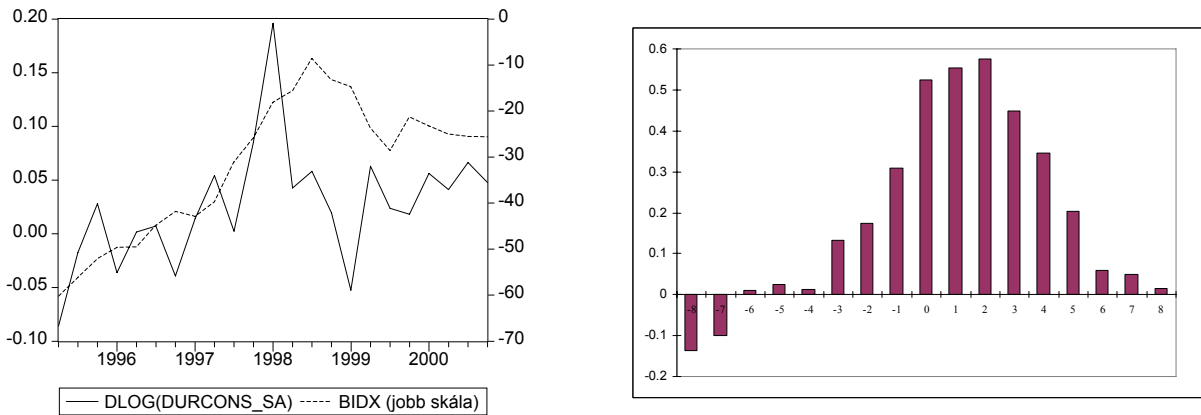


A baloldali ábra az új gépkocsi vásárlásának negyedéves növekedési ütemének és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobboldali ábra az  $f(i) = \text{Corr}(dlog(AUTO\_SA), BIDX(i))$  függvényt mutatja.

A tartós fogyasztási cikkek esetében a magyarázóerő lényegesen nagyobb, mint amit a gépjármű vásárlás időszora esetében tapasztaltunk, azonban a bizalmi index paramétereit együttesen itt sem szignifikánsak.

<sup>7</sup> Forrása: MNB saját becslése, lásd Jakab-Vadas (2001).

3. ábra Tartós fogyasztási cikk vásárlás és a lakossági bizalmi index, illetve azok kereszt-korrelációja



A baloldali ábra a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának negyedéves növekedési ütemének és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobboldali ábra az  $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(DURCONS\_SA), BIDX(i))$  függvényt mutatja.

### GKI lakossági felmérés kérdései

Az előző részben megvizsgáltuk, rendelkezik-e magyarázó erővel a GKI által publikált lakossági bizalmi index. Ahogy már említettük, ez az index a felmérés során feltett 15 kérdésből (12 havi, 3 negyedévi frekvenciájú) kiemelt 5 kérdésre (Q1, Q2, Q3, Q4 és Q8) adott válasz számtani átlaga<sup>8</sup>. Érdekes megvizsgálni, vajon ezek a kérdések rendelkeznek-e a legjobb tulajdonsággal, illetve a feltett kérdések képesek-e azt mérni, amire elméletileg vonatkoznak.

A kérdésszintű kiértékeléshez a (3) egyenletben szereplő kompozit bizalmi indexet a kérdésenkénti indexekre cseréljük ki:

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i Q_{t-i}^k + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A 2. táblázat alapján magyarázatot kapunk a publikált kompozit index gyenge teljesítményére az autó és a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának szempontjából. A GKI lakossági bizalmi indexének 5 részindexe közül három a teljes fogyasztási kiadás, 4 a gépkocsi vásárlás és szintén 4 a tartós fogyasztási cikk vásárlása esetén nem szignifikáns.

