

MÓDSZERTANI ELEMZÉSEK

TÚL A MAKROVÁLTOZÓKON: A LAKOSSÁGI BIZALMI INDEX ÉS A MAGYAR HÁZTARTÁSOK FOGYASZTÁSI KIADÁSAI*

VADAS GÁBOR

A háztartások körében végzett felvételek egyik jelentős területe a lakossági bizalmi index számítása, amely a háztartások pénzügyi helyzetét és kilátásait, valamint jövőbeni fogyasztási, megtakarítási szándékát próbálja számszerűen leírni. 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 korábban publikált kompozit index tulajdonságait vizsgáltuk, különös tekintettel a bizalmi index lakossági fogyasztási kiadást előrejelző képességére. Eredményeink alapján a kérdőív bizonyos kérdései nem mérik azt, amire azok elméletileg vonatkoznak, azonban található olyan részkérdések, amelyek alkalmazhatók a fogyasztási kiadások előrejelzésére. Arra következtetünk, hogy a lakossági bizalmi index más makrováltozókon túl további információt tartalmaz a lakosság fogyasztási kiadásairól.

TÁRGYSZÓ: Lakossági bizalmi index. Lakossági fogyasztás előrejelzése. Gazdasági indikátorok.

Az üzleti és lakossági konjunktúrafelvételek eredményeit a kutatóintézetek havi, vagy negyedéves gyakorisággal rendszeresen publikálják, amit a döntéshozók és a gazdasági előrejelzések készítésében részt vevők kisebb-nagyobb súllyal figyelembe is vesznek véleményük kialakításakor. Akkor járunk el helyesen, ha tisztában vagyunk ezen felvételek 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 konjunktúrakutatások kvalitatív összefoglalását lásd: *Tóth*; 2000.)

A vállalati felmérésekről készült részletes vizsgálatokról *Reiff, Sugár és Surányi* (2000), valamint *Ferenczi és 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”

* 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 tükrözi, s nem feltétlenül esik egybe az Magyar Nemzeti Bank hivatalos véleményével.

magyarázóerővel. A vizsgálat során *Carroll, Fuhrer és Wilcox* (1994) tanulmányára támaszkodunk, valamint a szélesebb körű összehasonlítás érdekében felhasználjuk *Loundes és Scutella* (2000) ausztrál adatokon végzett tanulmányának eredményeit. A magyar lakossági felmérés tulajdonságainak jobb megismerése végett nemcsak a publikált kompozit indexre végezzük el a vizsgálatokat, hanem *Bram és Ludvigson* (1998) munkájához hasonlóan a felmérésben szereplő egyes kérdésekre is. Jelen tanulmánynak célja tehát a konjunktúrafelmérésekből származó lakossági bizalmi indexek és más makroadatok 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 konjunktúrafelvételt, illetve a vizsgálatba bevont bizalmi indexet és kiválasztásának okát. Az ezt követő részben bemutatjuk az alkalmazott módszereket, míg a harmadik részben összefoglaljuk az empirikus vizsgálat eredményeit. Végül a kapott eredményekre keresünk magyarázatot.

LAKOSSÁGI BIZALMIINDEX-FELVÉTELEK MAGYARORSZÁGON

Jelenleg a GKI Gazdaságkutató Rt. (GKI) a *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 Michigani Egyetem Kutató Központjának módszerével. A minta 500 fős, amely a kutatási jelentések szerint életkor, végzettség, településtípus, valamint régiók szerint reprezentatív. A kérdőív 30 standard kérdést tartalmaz. A megkérdezettek alacsony száma, valamint a mintaidőszak rövidege miatt ezt az idősort nem vizsgáltuk.

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

A GKI lakossági kérdőíve a következő 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, tévé 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. 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-féle lakossági bizalmi index öt (az 1., 2., 3., 4. és a 8.)¹ kérdésre adott válaszok számtani átlaga. A felmérés mintája 1000 fős,² kétlépcsős (első lépésben települések, a másodikban 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 skálákon általában mindkét véglet szerepel, így az általános gazdasági helyzet megváltozásával sem kell a skálákat újradefiniálni, ami lehetőséget nyújt a bizalmi index hosszú távú összehasonlítására. A válaszokból számított index értéke a $[-100, 100]$ -as intervallumban helyezkedik el, ami tulajdonképpen az előző időszakhoz viszonyított helyzetmegítélés-változást fejezi ki. A vizsgálatban a GKI lakossági bizalmi indexének szintértékeit használjuk.

