

AZ ÖSSZEKAPCSOLTSÁG HATÁSA A RENDSZERKOCKÁZATRA HOMOGÉN BANKRENDSZERBEN¹

CSÓKA PÉTER – KISS TAMÁS

*Budapesti Corvinus Egyetem és MTA Lendület-program, MTA KRTK –
University of Gothenburg*

A pénzügyi rendszerkockázat legfontosabb formája a modern pénzügyi hálózatokban bekövetkező fertőzések veszélye. A cikkben egy olyan bankrendszert vizsgálunk, ahol homogének a bankok (mérlegfőösszegük és preferenciájuk azonos) és egymás eszközeit tulajdonolják. Ezen egyszerűsítő feltevéseket felhasználva egy analitikusan kiszámítható mérőszámot adunk a rendszerkockázatból adódó veszteségre, amely a bankok várható veszteségét adja meg egy rendszerbeli intézmény csődje esetén. E mérőszám tulajdonságait vizsgálva azt találjuk, hogy a banki eszközök volatilitásának növekedése, illetve a saját tőke arányának csökkenése emeli a lehetséges rendszerkockázati veszteséget, továbbá, hogy a bankrendszer felépítésének (a banki eszközök kereszttulajdonlásának) hatása kettős. Egyrészt az összekapcsoltság növelése erősíti a diverzifikációs hatást, mivel az adott bank más bankok eszközeivel fedezheti veszteségeit. Másrészt ha már eleve szorosan együttműködnek a bankok, akkor az összekapcsoltság további erősítése a fertőzés megnövekedett esélye következtében növeli a rendszerkockázatból fakadó potenciális veszteséget.

Kulcsszavak: rendszerkockázat, bankközi piac, pénzügyi fertőzés, játékelmélet.

1 Bevezetés

A pénzügyi rendszerkockázat legfontosabb formája a modern pénzügyi hálózatokban bekövetkező fertőzések veszélye. A cikkben ezt a jelenséget próbáljuk meg körüljárni, alapvetően technikai módon: célunk egy olyan gondolkodási keret felépítése, amelyben a rendszerkockázat hatását tudjuk megjeleníteni az intézmények szintjén. Ennek érdekében létrehozunk egy modellt, amellyel meg tudjuk mérni, hogy megfelelően kalibrált paraméterek mellett egy adott stilizált pénzügyi közvetítő rendszerben a benne lévő intézményeknek mekkora a rendszerkockázatból adódó vesztesége.

A cikk felépítése a következő. A rendszerkockázat fogalmának meghatározása után (2. fejezet) a szakirodalom áttekintése keretében megvizsgáljuk, hogy milyen különféle megközelítéseket alkalmaznak az egyes szerzők a pénzügyi fertőzés modellezése során (3. fejezet). Az így megismert eredményeket

¹Jelen kutatást a futuriICT.hu nevű, TÁMOP-4.2.2.C-11/1/KONV-2012-0013 azonosítószámú projekt támogatta az Európai Unió és az Európai Szociális Alap társfinanszírozása mellett. Köszönjük a Pallas Athéné Domus Scientiae Alapítvány támogatását is. Beérkezett: 2014. augusztus 22. E-mail: peter.csoka@uni-corvinus.hu.

szintetizálva, megfelelő feltételezések mellett megalkotunk egy modellt (4. fejezet), amelynek segítségével számszerűsíteni tudjuk a rendszerkockázatból adódó veszteséget (5. fejezet).

Az így kapott mérőszám három fő paramétertől függ: a rendszert leíró hálózat összekapcsoltságától, a benne lévő intézmények eszközeinek kockázatoságától és a tőkeellátottság mértékétől. Utóbbi két paraméter esetében egyértelmű a kapcsolat a rendszerkockázatból fakadó veszteséggel (az eszközök kockázatának növekedése emeli, míg a magasabb tőkeellátottság csökkenti a várható veszteséget). A hálózat összekapcsoltsága azonban nem egyértelműen hat a rendszerkockázatból adódó veszteségre. Alacsony összekapcsolódás esetén a kapcsolatok erősödése csökkenti a rendszerkockázatból adódó veszteséget, azonban ez a hatás az összekapcsolódás mértékével csökken, és egy ponton túl megfordul a hatás iránya: a kapcsolatok további erősítése növelheti a rendszerkockázatból adódó veszteséget az egyes intézmények esetén.

2 A rendszerkockázat fogalma

A rendszerkockázat általunk használt fogalmának tisztázása céljából De Bandt – Hartmann (2000) meghatározásához nyúlunk vissza. Először is szükségünk lesz a rendszerkockázati esemény fogalmára: szűkebb értelemben vett rendszerkockázati eseményről beszélhetünk, ha egy adott, a gazdaság szűk szféráját érintő negatív hatás az idő előrehaladtával sorozatos, egyre terjedő negatív következményeket okoz a gazdaság eredetileg nem érintett szereplőinél is. Ezen értelmezés esetén a kulcs a dominó-hatás: ahogy telik az idő, az intézmények egyre nagyobb hányadát érinti a probléma annak következtében, hogy kapcsolatban vannak már bajba került intézményekkel. Azaz, ha egy bank egy tetszőleges esemény miatt fizetéképtelenné válik, és ez más bankoknál veszteséget okoz, akkor ez az esemény szűk értelemben vett rendszerkockázati eseményként értelmezhető. Széles értelemben rendszerkockázati esemény a fent leírtakon kívül akkor következik be, ha egy gazdaságot érő sokk a rendszer egészére szimultán módon van negatív hatással.

Egy rendszerkockázati eseményt erősnek nevezünk, ha a tovagyűrűző hatások miatt olyan bankokat is fizetéképtelenné tesz, amelyek egyébként szolvensek. Ez a folyamat igen súlyossá válhat, és úgynevezett rendszerválságot okozhat, amely tulajdonképpen olyan fertőzés, amely megbénítja az egyébként jól működő rendszert.²

A fenti fogalmak ismeretében a rendszerkockázatot a szűk értelemben vett és erős rendszerkockázati események előfordulásának lehetőségeként definiáljuk.³ Más megfogalmazásban, a rendszerkockázat egy olyan esemény

²A devizahitelek problémája például a magyar gazdaság számára egyértelműen rendszerkockázatot jelent, és ennek több hullámban jelentkező óriási veszteségei a bankrendszeren, az anyabankokon keresztül az egész régióra kihathatnak. A devizahitelek rendszerkockázatáról, jellemzőiről és lehetséges kezeléséről lásd részletesen Berlinger – Walter (2013) és Berlinger – Walter (2014).

³Egy másik lehetőség a legrosszabb néhány százaléknyi esetben bekövetkező átlagos veszteség kiszámítása, ezt általános portfóliókra Ágoston (2010) alkalmazza.

bekövetkezésének lehetősége, amely nem csupán egy adott intézményt érint, hanem károsítja a teljes pénzügyi rendszert (akárcsak a Zigrand (2014) által formalizált definícióban).