A fentiek alapján célszerűnek tűnik a megfelelő kérdések kiválasztásával új indexet képezni. A teljes fogyasztási kiadás esetében a harmadik, negyedik, ötödik és hetedik kérdés átlagolásával jobb indikátorhoz juthatunk, mint az GKI által publikált index. Meglepő, hogy azok a kérdések, amelyek kifejezetten a jövőbeni fogyasztásra kérdeznék rá, nem teljesítenek a várakozásoknak megfelelően. Azonban ez nem tekinthető magyar sajátosságnak, ugyanis Bram – Ludvigson (1998) tanulmányában az amerikai felmérésekkel kapcsolatban hasonló

<sup>8</sup> A GKI 2002-ben változtatott a kompozit index összetételén és bekerültek vizsgálatunk alapján is jobb tulajdonsággal rendelkező kérdések (lásd később).

eredményre jutott<sup>9</sup>. A Michigani Egyetem felmérésében szereplő, jövőbeni vásárlások vonatkozó kérdések nem bizonyultak szignifikánsnak a fogyasztás előrejelzésében, míg a Conference Board felmérésében a munkanélküliség jelen és jövőbeni helyzetre vonatkozó kérdések jó előrejelzői a jövőbeni fogyasztásnak. Hasonló eredményt kapunk a magyar adatokon is, mivel a GKI felmérésében a hetedik kérdés (*Ön szerint az elkövetkező 12 hónap alatt hogyan változik a munkanélküliség*) szignifikáns a fogyasztási kiadás előrejelzésében, míg a nyolcas és kilences kérdés nem az. A tartós fogyasztási cikk esetében sem szignifikáns a nyolcas kérdés, azonban ez az idősor a legrövidebb, így a tesztek megbízhatósága is alacsonyabb. Az autóvásárlásra vonatkozó 13-as kérdésről is az feltételeztünk, jó indikátora lesz az új gépkocsi vásárlásoknak, azonban ezt a hipotézisünket a becslés alapján el kell vetnünk.

2. táblázat Lakossági bizalmi index kérdésenkénti  $\bar{R}^2$  növekedése

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i Q_{t-i}^k + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Kérdés	Teljes fogyasztási kiadás	Gépkocsi vásárlás	Tartós fogyasztási cikk
Q1: Háztartás múltbeli pénzügyi helyzete	0.16 (0.318)	0.16 (0.167)	-0.30 (0.896)
Q2: Háztartás jövőbeni pénzügyi helyzete	0.18 (0.162)	0.04 (0.346)	-0.03 (0.520)
Q3: Ország múltbeli Gazdasági helyzete	0.25 (0.003)	-0.12 (0.742)	0.47 (0.030)
Q4: Ország jövőbeni Gazdasági helyzete	0.21 (0.035)	0.00 (0.43)	0.31 (0.113)
Q5: Megélhetési költségek múltbeli alakulása	0.21 (0.044)	-0.05 (0.580)	-0.05 (0.559)
Q6: Árak jövőbeni Alakulása	0.16 (0.310)	0.07 (0.295)	-0.14 (0.683)
Q7: Munkanélküliség jövőbeni alakulása	0.22 (0.031)	0.15 (0.170)	-0.08 (0.594)
Q8: Érdemes-e nagyértékű Fogyasztási cikket vásárolni	0.14 (0.607)	0.28 (0.060)	0.03 (0.420)
Q9: Nagyértékű fogyasztási cikkekre költendő jövedelem	0.19 (0.151)	0.13 (0.191)	0.24 (0.178)
Q10: Megtakarítási helyzet	0.16 (0.308)	0.03 (0.360)	0.05 (0.395)
Q11: Megtakarítási kilátások	0.14 (0.651)	0.25 (0.073)	0.50 (0.022)
Q12: Háztartási anyagi helyzete	0.14 (0.638)	0.36 (0.025)	0.57 (0.006)
Q13: Személygépkocsi vásárlási Tervek	-0.06 (0.867)	0.02 (0.785)	-0.10 (0.632)
Q14: Házépítés vagy vásárlás	-0.01 (0.679)	0.28 (0.322)	-0.08 (0.603)
Q15: Egyéb lakásberuházási Tervek	-0.06 (0.871)	0.23 (0.396)	-0.44 (0.993)

Megjegyzés:  $C^j$  az adott fogyasztási kategóriát,  $Q_{t-i}^k$  a  $k$ . kérdés késleltetett értékeit,  $Z_{t-1}$  a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedését tartalmazó vektort jelöli. Zárójelben az adott kérdés késleltetett értékeinek együttes szignifikanciája. Minden fogyasztási kategória alatt annak negyedéves növekedési ütemét értjük.