ALKALMAZOTT MÓDSZEREK

Ahogy a bevezetőben már említettük, a bizalmi index magyarázóerejének teszteléséhez *Carroll, Fuhrer és Wilcox* (1994) munkáját használjuk fel, ahol a szerzők a Michigani Egyetem fogyasztói bizalmi indexét (Index of Consumer Sentiment – ICS) tesztelték az Egyesült Államok különböző fogyasztási kategóriáin. A vizsgálat közép-pontjában az index előrejelzési képességének mérése áll. Első lépésként meghatározzuk, mennyit képes a lakossági bizalmi index önmagában magyarázni a lakossági fogyasztási kiadás növekedési ütemének varianciájából. Ehhez a következő regresszió korrigált R^2 -ét fogjuk vizsgálni:³

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

ahol C_t^j a különböző fogyasztási kategóriákat, S_{t-i} a lakossági bizalmi indexet jelenti. *Carroll, Fuhrer és Wilcox* (1994) négyféle csoportot vizsgál (teljes fogyasztási kiadás, gépjárművásárlás, gépjárműn kívüli termékek, illetve a szolgáltatások fogyasztása), azonban 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.⁴

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

$$\Delta \ln(C_t^j) = \alpha_0 + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{és} \quad /2/$$

¹ A GKI a kompozitindex-számításhoz felhasznált kérdések körét 2002-ben megváltoztatta.

² A minta nagysága 2001 májusától 1500 főre emelkedett.

³ Az /1/ egyenlet bal oldalán az adott fogyasztási kategória növekedési ütemét szerepeltetjük, amelynek nem extrém növekedés esetén jó közelítője a $\Delta \ln X_t$ transzformáció.

⁴ A tartós fogyasztási cikkek számítási módját lásd *Kézikönyv a magyar gazdasági adatok használatához* (2002).

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

ahol C_t^j az adott fogyasztási kategóriát, S_{t-i} a bizalmi index késleltetett értékeit jelöli, Z_{t-1} vektor pedig a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedésének késleltetett értékeit tartalmazza. Amennyiben a /3/ korrigált R^2 -e nagyobb a /2/-nél és β_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* a Granger-féle oksági teszt,⁵ 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 számunkra, hiszen elképzelhető, hogy az egyik index legmagasabb keresztkorrelációs értékét egyidejűség esetén veszi fel, azonban egyik 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.

EMPIRIKUS EREDMÉNYEK

A lakossági bizalmi indexszel természetszerűleg összefüggésbe hozható fogyasztási kiadások időszora csak negyedéves gyakorisággal érhető el. Noha a bizalmi index havi gyakoriságú, helytelen lenne azt gondolni, hogy a negyedéves fogyasztási kiadások mesterséges hónapokra bontásával több információhoz jutunk, jobb eredményt kapunk. Ugyan számszerűen több adatunk lenne, a fogyasztási kiadások információhalmaza azonban ettől nem változna, ezenkívül 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 kiigazítottuk.

Előrejelző képesség

A GKI lakossági bizalmi indexre vonatkozó 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 és az addicionális magyarázóerőt mutatjuk be. A másodikban tiszta előidejűség-tesztek eredményeit szerepeltetjük.

⁵ A Granger-féle oksági teszt itt használt változata azt vizsgálja, hogy a korábban alkalmazott késleltetés számhoz képest jobb becslést kapunk-e, ha további egy időszakkal késleltetett változót is szerepeltetünk. Formálisan a Granger-féle 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 δ_k szignifikanciáját teszteli.

A GKI kompozit indexe. Az előrejelző képesség becslésének eredményeit az 1. táblában foglaltuk össze. Az oldalrovatban a vizsgált fogyasztáskategória megnevezése található. Az első, második és harmadik oszlop az Egyesült Államokbeli, az ausztrál, illetve a magyar fogyasztási kiadások becslésének korrigált R^2 értékét mutatja, amennyiben csak a lakossági bizalmi indexet használjuk magyarázó változóként. A negyedik, az ötödik és a hatodik oszlop azt a változást mutatja, mennyivel nő a korrigált R^2 , ha a lakossági bizalmi indexet a \mathbf{Z} vektor mellé bevonjuk magyarázó változóként. Ez az érték mutatja meg, vajon a lakossági bizalmi index tartalmaz-e olyan információt, amelyet egyéb megfigyelt változók, esetünkben a jövedelem és fogyasztás késleltetett értékei nem tartalmaznak. Amennyiben a korrigált R^2 nő, azaz az 4-6. oszlopban szereplő értékek pozitívak, akkor a lakossági bizalmi index bevonása más változók mellé növeli a magyarázóerőt. A zárójelben a késleltetett lakossági bizalmi index paramétereinek Wald-teszttel számított együttes p értéke található.