Egy szűkebb értelemben vett rendszerkockázati eseménynek két fő összetevője van: a sokk és a fertőzési mechanizmus. Sokk alatt olyan exogén hatást értünk, amely lehet egyedi vagy rendszerszintű. Az egyedi sokk a rendszer egyetlen elemére hat, és a rendszerkockázat kizárólag a fertőzési mechanizmuson keresztül jelentkezik. A rendszerszintű sokk olyan exogén tényező, amely a rendszer több (esetleg minden egyes) elemét érinti, és így a fertőzés hatása kevésbé különül el a sokkhatásoktól. Minthogy alapvetően a fertőzés által okozott rendszerkockázati veszteséget kívánjuk modellezni, így elsősorban az egyedi sokkokra fogunk koncentrálni.

A fertőzés modellezése során nem tévesztethetjük szem elől, hogy milyen kapcsolatrendszer jellemzi a rendszert leíró hálózatot. Tehát a szűkebb értelemben vett rendszerkockázatot hálózatokkal, hálózatok dinamikus tulajdonságainak leírásával tudjuk modellezni. A következőkben áttekintünk néhány pénzügyi fertőzési modellt, majd ezeket szintetizálva felépítjük azt a keretet, amelyben a rendszerkockázati veszteség mérését értelmezni tudjuk.

3 A pénzügyi fertőzés csatornái

Az eddigiekben igen általánosan beszéltünk a rendszerkockázatról, azon belül is a pénzügyi rendszer fertőzéséről. Ahhoz, hogy ezt a jelenséget jobban megértsük, meg kell ismernünk azokat a csatornákat, amelyeken keresztül a rendszert érő sokkok továbbterjednek a hálózaton belül. Freixas és Rochet (2008) négyféle fertőzési csatornát különböztet meg: a befektetői várakozások változását, az átutalási rendszerek működését, a banki OTC derivatív ügyleteket és a bankközi piacot.

Az első esetben a hirtelen megváltozó befektetői várakozások bankrohamokat válthatnak ki, amelyek részleges tartalékolású bankrendszer esetén súlyos veszteséget okoznak a bankoknak (ha nem sikerül megállítani a rohamot időben, akkor a bankok csődbe is mennek). Ezt a jelenséget írja le többek között Jacklin - Bhattacharya (1988), illetve Chari et al. (1988). Ezen modellek központi gondolata, hogy egy sokk megváltoztatja a hosszú távon befektetők megtérülési várakozásait, amely arra készteti őket, hogy a lejárat előtt visszaváltsák a befektetésüket. Ahogy ez a jelenség terjed, a bankok fizetéseképtelenné válnak. Ez tovább rontja a befektetők várakozásait, további likvidálásokat, illetve végül bankcsődöt eredményezve.

A másik három fertőzési csatorna a bankokat mint egy hálózat részeit tekinti. Az átutalási rendszereken alapuló modellek esetén a pénzügyi szektor szereplői kizárólag az ügyfeleken keresztül állnak kapcsolatban. Itt a fertőzést az okozza, hogy nem megfelelő tartalékolás esetén a bank nem tudja teljesíteni ügyfele átutalási megbízásait. Ezzel az átutalást fogadó banknál veszteséget okoz, aminek a tartalékai csökkennek, és így ő is fizetéseképtelenné válhat. Ezt a jelenséget írja le Freixas és Parigi (1998), kiemelve, hogy ez a probléma

csak nettó elszámolási rendszer esetén lehetséges, azaz, amennyiben a bankok közvetlenül, egymás között hajtják végre a tranzakciókat. A szerzők egyik fő eredménye, hogy a bruttó elszámolási rendszerek lényegében felszámolják az átutalási tranzakciókból adódó rendszerkockázatot, hiszen a fertőzés nem terjed tovább, mert a központ kötelezi a tartalékok feltöltésére a bankokat, és átmeneti zavar esetén helytáll a nemfizető bank kötelezettségeiért.⁴

A bruttó elszámolási rendszer további hátránya, hogy hatékonyságvesztéset okoz (hiszen a tartalékot a bankok nem tudják tovább hitelezni, illetve befektetni), így átváltás jelentkezik a rendszerkockázat és a hatékonyság között. Ugyanez az érvelés alkalmazható a harmadik, derivatív ügyleteken alapuló fertőzési csatorna esetén, ha nettó rendszernek megfeleltetjük az OTC ügyleteket, ahol nincs előírt tőkekövetelmény, a bruttó rendszer pedig a tőzsdéi kereskedés letéti követelménnyel.

A negyedik (és jelen munkánk szempontjából legérdekesebb) fertőzési csatorna a bankközi pénzpiac létéből eredezteti a rendszerkockázati eseményeket.⁵ Ez az eset alapvetően abban különbözik az előző kettőtől, hogy a bankok közötti kapcsolat itt közvetlen: a tranzakciók nem az ügyfelek megbízásából jönnek létre, hanem – általában kényszer hatására – a bankok más banknál elhelyezett saját betéteiket likvidálják. A leggyakoribb kényszer a likviditási sokk, amely alatt itt azt értjük, hogy hirtelen megnövekszik azon ügyfelek száma, akik szeretnék kivenni a pénzüket a bankból. Ez nem jelent problémát, ha elegendő tartalékkal rendelkeznek a bankok. Ha azonban egy szereplőnél túl nagy likviditási igény keletkezik, akkor ennek csak a más bankoknál elhelyezett betétjének felmondásával illetve csökkentésével tud eleget tenni. Ez viszont a többi bank azonnal felhasználható eszközeinek állományát csökkenti. Így azonban lehetséges, hogy lesz olyan bank, amely eredetileg likvid volt, de a lecsökkent eszközállománnyal már nem az. Vagyis neki is szüksége lesz a bankközi betéteire. Ezt az érvelést folytatva a pénzügyi fertőzés igen komoly károkat tud okozni a pénzügyi rendszerben.

A fenti negyedik fertőzési csatorna, azaz a bankközi pénzpiacok rendszerkockázatot jelentő hatása a szakmai vizsgálatok középpontjába került az utóbbi években. Ennek oka, hogy a 2007-ben az Egyesült Államokban kitört, majd az egész világra továbbgyűrűző pénzügyi válság egyik legfontosabb tanulsága, hogy a pénzügyi rendszer szerkezete nem semleges a gazdaság működése szempontjából. Vagyis a bankközi kapcsolatokat leíró hálózatnak van pénzügyi stabilitási, és ezen keresztül reálgazdasági jelentősége.

A szakirodalomban az általunk megismert írások többsége Allen és Gale 2000-ben megjelent cikkét tekinti mérföldkőnek, amelyben a szerzők érdemben vizsgálják a pénzügyi közvetítőrendszerek struktúrájának pénzügyi stabilitásra gyakorolt hatását. A szerzők egy Diamond-Dybvig (1983) modellkeretben vizsgálják a fertőzéseket, amelyek úgy következnek be, hogy az egyik banknál

⁴Ilyen rendszer például Magyarországon a Magyar Nemzeti Bank által üzemeltetett Valós Idejű Bruttó Elszámolási Rendszer, azaz a VIBER, itt azonban rendszerszintű likviditási válság elképzelhető (Lublóy - Tanai (2008).