<sup>9</sup> A kérdésenkénti elemzést a Michigani Egyetem és a Conference Board lakossági bizalmi indexére is elvégezték.

Annak érdekében, hogy eldöntsük az általunk kreált lakossági bizalmi index (3,4,5 és 7-es kérdésekből számított index) nagyobb magyarázóerővel rendelkezik-e ismét kiszámítjuk az (1)-es, (2)-es és (3)-es egyenletek segítségével a korrigált  $R^2$  értékeket úgy, hogy a GKI lakossági bizalmi indexét az általunk számított indexre cseréljük. Legyen:

$$QCOMP = 1/4(Q3 + Q4 + Q5_{inv} + Q7_{inv})^{10} \quad (5)$$

A 3. táblázat összefoglalja a GKI publikált és az általunk számított kompozit bizalmi index előrejelző képességét.

**3. táblázat Az egyedi indexek magyarázó ereje**

Fogyasztási kategóriák	$\bar{R}^2$		$\bar{R}^2$ növekedés	
	GKI kompozit index	QCOMP	GKI kompozit index	QCOMP
Fogyasztási kiadás	0.51 (0.000)	0.57 (0.000)	0.25 (0.011)	0.26 (0.006)
Új gépjármű	0.06 (0.248)	0.12 (0.137)	0.01 (0.412)	0.01 (0.429)
Tartós fogyasztási cikk	0.14 (0.150)	0.13 (0.176)	0.29 (0.133)	0.33 (0.104)

A fogyasztási kiadások esetében az új bizalmi index önmagában a fogyasztás varianciájának 57%-át magyarázza, szemben a GKI által publikált index 51%-os teljesítményével. Más változó szerepeltetése mellett az addicionális magyarázóerő lényegesen nem változott, azonban mindkét esetben a bizalmi indexek együttes elfogathatósága javult. Jelentős különbség még a GKI és az általunk számolt index között a fogyasztási kiadásra vonatkozó keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája (lásd később). A gépjármű és a tartós fogyasztási cikkek vásárlás idősoraira is megvizsgáltuk az általunk számított index magyarázóerejét, noha a szerepeltetett kérdések a fogyasztási kiadás alapján lettek kiválasztva. Az új autóvásárlások esetében a magyarázó erő javult és a paraméterek együttesen elfogathatóbbak lettek, de még így is el kell vetnünk 10%-os szignifikancia szinten. A tartós fogyasztási cikkek esetében az általunk számított index addicionális magyarázó ereje javult, a paraméterek együttesen is elfogathatóbbak lettek, de még így sem fogadható el 10%-os szignifikancia szinten.

#### 4.2 Előidejűség tesztek

A lakossági bizalmi index vizsgálatának másik szempontja annak megállapítása, a lakossági bizalmi index előidejű (leading) indikátora-e tisztán ökonometria szempontból a lakossági fogyasztási kiadások alakulásának. Ennek meghatározása érdekében Granger oksági teszttel, valamint keresztkorrelációs együtthatók és azok aszimmetriájának segítségével elemezzük az idősorok előidejűségét vagy késését.

A Granger oksági teszt alapján (4. táblázat) csak a hatos kérdésre (*Összehasonlítva a jelenlegivel, Ön szerint hogyan alakulnak az árak a következő 12 hónapban*) adott válaszok tekinthetőek előidejűek a lakosság fogyasztási kiadásának viszonylatában. Sem az általunk számított index (QCOMP), sem a GKI által publikált index (BIDX) a Granger teszt alapján

<sup>10</sup> Az ötös és hetes kérdés mögött álló *inv* kifejezés az alap idősor –1-szeresét jelenti, ennek okát lásd később.

nem tekinthető előidejűnek, azonban az előidejűség/késés (lead/lag) arány a *QCOMP* javára módosult. A jelen és jövőbeni fogyasztásra vonatkozó kérdések (Q8, Q9) a Granger teszt alapján sem mutatnak előidejűséget.