A regresszióban a késleltetést, a referenciaműhöz hasonlóan, négy negyedév alapján választottuk, a \mathbf{Z} vektorban pedig 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 Egyesült Államok esetében a teljes idősor 1955. első negyedév, 1992. harmadik negyedév (a továbbiakban: 1955:1–1992:3), addig Magyarország esetében, a tanulmány írásakor ez mindössze 1993:1–2000:4. Meg kell jegyezni azonban, hogy a táblában az 1978:1–1992:3 mintából becsült paraméterek szerepelnek, ugyanis így az ausztrál adatokon elvégzett elemzéssel⁶ az Egyesült Államok adatai azonos mintaidőszakon alapulnak.

1. tábla

A GKI lakossági bizalmi indexének magyarázó ereje

Fogyasztási kategóriák	\bar{R}^2			\bar{R}^2 -növekedés		
	Egyesült Államok	Ausztrália	Magyarország	Egyesült Államok	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 Egyesült Államokra vonatkozó becslés Carroll, Fuhrer és Wilcox (1994), az ausztrál adatokon végzett Loundes és Scutella (2000)-tól származik.

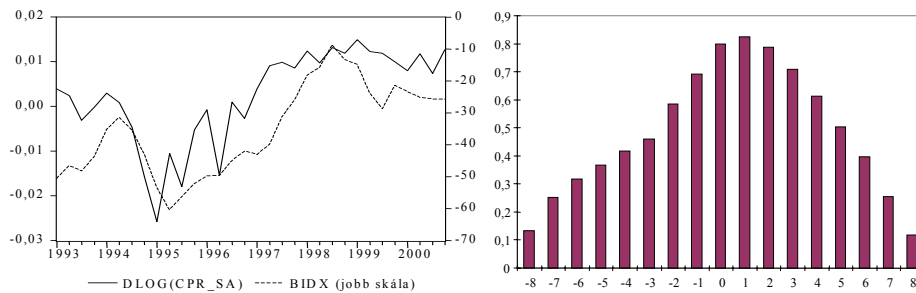
Az 1. tábla alapján már elvégezhetjük a GKI által publikált lakossági bizalmi index (*BIDX*) fogyasztásra vonatkozó magyarázó erejének elemzését. A lakossági fogyasztási kiadás esetében figyelemre méltó eredményeket kaptunk: a bizalmi index önmagában

⁶ Az ausztrál lakossági bizalmiindex-vizsgálatát Loundes–Scutella (2000) tanulmányában végzi el. Érdemes megjegyezni, hogy Carroll, Fuhrer és Wilcox (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 a villamos energia összege.

51 százalékot magyaráz a fogyasztási kiadás növekedési rátájának varianciájából. A becsült paraméterek együttesen szignifikánsnak bizonyultak, hasonlóan az amerikai esethez. Szintén jó eredményt kapunk, ha a lakossági bizalmi index addicionális magyarázó erejét vizsgáljuk. A hatodik oszlop tanúsága szerint a bizalmi index a függő változó, illetve a rendelkezésre álló jövedelem növekedési rátája késleltetett értékeinek magyarázó erején túl további 25 százalékot magyaráz a fogyasztási kiadás növekedési rátájának varianciájából. Az amerikai eset ezzel szemben -3 százalék, míg ausztrál esetben ez plusz 2 százalék, de ott a bizalmi index paraméterei együttesen nem szignifikánsak.

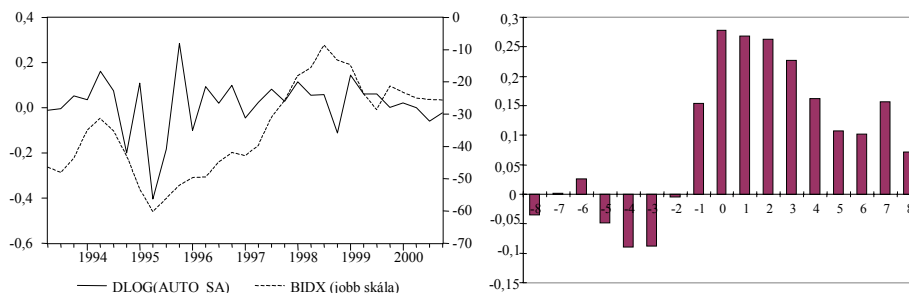
A számszerű eredményeken túl az 1. ábra jól szemlélteti a két idősor közötti szoros kapcsolatot. A magyar bizalmi index másik két országhoz viszonyított magas magyarázóerejének oka valószínűleg az 1993 és 2000 közötti időszak sajátos jellegéből fakad. A fogyasztási kiadások 90-es évek közepére jellemző csökkenését jelentős fogyasztásnövekedés követte, így a háztartások esetében saját helyzetük megítélésének ingadozása jóval markánsabb, mintha ugyanezen időszak alatt egyenletes növekedést tapasztaltak volna. Természetesen ez nem jelenti azt, hogy egy kiegyensúlyozottabb időszakban a lakossági bizalmi index nem rendelkezne magyarázó erővel, amit jól bizonyítanak a jelentősen nagyobb mintán kapott amerikai és ausztrál eredmények.