⁵A magyar bankközi piac rendszerkockázati vonatkozásait Lublóy (2005) és Berlinger et al. (2011) vizsgálta.

egy kis mértékű többlet likviditási igény lép fel, amelynek más banknál elhelyezett betéteiből tud eleget tenni a szóban forgó bank. A cikkben ismertetett modellből több olyan következtetés is levonható, amelyek a későbbi vizsgálatoknak is alapját képezik. Ezek közül a legfontosabb, hogy a fertőzés továbbterjedése erőteljesen függ a bankrendszert leíró hálózattól. A szerzők többféle esetet vizsgálnak, és megmutatják, hogy egy adott likviditási sokk egy kevésbé összekötött rendszert (ahol minden bank csak egyetlen másiknál helyez el betétet) összeomlaszt, míg a szorosabban összefonódott bankok (például, ha minden bank minden bankkal egyszerre hitelezői és adósi kapcsolatban van) túlélnek a krízist.

Az utóbbi másfél-két évtizedben ezt a jelenséget számos szerző vizsgálta, illetve finomította az eredményeket. Elliott et al. (2014) megmutatja, hogy az integrációs és diverzifikációs hatás nem monoton. Vannak ugyanis esetek, amikor az integráció csökkenti a – cikkben csődvalószínűségként definiált – rendszerkockázatot, de egy bizonyos mérték fölött már inkább káros az integráció. Ugyanerre az eredményre jut Acemoglu et al. (2013), vagyis a szorosan összekapcsolt hálózat egyes esetekben hátrányos lehet. Az ő eredményeik szerint a nagy sokkok esetén az a legjobb, ha kisebb, szeparált csoportokban vannak a bankok, mert ekkor az egy bankot bedöntő likviditási sokk nem tud továbbterjedni.

Acharya et al. (2012) alapján a rendszerkockázatot a krízis idején létrejövő alultökésítetttség mértékével tudjuk közelíteni. Ezt a mérőszámot jól előrejelzi a bankok tőkeáttétele, és a krízishelyzetben bekövetkező veszteségek átlagos mértéke. Cohen-Cole et al. (2013) egy olyan, Cournot-jellegű mikroökonómiai modellt mutat be, amelyben a rendszerkockázat tulajdonképpen a kezdeti sokk multiplifikátora. Glasserman – Young (2015) a rendszerkockázatot egy úgynevezett fertőzési index-szel jellemzi, amely tulajdonképpen az egyes intézmények csődjének rendszerre gyakorolt hatását méri. Ez az index elsősorban a bankok méretétől, tőkeáttététől (kockázatoságától), és a rendszert leíró hálózattól függ.

A rendszerkockázat tulajdonságainak vizsgálata mellett annak egyes intézményekre történő allokációja is fontos szerepet játszik a szakirodalomban. Ebben a témában Bluhm et al. (2013) és Drehmann - Tarashev (2013) írásai új eredményt képviselnek. A két cikkben közös, hogy mindkettőben a kooperatív játékelmélethez ismert Shapley-értéket használják fel a rendszerkockázat elosztására.⁶ A különbség alapvetően a rendszer leírásában van: míg Drehman és Tarashev exogén bankrendszert feltételezve elsősorban a Shapley-érték tulajdonságait vizsgálja, addig Bluhm és szerzőtársai a bankrendszerek létrejöttét endogén módon, optimalizációból kiindulva írják le, és a rendszerek kialakulására fókuszálnak.⁷

Mint a fentiekből látható, a szakirodalomban számos úton folyik a rend-

⁶A Shapley-értékről és annak kockázatalosztásban játszott szerepéről bővebben a Csóka – Pintér (2014) cikkben lehet olvasni.

⁷További kutatási irány lehet megvizsgálni Bayer (2012) módszerét arra, hogy a bankok hogyan változtassanak a kapcsolataikon, hány lépést tervezzenek előre.

szerkockázat vizsgálata. Jelen cikkünkben egy olyan modellt adunk meg, aminek a segítségével a bankrendszer kapcsolódásaitól függő rendszerkockázati mértéket kaphatunk az egyes intézmények szintjén. Mindezt úgy, hogy a fent említett szakirodalmi eredményeket szintetizáljuk, különösképpen építve Allen – Gale (2000) modelljére.

4 A stilizált pénzügyi rendszer

4.1 Egy bank működése

Először tekintsük azt az esetet, amikor egyetlen bankunk van. Ez természetesen még nem igazi rendszer, azonban fontos megérteni, hogy az egyes bankok hogyan működnek. A bankot a mérlegével jellemezzük, amely meglehetősen egyszerű: kétféle forrása van, saját tőke és idegen források. Tegyük fel, hogy ez utóbbi kizárólag egyforma bankbetétekből áll. Saját tőke alatt a bank jegyzett tőkéjét értjük, illetve beleértjük azokat a tartalékokat, amelyeket többek között a likviditási kockázatok ellen képzett az intézmény. Normál működési körülmények között a pénzfelvét és az újabb betétek elhelyezése egyensúlyban van, így az idegen források mennyiségét állandónak tekinthetjük. A modellben homogén (azonos mérlegfőösszegű és preferenciájú) bankokat tekintünk, és az egyszerűség kedvéért mérlegfőösszegüket 1-re normalizáljuk. Ekkor a bank saját tőkéje legyen θ , a betétállomány nagysága pedig $1 - \theta$. Tegyük fel továbbá, hogy a bank a forrásait egyetlen, kockázatos eszközbe fekteti be, jelöljük ennek ex ante értékét z^0 -al. Természetesen $z^0 = 1$, hiszen a mérlegazonosságból adódóan a bank eszközeinek értéke annyi, mint forrásainak értéke. Ezek alapján a bankmérleg sémája az alábbiak szerint ábrázolható:

Eszközök	Források
Befektetés (z^0)	Saját tőke (θ) Betétek ($1 - \theta$)

1. táblázat. Banki mérleg

A befektetett eszköz ex post értéke a konstans ex ante érték és egy nulla várható értékű véletlen sokk összege, azaz maga is egy valószínűségi változó. Ezt a valószínűségi változót jelöljük Z -vel, eloszlásfüggvényét pedig F_Z -vel. A Z változóról egyelőre csupán annyit kötünk ki, hogy véges szórású legyen, illetve a fenti leírásból következik, hogy $E(Z) = 1$. A befektetés kockázatát ennek a változónak a szórásaként definiáljuk.

Mivel a rendszerkockázatot szeretnénk elemezni, szükséges bevezetni a csőd fogalmát. A bank csődben van, ha nem tudja kifizetni a betéteseit, azaz $Z \leq (1 - \theta)$. Ezek alapján a bank csődvalószínűsége $P(Z \leq 1 - \theta) = F_Z(1 - \theta)$.

Ahhoz, hogy a csődeseményt értelmezni tudjuk, szükség van arra is, hogy megmondjuk, mi történik, ha bekövetkezik a csőd. Ekkor likvidálják a bank eszközét, és a maradékot szétosztják a betétesek között (a bank tulajdonosai

nem kapnak semennyit). Feltesszük, hogy a szétoztás arányosan történik (ez azonban nem befolyásolja a modell működését).

4.2 A bankrendszer felépülése, jellemzői

Tegyük fel, hogy összesen n darab homogén bank van a pénzügyi rendszerben. Kezdetben mindegyik különálló, és a 4.1 részben leírtaknak megfelelően viselkedik, azzal a megszorítással, hogy az egyes intézmények eszközválasztása exogén módon adott, azaz nem modellezzük a bankok bankrendszeren kívüli befektetési döntését. Feltesszük továbbá, hogy a bankok forrásoldala nem különbözik, illetve az eszközoldalukat jellemző Z_i valószínűségi változók függetlenek és azonos eloszlásúak (jelen esetben ez azonos szórást is jelent).