4. táblázat Fogyasztási kiadásra vonatkozó Granger oksági teszt *p* értékei

Kérdés	n=1		n=2		n=3		n=4	
	Előidejű	Késő	Előidejű	Késő	Előidejű	Késő	Előidejű	Késő
Q1	0.67	<b>0.00</b>	0.69	<b>0.01</b>	0.66	<b>0.04</b>	0.77	<i>0.09</i>
Q2	0.59	<b>0.00</b>	0.40	<b>0.02</b>	0.30	<b>0.02</b>	0.16	<i>0.05</i>
Q3	<i>0.06</i>	<b>0.03</b>	0.40	<i>0.07</i>	0.75	<i>0.08</i>	0.50	<i>0.09</i>
Q4	0.36	<b>0.02</b>	0.84	<i>0.06</i>	0.87	<i>0.07</i>	0.21	0.17
Q5	0.21	<b>0.02</b>	0.25	0.14	0.43	0.17	0.24	0.41
Q6	<i>0.07</i>	0.56	<b>0.02</b>	0.36	<b>0.04</b>	0.44	<i>0.10</i>	0.47
Q7	0.71	<b>0.03</b>	0.29	<b>0.05</b>	0.11	<b>0.04</b>	<b>0.02</b>	0.11
Q8	0.71	<b>0.01</b>	0.22	<b>0.02</b>	0.35	<i>0.08</i>	0.69	0.12
Q9	0.50	<b>0.01</b>	0.29	<b>0.02</b>	0.23	<b>0.01</b>	0.26	<b>0.03</b>
Q10	0.54	<b>0.00</b>	0.91	<b>0.01</b>	0.88	<b>0.01</b>	0.29	<b>0.03</b>
Q11	0.98	<b>0.00</b>	0.17	<b>0.03</b>	0.15	<b>0.02</b>	0.11	<b>0.04</b>
Q12	0.88	<b>0.01</b>	0.23	<i>0.08</i>	0.38	0.44	0.33	0.12
Q13	0.77	<b>0.05</b>	0.94	<b>0.01</b>	0.77	0.25	0.99	0.66
Q14	0.90	0.94	0.59	0.30	0.52	0.39	0.21	0.73
Q15	0.89	<i>0.09</i>	0.74	<b>0.02</b>	0.35	<b>0.01</b>	0.59	<b>0.02</b>
BIDX	0.28	<b>0.00</b>	0.76	<i>0.06</i>	0.84	<b>0.03</b>	0.44	0.10
QCOMP	0.19	<b>0.01</b>	0.57	<i>0.05</i>	0.72	<b>0.03</b>	0.21	0.11

A táblázatban a lakossági fogyasztási kiadás negyedéves növekedési üteme és a bizalmi indexek közötti Granger oksági teszt *p* értékei szerepelnek. Az előidejűség (lead) és késés (lag) a bizalmi indexre, illetve az adott kérdésekre vonatkoznak. Az 5%-os szignifikancia szint vastag, 10%-os szignifikancia szint dőlt betűvel jelölve.

A keresztkorreláció becslésére vonatkozó eredményeket az 5. táblázatban foglaltuk össze. Az első oszlopban a kérdőív egyes kérdései, valamint a GKI által publikált (*BIDX*), illetve az általunk számított (*QCOMP*) bizalmi indexek szerepelnek. A második oszlopban az indexeknek azon késleltetés száma szerepel, amelynél a lakossági fogyasztási kiadásra vonatkozóan a legnagyobb keresztkorrelációs együtthatót kaptuk. A harmadik oszlop az ehhez a késleltetés számhoz tartozó keresztkorrelációs együtthatót mutatja. A negyedik oszlopban a keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriáját mutató érték szerepel. A táblázat ötödik oszlopban az aszimmetria vizsgálatába bevon keresztkorrelációs együtthatók szignifikáns voltát mutatja. Amennyiben az aszimmetria számításba bevont egyetlen egy keresztkorrelációs együttható is a küszöbérték alatt van, a teszt elveti az aszimmetria mutató helyességét.