1. ábra. Teljes fogyasztási kiadás és a lakossági bizalmi index, illetve azok keresztkorrelációja



Megjegyzés. A bal oldali ábra a vásárolt lakossági fogyasztás negyedéves növekedési ütemének és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobb oldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(CPR_SA), BIDX(i))$ függvényt mutatja.

2. ábra. Új gépjármű vásárlása és a lakossági bizalmi index, illetve azok keresztkorrelációja

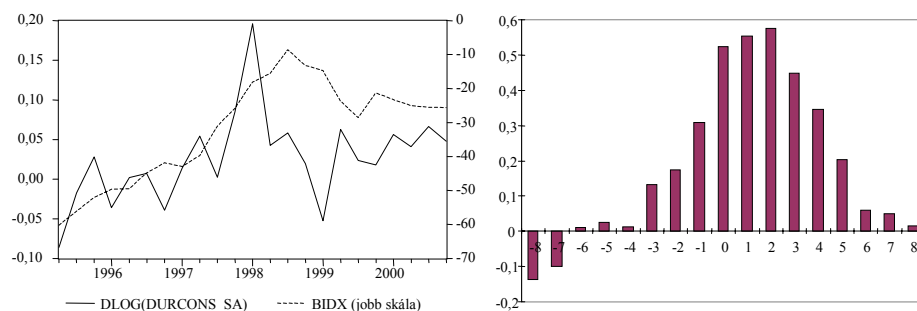


Megjegyzés. A bal oldali ábra az új gépkocsi vásárlásának negyedéves növekedési ütemét és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobb oldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(AUTO_SA), BIDX(i))$ függvényt mutatja.

A következő vizsgált két fogyasztási kategóriában, az új gépkocsi,⁷ illetve a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának esetében, a lakossági bizalmi index nem rendelkezett sem önmagában, sem más változók mellett szignifikáns paraméterekkel. A 2. ábra alapján is az új gépkocsik vásárlása és a GKI lakossági bizalmi indexe közötti gyenge kapcsolatra következtethetünk. Az ausztrál esetben sem egyértelmű a bizalmi index magyarázó ereje a gépkocsivásárlásokkal kapcsolatban. Noha önmagában szignifikáns, a függő változó késleltetett értékei és a jövedelemnövekedés mellett már nem elfogadható a bizalmi indexek paramétereinek együttes létezése 10 százalékos szinten.

A tartós fogyasztási cikkek esetében a magyarázó erő lényegesen nagyobb, mint amit a gépjárművásárlás idősora esetében tapasztaltunk, azonban a bizalmi index paraméterei együttesen itt sem szignifikánsak.

3. ábra. Tartós fogyasztási cikk vásárlása és a lakossági bizalmi index, illetve azok keresztkorrelációja



Megjegyzés. A bal oldali ábra a tartós fogyasztási cikkek vásárlásának negyedéves növekedési ütemét és a lakossági bizalmi index grafikonját, míg a jobb oldali ábra az $f(i) = \text{Corr}(\text{dlog}(DURCONS_SA), BIDX(i))$ függvényt mutatja.

A 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 gyakoriságú) kiemelt 5 kérdésre (Q1., Q2., Q3., Q4. és Q8.) adott válasz számtani átlaga.⁸ Érdeemes 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 /4/ képletben C_t^j az adott fogyasztási kategóriát, Q_{t-i}^k a k -adik kérdésre adott válaszok késleltetett értékeit, a Z_{t-1} vektor pedig a függő változó és a rendelkezésre álló jövedelem növekedési ütemét jelenti. Minden fogyasztási kategórián annak negyedéves növekedési ütemét értjük.

⁷ Az MNB saját becslése, lásd *Jakab-Vadas* (2001).

⁸ A GKI 2002-ben változtatott a kompozit index összetételén és bekerültek vizsgálatunk alapján is jobb tulajdonsággal rendelkező kérdések.