A rendszer kialakulását az magyarázza, hogy ha több intézmény van jelen, akkor minden egyes szereplőnek lehetősége nyílik a kockázatának mérséklésére a befektetési eredmény szóródásának, illetve a csődvalószínűségnek a csökkentésén keresztül. Méghozzá úgy, ha diverzifikálja az eszközoldalát: egyetlen kockázatos eszköz helyett megállapodik néhány másik bankkal, hogy elcserélik a befektetéseik ex post értékének egy adott hányadát (vagyis a bankok lényegében egymás tulajdonosai lesznek). Egy bank csődje esetén a teljes eszközértéke likvidálásra kerül, vagyis az eredeti befektetés (i bank csődje esetén Z_i) értéke nullára csökken a bankrendszer szempontjából.

Legyen tehát az i bank olyan, amely diverzifikálja eszközeit. Ekkor i eszközoldala (jelöljük A_i -vel) az alábbiak szerint írható le:

$$A_i = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j ,$$

ahol ϕ_{ij} azt mutatja meg, hogy az i bank a j intézmény kockázatos eszközéből mekkora részt kap, azaz a szerződés i és j bank között $\phi_{ij} Z_j$ eszközről szól. Értelemszerűen ϕ_{ii} azt mutatja meg, hogy a bank az általa eredetileg birtokolt befektetésből mekkora hányadot tart meg, továbbá, mivel ϕ_{ij} -k arányszámok, így $0 \leq \phi_{ij} \leq 1$. Illetve azt is meg kell jegyezni, hogy azonos típusú eszközök cseréje történik, így ex ante összességében nem nyer és nem veszít egy-egy bank a cserével. Ennek feltétele, hogy $\sum_{j=1}^n \phi_{ij} = 1$ teljesüljön. Mivel feltettük, hogy azonos típusú eszközökről van szó, így ezek ára homogén bankok esetén nem különbözhet egymástól, vagyis az intézmények csak egy az egyhez cserére hajlandók, így $\phi_{ij} = \phi_{ji}$, tehát a kapcsolatok szimmetrikusak.

Az így kialakult portfóliókról tudjuk, hogy a várható értékük megegyezik a Z_i -k várható értékével, varianciájuk ($\sigma^2(A_i)$) viszont kisebb, ugyanis:

$$E(A_i) = E\left(\sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j\right) = \sum_{j=1}^n E(\phi_{ij} Z_j) = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} E(Z_i) = E(Z_i) \sum_{j=1}^n \phi_{ij} = E(Z_i) ,$$

$$\sigma^2(A_i) = \sigma^2\left(\sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j\right) = \sum_{j=1}^n \phi_{ij}^2 \sigma^2(Z_i) = \sigma^2(Z_i) \sum_{j=1}^n \phi_{ij}^2 \leq \sigma^2(Z_i) .$$

Látható, hogy azonos várható ex post eredményt tudnak elérni a bankok, kisebb variancia mellett, vagyis ebben az értelemben diverzifikálták a kockázatukat. Ennél bonyolultabb kérdés, hogy valóban csökkent-e a csőd kockázat. Ha az i bank végrehajtotta a diverzifikációt, akkor a csőd valószínűsége az alábbi formában írható fel:

$$P(A_i < 1 - \theta) = P\left(\sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j < 1 - \theta\right).$$

Tehát az a kérdés, hogy igaz-e, illetve milyen feltételek mellett igaz a

$$P\left(\sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j < 1 - \theta\right) \leq P(Z_i < 1 - \theta)$$

egyenlőtlenség. A probléma, hogy $A_i = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j$ eloszlásáról általános esetben túl kevés az információnk, és a fenti, várható értékre és varianciára vonatkozó összefüggésekből nem következik, hogy az egyenlőtlenség teljesül a valószínűségekre. Ezért a továbbiakban normális eloszlást és egységnyi várható értéket feltételezünk Z_i valószínűségi változóról, azaz $Z_i \sim N(1, \sigma^2)$.⁸ Ekkor ugyanis a fenti valószínűségeket explicit formában megadhatók, és könnyen összehasonlíthatók.

$$P(Z_i < 1 - \theta) = P\left(\frac{Z_i - E(Z_i)}{\sigma(Z_i)} \leq \frac{1 - \theta - E(Z_i)}{\sigma(Z_i)}\right) = \Phi\left(\frac{-\theta}{\sigma(Z_i)}\right),$$

ahol Φ a standard normális eloszlás eloszlásfüggvénye. Ugyanígy

$$P(A_i < 1 - \theta) = \Phi\left(\frac{1 - \theta - E(A_i)}{\sigma(A_i)}\right) = \Phi\left(\frac{-\theta}{\sigma(A_i)}\right).$$

$\sigma(A_i) \leq \sigma(Z_i)$ -ből következik, hogy

$$\frac{-\theta}{\sigma(A_i)} \geq \frac{-\theta}{\sigma(Z_i)},$$

azaz

$$P(A_i < 1 - \theta) \leq P(Z_i < 1 - \theta),$$

tehát azt láthatjuk, hogy normális eloszlás esetén teljesül a fenti egyenlőtlenség, azaz a csőd valószínűség csökken.

Az eddigiek alapján úgy tűnhet, hogy az egyes bankok számára a diverzifikáció kizárólag előnyökkel jár: csökken a befektetésük várható eredményének szórása, ráadásul csökken az egyéni csőd valószínűség is. Egyetlen hátránya van egyéni szinten a diverzifikációnak: ha az egyik intézmény csődbe megy, akkor a többi, vele kapcsolatban álló intézmény szintén elveszíti a befektetéseinek egy részét. Ez a hatás a teljes pénzügyi rendszerben jelentősen felerősödhet. Egy intézmény csődje továbbgyűrűzhet oly módon, hogy a vele kapcsolatban álló bankok ex post eszközértékét is lecsökkenti, és további bankokat dönthet be, vagyis egy tipikus pénzügyi fertőzés alakulhat ki a modellben. Nézzük meg ezt a jelenséget részletesebben.

⁸Válasszuk normális eloszlás esetén olyan kicsire a szórását, hogy annak a valószínűsége, hogy egy eszköz értéke nullánál kisebb legyen, gyakorlatilag elhanyagolható.

4.3 A fertőzés hatása a modellben

Tegyük fel, hogy egy adott pillanatban a bankrendszerben pontosan egy bank megy csődbe, azaz i bank eszközeinek értéke, $A_i = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} Z_j < 1 - \theta$, míg $\forall l \neq i$ bankra $A_l = \sum_{j=1}^n \phi_{lj} Z_j \geq 1 - \theta$. Ekkor az i bank befektetését likvidálni kell. A korábbi feltételezésekből következik, hogy a bankrendszer többi bankja elveszíti $\phi_{ji} Z_i$ részét az eszközei értékének. Ha ekkor létezik olyan l bank, amelyre $A_l = \sum_{j=1}^n \phi_{lj} Z_j \geq 1 - \theta$, viszont $\sum_{j \neq i} \phi_{lj} Z_j < 1 - \theta$, akkor a fertőzés továbbterjed, és egy további bank is csődbe jut annak következtében, hogy az első bank csődbe jutott. Ekkor az l bank eszközeit is likvidálják, és így a bankrendszer további veszteséget szenved el, amely további csődökhöz vezethet.