5. táblázat Fogyasztási kiadásra vonatkozó keresztkorreláció

Kérdés	i	Keresztkorreláció	Aszimmetria	Szignifikancia
Q1	2	0.837	0.015	mind
Q2	1	0.822	0.085	mind
Q3	0	0.748	-0.049	mind
Q4	1	0.772	-0.106	mind
Q5	1	-0.807	0.091	mind
Q6	-1	-0.713	0.091	mind
Q7	1	-0.591	-0.018	mind
Q8	2	0.800	0.134	mind
Q9	1	0.798	0.079	mind
Q10	1	0.779	0.194	mind
Q11	2	0.771	0.105	mind
Q12	4	0.796	-0.016	mind
Q13	3	0.544	0.161	mind
Q14	-6	-0.612	0.189	mind
Q15	3	0.645	-0.123	mind
BIDX	1	0.825	0.017	mind
QCOMP	1	0.786	-0.075	mind

Az i értékek a bizalmi indexre, illetve az adott kérdés előidejűségére/késésére vonatkozik.

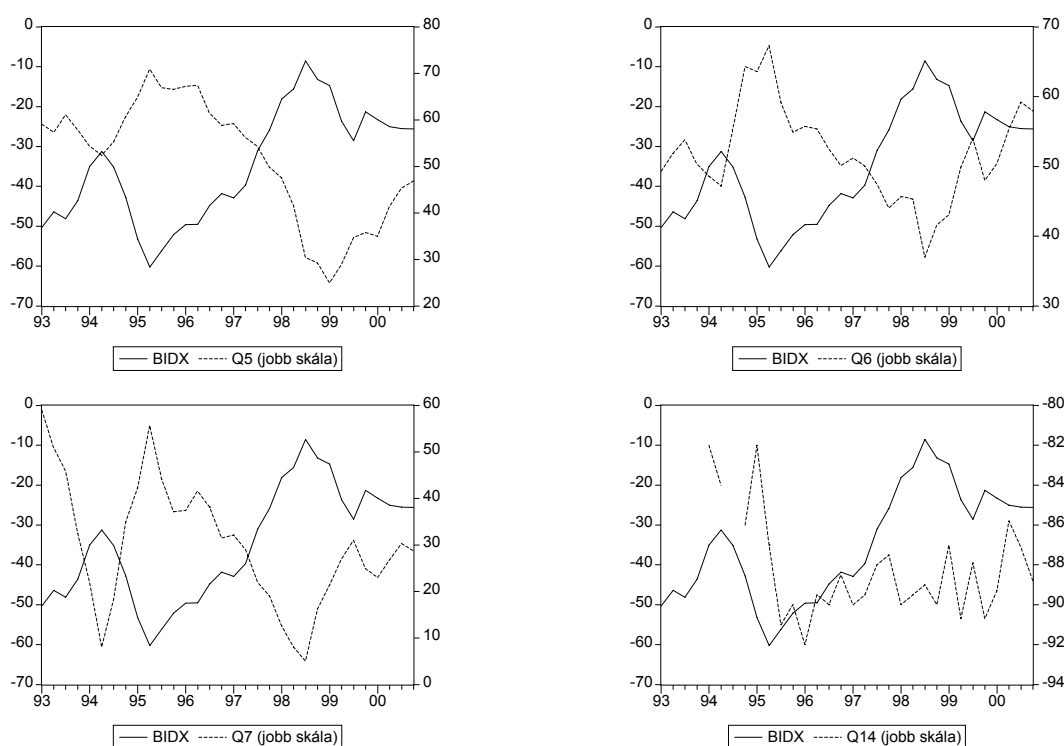
A keresztkorrelációs együtthatók alapján a 6-os (*Összehasonlítva a jelenlegivel, Ön szerint hogyan alakulnak az árak a következő 12 hónapban*) és a 14-es (*És a következő két éven belül vesz vagy épít-e Ön házat*) kérdés mutat előidejűséget a fogyasztási kiadáshoz képest, amely meglepő, hiszen a kérdés jellege alapján más indexeket is előidejűnek várnánk. Noha a 14-es kérdésnél (jövőbeli házépítés vagy vásárlás) adhatnánk azt a magyarázatot, hogy a lakásvásárlásra már most elkezdnek takarékoskodni, ezért csökkentik jelenbeli a fogyasztásukat, azonban a minta rövidege miatt a hat negyedéves előidejűség becslése nehezen elfogadható, továbbá az előidejűséget a Granger oksági teszt elveti, valamint a 4. ábra alapján sem tulajdoníthatunk nagy jelentőséget a negatív korrelációnak.