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

2. tábla

A lakossági bizalmi index kérdésenkénti \bar{R}^2 növekedése

sorszama	A kérdés	Teljes fogyasztási kiadás	Gépkocsi-vásárlás	Tartós fogyasztási cikk vásárlása
	szövege			
Q1.	A háztartás múltbeli pénzügyi helyzete	0,16 (0,318)	0,16 (0,167)	-0,30 (0,896)
Q2.	A háztartás jövőbeni pénzügyi helyzete	0,18 (0,162)	0,04 (0,346)	-0,03 (0,520)
Q3.	Az ország múltbeli gazdasági helyzete	0,25 (0,003)	-0,12 (0,742)	0,47 (0,030)
Q4.	Az ország jövőbeni gazdasági helyzete	0,21 (0,035)	0,00 (0,43)	0,31 (0,113)
Q5.	A megélhetési költségek múltbeli alakulása	0,21 (0,044)	-0,05 (0,580)	-0,05 (0,559)
Q6.	Az árak jövőbeni alakulása	0,16 (0,310)	0,07 (0,295)	-0,14 (0,683)
Q7.	A 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.	A háztartás 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. Zárójelben a megfelelő kérdésre adott válaszok együttthatóinak együttes szignifikanciáját jellemző p -értékek találhatók.

Mindezek alapján célszerűnek látszik a megfelelő kérdések kiválasztásával új indexet képezni. A teljes fogyasztási kiadás esetében a 3., 4., 5. és 7. kérdés átlagolásával jobb indikátorhoz juthatunk, mint a GKI által publikált index. Meglepő, hogy azok a kérdések, amelyek kifejezetten a jövőbeni fogyasztásra vonatkoznak, nem teljesítenek a várakozásoknak megfelelően. Ez azonban nem tekinthető magyar sajátosságnak, ugyanis *Bram* és *Ludvigson* (1998) tanulmányában az amerikai felmérésekkel kapcsolatban hasonló ered-

ményre jutott.⁹ A Michigani Egyetem felmérésében szereplő, jövőbeni vásárlásokra vonatkozó kérdések nem bizonyultak szignifikánsnak a fogyasztás előrejelzésében, míg a Conference Board felmérésében a munkanélküliség jelen és jövőbeni helyzetére vonatkozó kérdések jó előrejelzői a jövőbeni fogyasztásnak. Hasonló eredményt kapunk a magyar adatokkal is, mivel a GKI felmérésében a 7. kérdés szignifikáns a fogyasztási kiadás előrejelzésében, míg a 8. és 9. kérdés nem az. A tartós fogyasztási cikk esetében sem meghatározó a 8. kérdés, azonban ez az idősor a legrövidebb, így a tesztek megbízhatósága is kisebb. Az autóvásárlásra vonatkozó 13. kérdéstről is azt feltételeztük, jó indikátora lesz az új gépkocsik vásárlásának, azonban ezt a hipotézisünket a becslés alapján el kell vetnünk.

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

$$QCOMP = 1/4(Q3 + Q4 + Q5inv + Q7inv) \quad /5/$$

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

3. tábla

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 százalékát magyarázza, szemben a GKI által publikált index 51 százalékos teljesítményével. Más változó szerepeltetése mellett az addicionális magyarázó erő lényegesen nem változott, azonban mindkét esetben a bizalmi indexek együttes elfogadhatósága javult. Jelentős különbség még a GKI és az általunk számított index között a fogyasztási kiadásra vonatkozó keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriája (lásd később). A gépjármű és a tartós fogyasztási cikkek vásárlási idősoraira is megvizsgáltuk az általunk számított index magyarázó erejét, noha a szerepeltetett kérdések a fogyasztási kiadás alapján lettek kiválasztva. Az új autók vásárlásának esetében a magyarázó erő javult és a paraméterek együttesen elfogadhatóbbak lettek, de még így

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

¹⁰ Az 5. és 7. kérdés mögött álló *inv* kifejezés az alapidősor -1-szeresét jelenti, ennek okát lásd később.

is el kell vetnünk 10 százalékos szignifikanciaszinten. A tartós fogyasztási cikkek esetében az általunk számított index addicionális magyarázó ereje javult, a paraméterek együttesen is elfogadhatóbbak lettek, de még így sem fogadható el 10 százalékos szignifikanciaszinten.