A rendszer működéséből látszik, hogy azon bankok, amelyek nem kapcsolódnak közvetlenül egy csődbe került intézményhez, azaz amelyekre $\phi_{ji} = 0$, az első körös hatásokból kimaradnak. Azonban a fertőzés továbbterjedése miatt közvetetten az ő csődvalószínűségükre is hatással lehet a bedőlés. Vagyis a modellben megjelenik a bankrendszer összekapcsoltságának kettős, átváltás jellegű hatása: egyrészt csökkenti az egyedi csőd kockázatot, másrészt egy intézmény csődje esetén a fertőzés miatt sokkal nagyobb veszteségek jelentkezhetnek a rendszerben.

Nézzük meg, mi történik az eszközök várható értékével, amennyiben az egyik intézmény csődbe megy. Ennek az eseménynek a hatása kétféleképpen jelentkezik. Egyrészt egy intézmény csődje esetén a vele kapcsolatban lévő bankok eszközállományának egy része elveszik. Másrészt megnő a valószínűsége, hogy csődbe megy egy egyébként fizetőképes intézmény. Legyen D_j az az esemény, amikor j bank csődbe megy, azaz

$$D_j = \left\{ \sum_{i=1}^n \phi_{ji} Z_i < 1 - \theta \right\}.$$

Ekkor i bank eszközállományának várható értékét az alábbi formában tudjuk megadni:

$$E(A_i | D_j) = (1 - P(D_i | D_j)) E\left(\sum_{l=1}^n \phi_{il} Z_l | D_j \right) + P(D_i | D_j) \cdot 0,$$

ahol $P(D_i | D_j)$ annak a valószínűsége, hogy i bank is csődbe megy, amennyiben j csődbe ment. Természetesen ez a valószínűség függ a Z_j valószínűségi változók értékeitől, illetve a rendszer összekapcsoltságát mutató ϕ_{ij} értékektől, méghozzá az alábbiak szerint:

$$P(D_i | D_j) = P\left(\left\{ \sum_{l=1}^n \phi_{il} Z_l | Z_j = 0 \right\} \leq 1 - \theta \right) = P\left(\sum_{l \neq j} \phi_{il} Z_l \leq 1 - \theta \right).$$

Továbbra is fennáll a normális eloszlás feltételezése, azaz az utóbbi valószínűséget explicit módon ki tudjuk számolni:

$$P\left(\sum_{l \neq j} \phi_{il} Z_l \leq 1 - \theta \right) = \Phi\left(\frac{-\theta}{\sigma(\sum_{l \neq j} \phi_{il} Z_l)} \right).$$

Az eszközállomány várható értéke hasonlóképpen számolható:

$$\begin{aligned} & E\left(\sum_{l=1}^n \phi_{il} Z_l \mid D_j\right) = \\ & = E\left(\sum_{l=1}^n \phi_{il} Z_l \mid Z_j = 0\right) = E\left(\sum_{l \neq j} \phi_{il} Z_l\right) = \sum_{l \neq j} \phi_{il} E(Z_l) = \sum_{l \neq j} \phi_{il}, \end{aligned}$$

ahol az utolsó lépésben felhasználtuk, hogy minden eszköz várható értéke egységnyi. A számítás eredménye megfelel az intuíciónak: ha az egyik intézmény csődbe megy, akkor az ő befektetése elveszik a teljes rendszer számára, míg a többi befektetés eredményének alakulását a csőd nem befolyásolja.

5 A rendszerkockázatból adódó veszteség

Az eddigiek alapján meg tudjuk határozni, hogy a rendszerkockázatból adódó veszteség mennyivel terheli meg az egyes intézményeket. Tehát a rendszerkockázatból adódó veszteséget úgy definiáljuk, mint az egyes intézmények várható eredményének csökkenését annak következtében, hogy egy bank csődbe megy.

1. definíció. *Egy intézmény rendszerkockázatból adódó vesztesége a várható eredményének csökkenése annak következtében, hogy egy rendszerbeli bank csődbe megy (Systemic Loss, jelölése SL_i az i intézmény esetén), azaz*

$$SL_i = \sum_{j=1}^n (E(A_i) - E(A_i \mid D_j)) \cdot P(D_j).$$

A fenti definícióval kapcsolatban két megjegyzést érdemes tenni. Egyrészt a feltevésekből következik, hogy $E(A_i) = 1$. Így a fenti kifejezés a $E(A_i \mid D_j)$ várható értéktől és a $P(D_j)$ valószínűségtől, és ezeken keresztül ϕ_{ij} értékektől függ. Ez azt jelenti, hogy a felvázolt modellkeretben számos különböző rendszerre számolható a rendszerkockázatból adódó veszteség. Másrészt a rendszerkockázatból adódó veszteség általános esetben (több banki csődöt megengedve) analitikusan még normális eloszlás esetén is nehezen számolható. Azonban amennyiben feltesszük, hogy pontosan egy bank mehet csődbe, úgy a rendszerkockázati veszteségre zárt formula adható.

2. tétel. *Tegyük fel, hogy*

- a bankrendszer n darab, homogén bankból áll, melyek mérlegfőösszege ex ante egységnyi,*
- a befektetések ex post értékei ($Z_i, i = 1, 2, \dots, n$) független valószínűségi változók, egységnyi várható értékkel és σ szórással,*
- legfeljebb egy bank megy csődbe a rendszerben.*

Ekkor az i bank rendszerkockázatból adódó vesztesége

$$SL_i = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} P(D_j).$$

Bizonyítás. Kiindulva SL_i definíciójából, és felhasználva, hogy $E(A_i) = 1$, azt kapjuk, hogy

$$SL_i = \sum_{j=1}^n (1 - E(A_i | D_j)) P(D_j) .$$

Ebbe a korábban megismert értékeket behelyettesítve:

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^n (1 - E(A_i | D_j)) P(D_j) = \\ & = \sum_{j=1}^n \left(1 - \left[(1 - P(D_i | D_j)) E \left(\sum_{l=1}^n \phi_{il} Z_l | D_j \right) \right] \right) P(D_j) . \end{aligned}$$

Felhasználva, hogy feltevésünk szerint csupán egy bank megy csődbe, azaz $P(D_i | D_j) = 0$, illetve behelyettesítve a $E(\sum_{l=1}^n \phi_{il} Z_l | D_j) = \sum_{l \neq j} \phi_{il}$ összefüggést, azt kapjuk, hogy

$$SL_i = \sum_{j=1}^n \left(1 - \sum_{l \neq j} \phi_{il} \right) P(D_j) = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} P(D_j) ,$$

ahol az utolsó lépésben felhasználtuk, hogy $\sum_{l=1}^n \phi_{il} = 1$. \square

Az eredmény azt tükrözi, amit vártunk: az intézmény rendszerkockázatból adódó veszteségét úgy írhatjuk le, hogy tekintjük az összes olyan esetet, amelyben egy bank csődbe megy. Ezekben az esetekben a i bank elveszíti eszközoldalának azon részét, amelyeket a csődbe ment bankkal cserélt el. A tétel egyenes következményeként adódik a képlet SL_i -re normális eloszlású eszközértéket feltételezve.