A GKI által publikált lakossági bizalmi index keresztkorrelációs együtthatója némileg nagyobb az általunk számítottnál és mindkettő maximális értékét egy periódusú késleltetésnél veszi fel. Azonban a GKI indexének pozitív aszimmetriájával szemben a *QCOMP* index negatív aszimmetriájú, így előidejű értékeinél már magasabb keresztkorrelációt mutat<sup>11</sup>.

További érdekes dolgot figyelhetünk meg a keresztkorrelációk segítségével. Az Q5, Q6, Q7 és Q14 kérdés esetében negatív korrelációt tapasztalunk. Ábrázoljuk a GKI által publikált és az említett négy kérdés idősorát:

<sup>11</sup> Ennek előrejelzésben betöltött jelentőségéhez lásd a 3. táblázatot.

#### 4. ábra GKI bizalmi indexe és egyes rész kérdések idősorának alakulása<sup>12</sup>



A Q5, Q6 és Q7 esetében egyértelműen látszik az ellentétes mozgás. A GKI lakossági kérdőívében az 5-ös és 7-es kérdéseknél „megfordul” a skála. A felmérésben használt kérdőívből kiderül, hogy míg általános esetben az 1-essel értékelt válasz a legkedvezőtlenebb és az 5-sel értékelt a legkedvezőbb, addig a Q5 és a Q7 kérdés esetében a háztartás legkedvezőtlenebb érzéseit az 5-tel, míg legkedvezőbbet 1-gyel jelöli. A Q6-os kérdésben is ugyanezt feltételezhetjük, azonban itt a többi kérdésnél szokásos csökkenő értékeket növekvő skála veszi át. Ha nem hibás a Q6 kérdés a kérdőívben, akkor eszerint a lakosság magas jövőbeni inflációs várakozáskor növeli fogyasztását, míg mérséklődő árszínvonal esetén elhalasztja azt. A Q14 kérdés válaszlehetőségeinek számozása helyesnek tűnik és az ábra alapján sem olvashatunk ki egyértelmű kapcsolatot. Megjegyzendő, hogy az EU ajánlásokban (a GKI lakossági kérdőív ezen alapul) a Q5 és Q7-es kérdéseknek hasonló a kódolása, azonban a Q6-os kérdésnél nem fordul meg a lehetséges válaszok sorszáma.

A fentiek alapján az általunk képzett bizalmi index (*QCOMP*) számításához a Q5 és Q7-es kérdés  $-1$ -szeresét vettük.