Előidejűségi tesztek

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

A Granger-féle oksági teszt alapján (4. tábla) csak a 6. kérdésre adott válaszok tekinthetők előidejűnek a lakosság fogyasztási kiadásának viszonylatában. Sem az általunk számított index (*QCOMP*), sem a GKI által publikált index (*BIDX*) a Granger-teszt alapján 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. tábla

A fogyasztási kiadásra vonatkozó Granger-féle oksági teszt *p* értékei

Kérdés	n=1		n=2		n=3		n=4	
	Előidejűség	Késés	Előidejűség	Késés	Előidejűség	Késés	Előidejűség	Késés
Q1.	0,67	0,00	0,69	0,01	0,66	0,04	0,77	0,09
Q2.	0,59	0,00	0,40	0,02	0,30	0,02	0,16	0,05
Q3.	0,06	0,03	0,40	0,07	0,75	0,08	0,50	0,09
Q4.	0,36	0,02	0,84	0,06	0,87	0,07	0,21	0,17
Q5.	0,21	0,02	0,25	0,14	0,43	0,17	0,24	0,41
Q6.	0,07	0,56	0,02	0,36	0,04	0,44	0,10	0,47
Q7.	0,71	0,03	0,29	0,05	0,11	0,04	0,02	0,11
Q8.	0,71	0,01	0,22	0,02	0,35	0,08	0,69	0,12
Q9.	0,50	0,01	0,29	0,02	0,23	0,01	0,26	0,03
Q10.	0,54	0,00	0,91	0,01	0,88	0,01	0,29	0,03
Q11.	0,98	0,00	0,17	0,03	0,15	0,02	0,11	0,04
Q12.	0,88	0,01	0,23	0,08	0,38	0,44	0,33	0,12
Q13.	0,77	0,05	0,94	0,01	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	0,09	0,74	0,02	0,35	0,01	0,59	0,02
BIDX	0,28	0,00	0,76	0,06	0,84	0,03	0,44	0,10
QCOMP	0,19	0,01	0,57	0,05	0,72	0,03	0,21	0,11

Megjegyzés. A táblában a lakossági fogyasztási kiadás negyedéves növekedési üteme és a bizalmi indexek közötti Granger-féle oksági teszt *p* értékei szerepelnek. Az előidejűség (lead) és késés (lag) a bizalmi indexre, illetve az adott kérdésekre vonatkoznak. Az 5 százalékos szignifikanciaszint vastag, a 10 százalékos szignifikanciaszint dőlt betűvel van jelölve.

A keresztkorreláció becslésére vonatkozó eredményeket az 5. táblában foglaltuk össze. Az első oszlopban az indexeknek azon késleltetés száma szerepel, amelynél a lakos-

sági fogyasztási kiadásra vonatkozóan a legnagyobb keresztkorrelációs együtthatót kaptuk. A második oszlop az ehhez a késleltetés számhoz tartozó keresztkorrelációs együtthatót mutatja. A harmadik oszlopban a keresztkorrelációs együtthatók aszimmetriáját mutató érték szerepel. A tábla negyedik oszlopa az aszimmetria vizsgálatába bevont keresztkorrelációs együtthatók szignifikáns voltát mutatja. Amennyiben az aszimmetriaszámításba bevont egyetlen keresztkorrelációs együttható is a küszöbérték alatt van, a teszt elveti az aszimmetriamutató helyességét.

5. tábla

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 vonatkoznak.

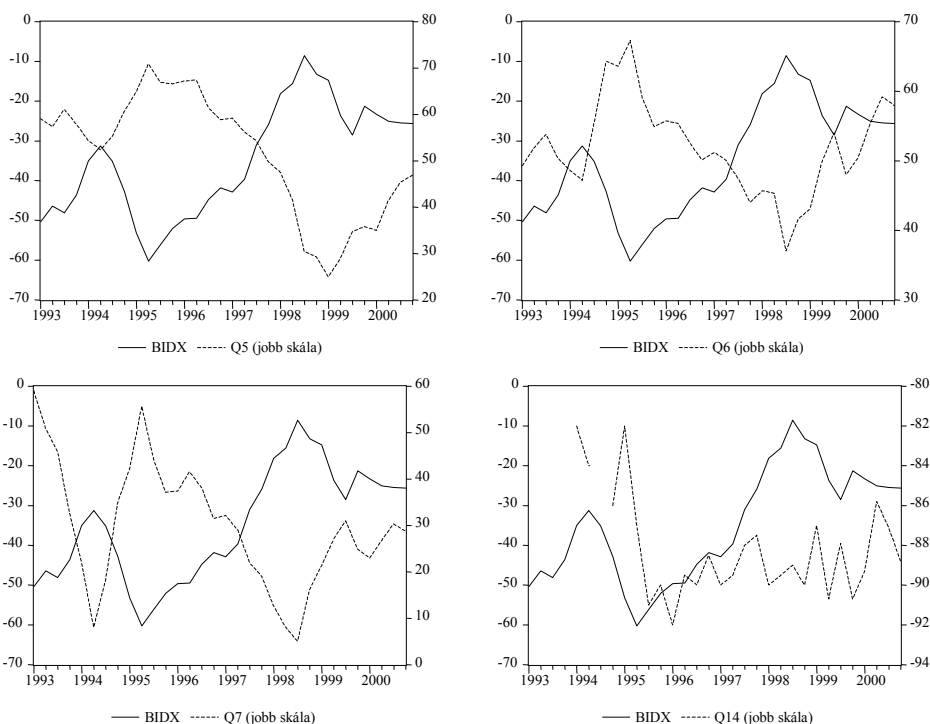
A keresztkorrelációs együtthatók alapján a 6. és a 14. kérdés mutat előidejűséget a fogyasztási kiadáshoz képest, ami meglepő, hiszen a kérdés jellege alapján más indexeket is előidejűnek várnánk. Noha a 14. kérdésnél adhatnák azt a magyarázatot, hogy a lakásvásárlásra már most elkezdene takarékoskodni, ezért csökkentik jelenbeli fogyasztásukat, azonban a mintaidőszak rövidege miatt a hat negyedéves előidejűség becslése nehezen elfogadható, továbbá az előidejűséget a Granger-féle 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.¹¹