3. következmény. *Tegyük fel, hogy a 2. tétel feltételezései érvényesek, továbbá, hogy Z_i , $i = 1, 2, \dots, n$ változók eloszlása normális. Ekkor*

$$SL_i = \sum_{j=1}^n \phi_{ij} \Phi \left(\frac{-\theta}{\sigma(\sum_{l=1}^n \phi_{jl} Z_l)} \right) .$$

Bizonyítás. Először is vegyük észre, hogy amennyiben csak egy bank (legyen ez j) mehet csődbe, úgy $P(D_j) = P(A_j < 1 - \theta)$. Erre azonban korábban kaptunk egy zárt formulát normális eloszlás esetén:

$$P(A_j < 1 - \theta) = \Phi \left(\frac{-\theta}{\sigma(\sum_{l=1}^n \phi_{jl} Z_l)} \right) .$$

Behelyettesítve ezt a 2. tétel eredményeként kapott képletbe a kívánt formula adódik. \square

Az így levezetett mérőszámot alapvetően háromféle paraméter értéke határozza meg: az összekapcsoltságot mérő ϕ mutatók, az eszközök szórása, és

a saját tőke aránya, azaz θ . Az alábbiakban megvizsgáljuk, hogy ez a három paraméter hogyan befolyásolja a rendszerkockázatból adódó veszteséget.

A rendszer összekapcsolódásának hatása kettős. Egyrészt, ha létrejönnek kapcsolódások a bankrendszerben, akkor a diverzifikációs hatás miatt csökken az egyes bankok csődvalószínűsége. Másrészt megjelenik a fertőzésből fakadó hatás: az egyes bankok eszközeinek várható értékét csökkenti az a tény, hogy a többi, vele kapcsolatban álló bank csődbe mehet. (Tulajdonképpen az Elliott et al. (2014) szerzői is hasonló gondolatmenet szerint jutnak el arra a következtetésre, hogy a rendszer összekapcsolódása és a rendszerkockázat közötti kapcsolat nem monoton.)

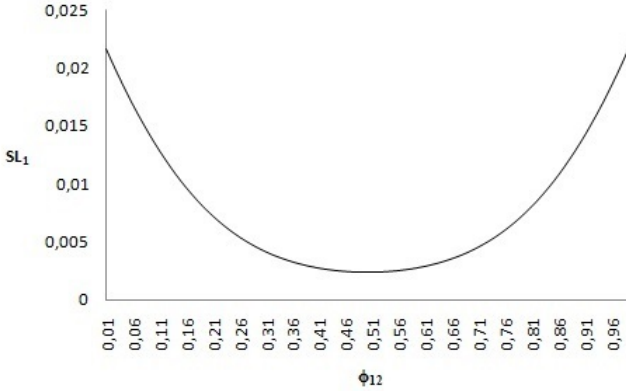
A bankrendszer összekapcsoltságának mértékét a korábban definiált ϕ_{ji} , $i \neq j$ értékekkel tudjuk jellemezni, vagyis ϕ_{ij} változását értelmezhetjük úgy, mint a rendszerbeli kapcsolat erősségének változását. Tehát azt keressük, hogyan hat ϕ_{ij} változása SL_i -re. Természetesen, észben kell tartanunk, hogy ϕ_{ij} egyedül nem változhat, ugyanis a $\sum_{j=1}^n \phi_{ij} = 1$ egyenlőségnek mindig teljesülnie kell. Ezt a problémát például úgy kezelhetjük, hogy feltesszük, hogy ϕ_{ij} változása nincs hatással ϕ_{il} , $l \neq i, j$ értékekre, csupán ϕ_{ii} -re. Ekkor a keresett kifejezés a

$$\frac{dSL_i}{d\phi_{ij}} = \frac{\partial SL_i}{\partial \phi_{ij}} - \frac{\partial SL_i}{\partial \phi_{ii}}$$

formában írható fel.

Az eredményből látszik, hogy amennyiben ϕ_{ij} megváltozik, akkor két, jellegében azonos, de ellentétes előjelű hatás érinti a rendszerkockázatot. Az egyik egyfajta közvetlen hatás, a másik pedig egy közvetett hatás, ami azon keresztül éri a bankot, hogy csökken a saját befektetésének részesedése az összes eszközállományán belül. Mivel a fenti kifejezés kiszámítása analitikusan igen bonyolult, így most erre nem törekszünk. Egy példán keresztül azonban szemléltetjük, hogy ϕ_{ij} változása hogyan hat a rendszerkockázat mértékére.

Tegyük fel, hogy csak két bankból áll a bankrendszerünk. Mindkét intézménynek olyan befektetése van, amelynek a szórása 0,1, azaz $\sigma(Z_1) = \sigma(Z_2) = 0,1$. Továbbá tudjuk, hogy a közös θ értéke 0,2. Ezekkel a paraméterválasztásokkal biztosíthatjuk, hogy a csődvalószínűség nem lesz elhanyagolható, bármilyen összekapcsolódást is nézünk. Továbbá, a viszonylag kis szórás miatt annak a valószínűsége, hogy az egyes befektetések értéke negatívba forduljon, közel nulla. Ezt a rendszert a ϕ_{12} számos értéke mellett megvizsgáljuk: felosztjuk 100 egyenlő részre a $[0, 1]$ intervallumot, majd minden osztópontot ϕ_{12} egy-egy lehetséges értékének tekintve kiszámoljuk az SL_1 értékeit. (Értelemszerűen, ebben a teljesen szimmetrikus helyzetben ezek meg fognak egyezni az SL_2 értékekkel.) A számításokat nem részletezzük, azonban az eredményként kapott 1. ábra tanulságos lehet.



1. ábra. Az 1. bank rendszerkockázatból adódó vesztesége ϕ_{12} különböző értékei mellett

Az ábráról látható, hogy a rendszerkockázatból adódó veszteség és az összekapcsolódás között nem monoton a kapcsolat: amennyiben ugyanis az összekapcsolódás foka kisebb (azaz jelen esetben $\phi_{ij} < \phi_{ii}$), akkor a bankközi hálózat diverzifikáló hatása dominál, és így a kapcsolatok erősödésével csökken a rendszerkockázatból adódó veszteség. Ha viszont a bankok közötti kapcsolat szoros, akkor a fertőzés jelensége miatt a további kapcsolódás instabilabbá teszi a rendszert, növelve a várható veszteséget.

A példa egyszerű szerkezete segít minket abban, hogy pontosan megnevez- zük a kockázati forrásokat. A csökkenő szakaszon az első bank rendszerkoc- kázati vesztesége döntően abból származik, hogy ő saját maga csődbe mehet, és ekkor elveszíti a befektetését. A növekvő szakaszon a fő kockázati forrás az első bank számára a második bank csődje. A nagy részesedés miatt ugyanis az első bank eredményének nagy részét elveszíti, amennyiben a második bank csődbe jut.