### 5. Következtetések és néhány magyarázat

A lakossági bizalmi index, noha a Granger teszt és korrelációs együtthatók alapján formálisan nem előidejű a fogyasztási kiadásokhoz képest, azonban vizsgálataink alapján rendelkezik addicionális magyarázóerővel a jövedelem és a fogyasztás késleltetett értékei mellett a mintaidőszakban. Fontos tanulság, hogy a lakossági bizalmi index felmérésében használt kérdőív bizonyos kérdései nem mérik azt, amire azok elméletileg vonatkoznak, de találhatók olyan rész kérdések, amelyek szignifikáns többlet magyarázó erővel rendelkeznek a

<sup>12</sup> 1993 negyedik és 1994 harmadik negyedében a 14. a negyedéves kérdést nem mérték fel, ezért látható a 14. kérdés grafikonján szakadás.

fogyasztási kiadásokra vonatkozóan. Ezen kérdésekből képzett kompozit bizalmi index már negatív aszimmetriát mutat, így a fogyasztás rendszeres előrejelzéséhez jó alapot nyújthat (lásd Jakab – Vadas (2001)).

Kérdésként merül fel, vajon minek tulajdonítható a bizalmi index szignifikáns volta a fogyasztás becslőfüggvényeiben. Az egyik lehetséges magyarázat szerint a lakossági helyzetértékelés szoros kapcsolatban van az adott időszak megvalósult fogyasztásával, azaz amennyiben a háztartásnak lehetősége van többet fogyasztani, akkor ez a megelégedettség csapódik le a kérdésekre adott válaszban. Ez alapján az egyidejű kapcsolat lenne nyilvánvaló, azonban a bizalmi index késleltetett értékei szignifikánsak voltak a fogyasztás előrejelzésében. Erre adhatnánk azt a magyarázatot, hogy mivel a lakossági fogyasztási kiadások erősen autokorreláltak, így a késleltetett bizalmi index a késleltetett fogyasztási kiadásokon keresztül magyarázza a jelenbeli fogyasztást. Ha ez az érvelés igaz lenne, akkor a fogyasztás késleltetett értékeinek regresszióba történő bevonásával a bizalmi index paraméterei nem különbözhetnének szignifikánsan nullától. A tesztek alapján mind a fogyasztás késleltetett értékei, mind a bizalmi index késleltetett értékei szignifikánsak egymás mellett.

Egy másik érvelés szerint a lakossági bizalmi index a jelenlegi jövedelmek szintjét, illetve a jövőbeli jövedelmekre vonatkozó várakozásokat tükrözi. Ha a bizalmi index kizárólag a jelenbeli jövedelemre vonatkozóan hordozna információkat, akkor a fogyasztásnál használt érvekhez hasonlóan a bizalmi index el kellene veszítse jelentőségét a jövedelem mellett. Azonban a jövedelem és a bizalmi index együttes szerepeltetésekor a tesztek szignifikánsnak találták a jövedelem és a bizalmi index paramétereit egyaránt. Ha a bizalmi index csak a jövőbeni jövedelmekre vonatkozó információt tartalmazná, akkor a bizalmi index a rendelkezésre álló lakossági jövedelem jó előrejelzőjének bizonyulna. A mintaidőszakban azonban a lakossági bizalmi index önmagában nem magyarázta jól a jövőbeni rendelkezésre álló jövedelmet. Természetesen nem vethetjük el, már a kérdések megfogalmazás miatt sem, hogy a lakossági bizalmi index információt hordoz a jövedelmekre, illetve a jövedelmi várakozásokra, valamint van valamiféle visszacsatolása a megvalósult fogyasztásnak a bizalmi indexre, de úgy tűnik a bizalmi index ezeken felül is tartalmaz információt a fogyasztási kiadásokra vonatkozóan .

A lakossági felmérésekből származó indikátorok egyedi információ tartalmát támasztja alá Carnazza és Parigi (2001) tanulmánya is, amelyben bemutatják, hogy az olasz, a francia és a német lakossági bizalmi index nem állítható elő más „természetes” makro-változó felhasználásával. Eredmények alapján is arra következtethetünk, hogy a lakossági bizalmi index hordoz olyan többletinformációt (általános vélekedés a család helyzetéről, jövedelmének jövőbeni bizonytalanságáról stb.), amely a mintaidőszakban más változók mellett segítette a háztartások fogyasztási kiadásainak előrejelzését.