További érdekes dolgot figyelhetünk meg a keresztkorrelációk segítségével: az 5., 6., 7. és 14. kérdés esetében negatív korrelációt tapasztalunk. Ábrázoljuk a GKI által publikált és az említett négy kérdés idősorát.

¹¹ Ennek az előrejelzésben betöltött jelentőségéhez lásd a 3. táblát.

4. ábra. A GKI bizalmi indexe és egyes rész kérdések idősorának alakulása



Megjegyzés. 1993. negyedik és 1994. harmadik negyedében a 14. negyedéves kérdést nem mérték fel, ezért látható a 14. kérdés grafikonján szakadás.

A 5., 6. és 7. kérdések esetében egyértelműen látszik az ellentétes mozgás. A GKI lakossági kérdőívében az 5. és 7. kérdéseknél „megfordul” a skála. A felvételben használt kérdőívből kiderül, hogy míg általános esetben az 1-gyel értékelt válasz a legkedvezőtlenebb és az 5-tel értékelt a legkedvezőbb, addig a 5. és a 7. kérdés esetében a háztartás a legkedvezőtlenebb véleményeit az 5-tel, míg a legkedvezőbbet 1-gyel jelöli. A 6. kérdésben is ugyanezt feltételezhetjük, azonban itt a többi kérdésnél szokásos csökkenő értékeket növekvő skála veszi át. Ha nem hibás a 6. kérdés a kérdőívben, akkor eszerint a lakosság jövőbeni magas inflációs várakozáskor növeli fogyasztását, míg mérséklődő árszínvonal esetén elhalasztja azt. A 14. 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 5. és 7. kérdéseknek hasonló a kódolása, de a 6. kérdésnél nem változik a lehetséges válaszok sorszáma. Az előzők alapján az általunk képzett bizalmi index (*QCOMP*) számításához a 5. és 7. kérdés -1 -szeresét vettük.

KÖVETKEZTETÉSEK ÉS NÉHÁNY MAGYARÁZAT

A lakossági bizalmi index, noha a Granger-teszt és a 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 találhatóak olyan részkérdések, amelyek szignifikáns többlet magyarázó erővel rendelkeznek a fogyasztási kiadásokra vonatkozóan. Ezen kérdésekből képzett kompozit bizalmi index már negatív aszimmetriát mutat, így a fogyasztás rendszeres előrejelzéséhez jó alapot nyújthat (Jakab–Vadas; 2001).

Kérdés, 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 többlet fogyasztani, akkor elégedettsége nyilvánul meg a kérdésekre adott válaszban. Ennek 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, 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 érvhez 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 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 megfogalmazása miatt sem, hogy a lakossági bizalmi index információt hordoz a jövedelmekről, illetve a jövedelmi várakozásokról, valamint van valamiféle visszacsatolása a megvalósult fogyasztásnak a bizalmi indexre, de úgy tűnik a bizalmi index mindezen túl is tartalmaz információt a fogyasztási kiadásokról.

A lakossági felmérésekből származó indikátorok egyedi információtartalmát támasztja alá Carnazza és Parigi (2001) tanulmánya is, amelyben a szerzők bemutatják, hogy az olasz, a francia és a német lakossági bizalmi index nem állítható elő más „természetes” makrováltozó felhasználásával. Az 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.