A következő lépés az, hogy megvizsgáljuk, hogyan hat az eszközök koc- kázatosságának változása. Minthogy a befektetett eszközök kockázatát fel- tételezésünk szerint azok szórása jelenti, tulajdonképpen azt vizsgáljuk, mi történik SL_i -vel egy tetszőleges j bank eszközeinek szórásnövekedése esetén. Vagyis keressük SL_i deriváltját az j eszköz szórása szerint:

$$\frac{dSL_i}{d\sigma(Z_j)} = \sum_{l=1}^n \phi_{il} \Phi \left(\frac{-\theta}{\sigma \left(\sum_{k=1}^n \phi_{lk} Z_k \right)} \right) \frac{\theta}{\left(\sum_{k=1}^n \phi_{lk}^2 \sigma^2(Z_k) \right)^{3/2}} \frac{1}{2} \phi_{lj}^2 2\sigma(Z_j).$$

A kapott formulából látható, hogy tetszőleges paraméterértékek mellett min- den $\sigma(Z_j)$ -re pozitív, vagyis a szórás növekedésével a rendszerkockázatból adódó veszteség növekszik. Ez abból fakad, hogy amennyiben egy intézmény befektetésének kockázata nő, akkor emelkedik a csődvalószínűsége is.

Az utolsó vizsgálandó paraméter a saját eszközök aránya, ennek hatását a $\frac{dSL_i}{d\theta}$ kifejezés adja meg:

$$\frac{dSL_i}{d\theta} = - \sum_{l=1}^n \phi_{il} \Phi \left(\frac{-\theta}{\sigma \left(\sum_{k=1}^n \phi_{lk} Z_k \right)} \right) \frac{1}{\sigma \left(\sum_{k=1}^n \phi_{lk} Z_k \right)}.$$

A kapott formulából könnyen látható az intuíciónál is alátámasztott eredmény, hogy minél több a bank saját tőkéje, annál kisebb a rendszerkockázatból adódó vesztesége. Ennek háttérében az áll, hogy a nagyobb saját tőke csökkenti a csődvalószínűséget, ami közvetlenül hat a rendszerkockázatból adódó veszteségre.

6 Összegzés

A cikkben a pénzügyi fertőzések egyes intézményekre gyakorolt hatását modelleztük. Célunk az volt, hogy egy mérőszámot adjunk arra nézve, hogy mekkora várható veszteség éri az egyes intézményeket egy rendszerkockázati esemény bekövetkezése esetén. A modellezés során figyelembe vettük, hogy amennyiben rendszerkockázattal foglalkozunk, úgy a rendszert leíró hálózat definiálása elengedhetetlen.

Ezeket szem előtt tartva alkottunk meg egy rendszerkockázati modellt, amely megragadja a pénzügyi fertőzési jelenségek egyes tulajdonságait. A modelltől megfelelő megszorításokkal közvetlenül következik egy mérőszám, amely egyes intézményekre lebontva megadja az adott intézmény rendszerkockázatból adódó veszteségét.

Megvizsgálva a rendszerkockázatból adódó veszteség tulajdonságait, a legfontosabb következtetés, amit levonhatunk, hogy a rendszer összekapcsoltsága és a rendszerkockázatból adódó veszteség között nem monoton a kapcsolat. Ha rögzítünk egy rendszert, és csupán egyetlen kapcsolódást változtatunk rajta, akkor kettős hatást láthatunk. Egyrészt megfelelő feltételek mellett gyenge kapcsolódás esetén a diverzifikációs hatás a domináns (azaz, ahogy erősödik a kapcsolat, úgy csökken az egyes intézmények kockázata). Másrészt amikor már eleve szorosan együttműködnek a bankok, akkor a kapcsolatok további erősítése a fertőzés megnövekedett esélyének következtében növeli a rendszerkockázatot. Azaz tulajdonképpen kétféle hatást azonosítottunk, amelyek ellentétes irányba hatnak: a diverzifikációt és a fertőzést.

A modellel kapcsolatos további kutatásnak alapvetően két irányát látjuk. Egyrészt, habár a témával foglalkozó szakcikkekben gyakori feltételezés a bankrendszer homogenitása (többek között ezzel a feltételezéssel él Acemoglu et al. (2013), Cohen-Cole et al. (2013) a korábban ismertetett cikkek közül), a gyakorlati alkalmazást nehezkessé teszi. Általánosságban nem igaz, hogy egy adott ország bankrendszere hasonló méretű (mérlegfőösszegű) intézményekből áll, melyek ráadásul hasonló típusú eszközökbe fektetnek be. Ennek a feltételezésnek a feloldása így további vizsgálódás tárgyát képezheti. Másrészt erős megszorítás az eszközökre vonatkozóan a függetlenség, illetve a normális eloszlás feltételezése. Ennek feloldása koncepcionálisan lehetséges, a következtetések irányát nem változtatná meg, így ez alapvetően egy technikai továbbfejlesztése lehet a modellnek annak érdekében, hogy pontosabban leírja a valóságot.

Összességében azonban azt mondhatjuk, hogy a modell főbb következtetései (azaz a rendszerkockázatból adódó veszteség tulajdonságai) nem elsősor-

ban a feltevésekből következnek. Így, ha nem is lehet pontosan számszerűsíteni a kockázatot a modell alapján, az egyes paraméterek (kockázatosság, összekapcsoltság) számszerűsíthetők, és ezen értékek időbeli alakulása – figyelembe véve a modell eredményeit – képet adhat a döntéshozóknak a rendszerkockázati veszteség alakulásáról.

Irodalom

1. Acemoglu, D., Ozdaglar, A. and Tahbaz-Salehi, A. (2013) *Systemic Risk and Stability in Financial Networks*. MIT Department of Economics Working Paper Series 13–03.
2. Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., Richardson, M. P. (2012) *Measuring systemic risk*. CEPR Discussion Paper No. 8824.
3. Ágoston Kolos Csaba (2010) CVaR Számítás SRA Algoritmussal. *Sigma*, 41:(1-2) 61–73.
4. Allen, F. – Gale, D. (2000) Financial Contagion. *Journal of Political Economy*, 108, 1–33.
5. Bayer Péter (2012) Véleményrangsorok alkalmazása pénzügyi szituációkban. *Sigma*, 43:(3-4) 109–123. o.
6. Berlinger Edina, Michaletzky Márton, Szenes Márk (2011) A fedezetlen bankközi forintpiac hálózati dinamikájának vizsgálata a likviditási válság előtt és után. *Közgazdasági Szemle* 58:(3) 229–252.
7. Berlinger Edina, Walter György (2013) Unortodox javaslat a devizahitelek rendezésére. *Hitelintézeti Szemle* 12:(6) 469–494.
8. Berlinger Edina, Walter György (2014) Problémás jelzaloghitelek jövedelemarányos törlesztése - unortodox javaslat számokban. *Hitelintézeti Szemle* 13:(1) 2–27.
9. Bluhm, M., Faia, E. and Krahen, J. P. (2013) *Endogenous Banks' Networks, Cascades and Systemic Risk*. SAFE Working Paper No. 12.
10. Chari, V. V. – Jagannathan, R. (1988) Banking Panics, Information and Rational Expectations Equilibrium. *Journal of Finance*, 43, 749–513.
11. Cohen-Cole, E., Patacchini, E., Zenou, Y. (2013) *Systemic Risk and Network Formation in the Interbank Market*. CAREFIN Research Paper No. 25/2010.
12. Csóka Péter – Pintér Miklós (2014) *On the Impossibility of Fair Risk Allocation*. Corvinus Economics Working Papers (CEWP) 2014/12, 1–12.
13. De Bandt, O. – Hartmann, P. (2000) *Systemic Risk: A Survey*. ECB Working Paper No. 35.
14. Diamond, D. W. – Dybvig, P. H. (1983) Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economics*, 91, 401–419.
15. Drehmann, M. – Tarashev, N. (2013) Measuring the systemic importance of interconnected banks. *Journal of Financial Intermediation*, 22, 586–607.
16. Elliott, M., Golub, B., Jackson, M. O. (2014) *Financial Networks and Contagion*. Working Paper (SSRN 2175056).
17. Freixas, X. – Parigi, B. (1998) Contagion and Efficiency in Gross and Net Interbank Payment Systems. *Journal of Financial Intermediation*, 7, 3–31.
18. Freixas, X. – Rochet, J-C. (2008) *Microeconomics of Banking*. MIT Press, Massachusetts.