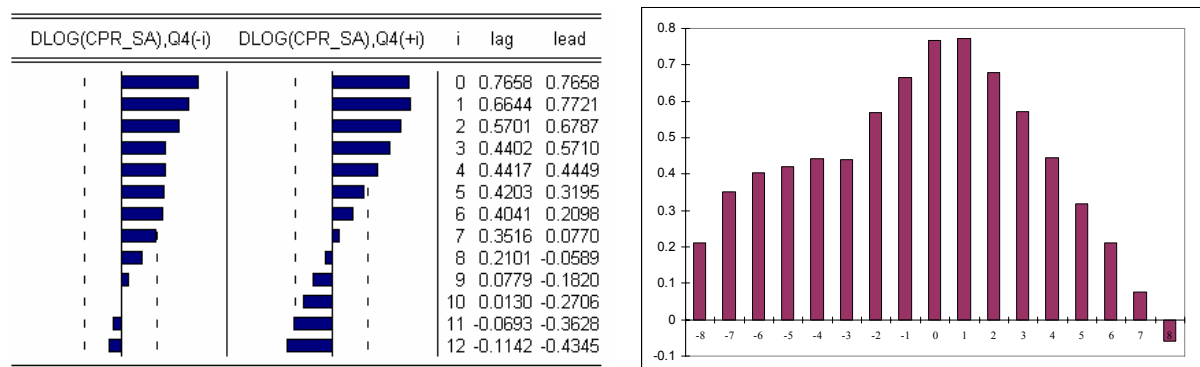


## 6. Függelék - Keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája

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 5. 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 5. 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.

5. 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 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:

$$Asym = \frac{\sum_{i=1}^n 1/2(wu_{k+i} + wd_{k-i}) [ |Cor(x, y(k+i))| - |Cor(x, y(k-i))| ]}{\sum_{i=1}^n 1/2(wu_{k+i} + wd_{k-i})} \quad (6)$$

$$wu_{k+i} \quad \left\{ \begin{array}{ll} T-k-i & , \text{ ha } k \geq 0 \text{ vagy } k < 0 \text{ és } i > |k| \\ T+k+i & , \text{ ha } k < 0 \text{ és } i < |k| \end{array} \right.$$

$$wd_{k-i} \quad \left\{ \begin{array}{ll} T-k+i & , \text{ ha } k > i \\ T+k-i & , \text{ ha } k < 0 \text{ vagy } i > k \geq 0 \end{array} \right.$$

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

## Hivatkozások

- Acemoglu, D., Scott, A. (1994) 'Consumer confidence and rational expectations: are agents' beliefs consistent with the theory?' *The Economic Journal*, vol. 104, pp. 1-19.
- Bram, J., Ludvigson, S. (1998) 'Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race' *FRBNY Economic Policy Review*, pp. 59-78.
- Carnazza, P., 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., Wilcox, David W. (1994) 'Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?' *The American Economic Review*, pp. 1397 – 1408.
- Ferenczi B.– Reiff Á. (2000) 'A hazai konjunktúra előrejelzésének különféle lehetőségei' MNB kézirat
- Jakab, Z., Vadas, G. (2001) 'A háztartások fogyasztásának előrejelzése ökonometriai módszerekkel' MNB Háttér tanulmányok 2001/1
- Kézikönyv a Magyar gazdasági adatok használatához (2002), MNB, [www.mnb.hu](http://www.mnb.hu)
- Loundes, J., Scutella, R. (2000) 'Consumer sentiment and Australian consumer spending' Melbourne Institute Working Paper No. 21/00.
- Parigi, G., Schlitzer, G. (1997) 'Predicting consumption of Italian households by means of survey indicators' *International Journal of Forecasting*, vol. 13, pp. 197-209.
- Reiff Á., Sugár A., Surányi E. (2000) 'Composite leading indicators for the Hungarian economy', *Hungarian Statistical Review*, 78.
- Tóth I. J. (2000) 'Vállalati és lakossági konjunktúra felmérések Magyarországon' KTK/IE Műhelytanulmányok 2000/6