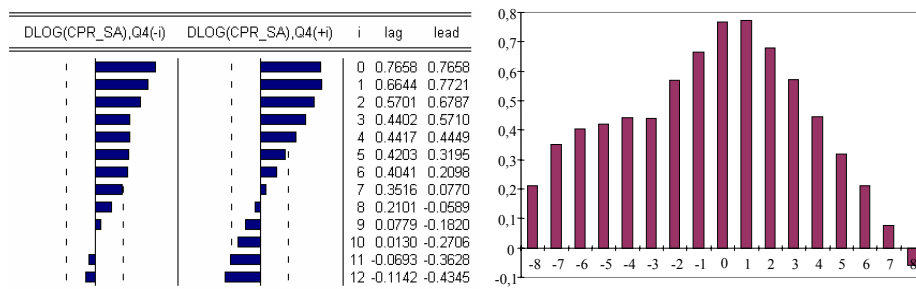
FÜGGELÉK

KERESZTKORRELÁCIÓS EGYÜTTHATÓK ASZIMMETRIÁJA

Amennyiben a keresztkorrelációs együtthatókat is felhasználjuk annak elődöntésére, vajon egy idősor egy másik idősor viszonylatában előidejű, együttmozgó vagy késő, akkor nem elegendő pusztán a maximális korre-

lációhoz tartozó késleltetésszám kiemelése a korrelogramból. Ha csak erre az egy számra támaszkodunk, információt veszünk a teljes kapcsolatot illetően. Nem mindegy ugyanis, hogy milyen a lefutásuk 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 inkább feltételezhetünk előidejű, vagy késő kapcsolatot. Amennyiben csupán a maximális korreláció helyét tekintjük, elvethetünk indikátorokat úgy, hogy azok valójában más tulajdonsággal rendelkeznek.

Korrelogram aszimmetriája



Az ábra bal oldalán a lakosság fogyasztási kiadásainak növekedési üteme és a GKI lakossági felméréseinek negyedik kérdése 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 az ábra jobb oldalán látható grafikont. Ha ezt az ábrázolási módot nézzük, azonnal feltűnik a korábban említett probléma. Noha a legmagasabb korrelációs együtthatót egy negyedéves késésnél kapjuk, ehhez az i értékhez viszonyított előidejű korrelációs együtthatók jóval magasabbak a későkhöz viszonyítva.

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 elérése 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 essék. Ezért mi páronkénti átlagos súlyt használunk, amely kevésbé jó az egyedi súlyokhoz képest, azonban jobb az egyszerű számtani átlagolásnál. Az aszimmetriamutató 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 aszimmetriamutató számítása tehát a következő:

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

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

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

ahol:

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

IRODALOM

- ACEMOGLU, D. – SCOTT, A. (1994): Consumer confidence and rational expectations: are agents' beliefs consistent with the theory? *The Economic Journal*, 104. évf. 422. sz. 1–19. old.
- BRAM, J. – LUDVIGSON, S. (1998): Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. *FRBNY Economic Policy Review*, 4. évf. 2. sz. 59–78. old.
- CARNAZZA, P. – PARIGI, G. (2001): The evolution of confidence for European consumer and business in France, Germany and Italy. *Temì Discussioni*, Banca d'Italia, Working Paper. 406. sz.
- CARROLL, C. D. – FHURER, D. – WILCOX, D. J. (1994): Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why? *The American Economic Review*, 84. évf. 5. sz. 1397–1408. old.
- 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*, 1.
- Kézikönyv a magyar gazdasági adatok használatához* (2002). MNB. www.mnb.hu
- LOUNDES, J. – SCUTELLA, R. (2000): Consumer sentiment and Australian consumer spending. *Melbourne Institute Working Paper*, 21/00. sz.
- PARIGI, G. – SCHLITZER, G. (1997): Predicting consumption of Italian households by means of survey indicators. *International Journal of Forecasting*, 13. évf. 2. sz. 197–209. old.
- REIFF Á. – SUGÁR A. – SURÁNYI E. (2000): Composite leading indicators for the Hungarian economy. *Hungarian Statistical Review*, 78. évf. 4. sz. 52–77. old.
- TÓTH I. J. (2000): Vállalati és lakossági konjunktúrafelmérések Magyarországon. *KTK/IE. Műhelytanulmányok*. 6.

SUMMARY

One of the most important results of consumer surveys are 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 that those questions of the surveys and the published composite index really meet the surveys-makers' demand. In this study the author examines the properties and forecasting ability of the Hungarian consumer confidence index published by GKI Gazdaságkutató Rt. According to his opinion some questions cannot measure what they should theoretically, however some of them are useful in forecasting the consumption expenditure of Hungarian households. The results show that the consumer confidence index contains information over and above macro variables.