19. Glasserman, P. – Young, H-P. (2015) How likely is contagion in financial networks? *Journal of Banking and Finance*, 50, 383–399.
20. Jacklin, C. J. – Bhattacharya, S. (1988) Distinguishing Panics and Information-based Bank Runs: Welfare and Policy Implications. *Journal of Political Economy*, 96, 568–592.
21. Lublóy Ágnes (2005) Dominóhatás a magyar bankközi piacon. *Közgazdasági Szemle*, 52:(4) 377–401.
22. Lublóy Ágnes – Tanai Eszter (2008) *Operational Disruption and the Hungarian Real Time Gross Settlement System (VIBER)*. MNB Occasional Papers No. 75.
23. Zigrand, J-P. (2008) *Systems and Systemic Risk in Finance and Economics*. SRC Special Paper No. 1.

THE EFFECT OF INTERCONNECTEDNESS IN A HOMOGENEOUS BANKING SYSTEM

The most fundamental form of systemic risk in modern financial networks is contagion. In this article we describe a homogeneous banking system (banks with identical preferences and the same size of total assets) with interconnectedness: banks own shares in each others' assets. Using these simplifications we derive an analytically tractable indicator for systemic risk based on the expected loss of banks in case of a default in the system. Analyzing this indicator we find that increasing the volatility of the assets and decreasing the level of equity both raises expected loss. Furthermore, interconnectedness in the system has an ambiguous effect. On the one hand it increases the diversification effect because banks can cover losses by holding assets of other banks. On the other hand if the connection is strong at the beginning, increasing it further induces additional expected loss by raising the probability of contagion.

Keywords: systemic risk, interbank market, financial contagion, game theory.

A MONETÁRIS MAKROGAZDASÁGI FUNDAMENTUMOK SZEREPE NÉHÁNY OECD ORSZÁG DEVIZAÁRFOLYAMÁNAK HOSSZÚ TÁVÚ MEGHATÁROZÁSÁBAN¹

SZABÓ ANDREA
DE Gazdaságtudományi Kar

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a monetáris árfolyammodellek írják le. Bár ígéretes elméleti modellek, empirikus igazolásuk nem túl meggyőző. Az idősoros technikák nem hozták meg az átütő sikert a tesztelés terén. Az irodalomban többen az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonították a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az erejük, hogy elutasítsák a nullhipotézist (a kointegráció hiányát). A következőkben a szokásosnál hosszabb idősorokon, esetenként közel negyven évet átívelő periódusban vizsgáljuk meg, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumoknak milyen szerepe van a dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamok hosszú távú viselkedésének alakításában kointegrált VAR modellel. E mellett összehasonlítási alapként közöljük a forint-euró árfolyamra vonatkozó eredményeket is. Az eredmények specifikációnként és árfolyamonként is eltérőek. A korlátlan specifikációk becslésénél egy esetben sem igazolhatók a monetáris árfolyammodellek feltevései, de a korlátozott specifikációk esetén – a dán korona dollárárfolyamának kivételével – elmondható, hogy a vizsgált árfolyamok hosszú távú viselkedésének meghatározásában a monetáris makrogazdasági fundamentumok fontos szerepet játszanak.

Kulcsszavak: monetáris árfolyammodellek; dán korona, kanadai dollár és jen dollárárfolyamok; forint-euró árfolyam; empirikus tesztelés; kointegráció; kointegrált VAR modell. *JEL kódok:* F31, F41, C32.

1 Bevezetés

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedése a monetáris árfolyammodellekkel írható le. Mivel ezek hosszú távú egyensúlyi modellek, azaz fő feltevésük, hogy hosszú távú egyensúlyi kapcsolat van a nominális árfolyam és az egyes modellekben szereplő makrogazdasági fundamentumok között. A monetáris árfolyammodellek különböző fajtái más-más makrogazdasági funda-

¹Nagyon köszönöm témavezetőm, Dr. Földvári Péter útmutatásait, illetve köszönöm Dr. Kőrösi Gábornak és Dr. Schepp Zoltánnak az értékes hozzászólásait. Köszönöm a két anonim lektor munkáját. Minden, tanulmányban maradt hiba a szerző felelőssége. Beérkezett: 2015. március 2. E-mail: szabo.andrea@econ.unideb.hu.

mentumoknak tulajdonítanak meghatározó szerepet a nominális árfolyamok hosszú távú viselkedésének meghatározásában, de az irodalom többnyire a monetáris modellek redukált formáját teszteli, több-kevesebb sikerrel. Bár ígéretes és a nemzetközi közgazdaságtanban meghatározó szerepet betöltő elméleti modellek, empirikus igazolásuk kevésbé meggyőző. A hetvenes, nyolcvanas években és a kilencvenes évek első felében elsősorban sima idősoros teszteléseket végeztek, tehát az egyes országpárok bilaterális árfolyamait tesztelték. Az eredmények általában nem mutattak kointegrációt a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között.

Frankel [1984] a ragadós árak monetáris modelljét tesztelte idősoros technikával, de a becült paraméterei a legtöbb esetben nem voltak összhangban az elméleti modell együtthatóival. Öt árfolyamot vizsgált meg: a márka, a font, a frank, a jen és a kanadai dollár dollárárfolyamait. Meese [1986] sem tudott kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a fundamentumok között (pénzkínálat, jövedelem) a dollár-márka és a dollár-font árfolyamokat vizsgálva az 1972-től 1983-ig tartó periódusban. Széles áttekintést ad a vonatkozó irodalomról MacDonald és Taylor 1992-es tanulmánya. Két csoportba sorolja a monetáris árfolyammodelleket tesztelő irodalmakat: 1) a két világháború közötti időszakot, illetve a lebegtetés kezdetétől kb. 1978-ig tartó periódust vizsgáló tanulmányok alkotják az egyik csoportot, 2) a másik csoportba a hetvenes évek végét, nyolcvanas éveket vizsgáló tanulmányokat sorolta. A két világháború közötti időszakban és a hetvenes években a vizsgálatok többnyire alátámasztják a monetáris árfolyammodelleket, de ez nem mondható el a nyolcvanas évek időszakára. Sarantis [1994] font árfolyamokat vizsgált a dollár, a márka, a jen és a frank esetén 1973 és 1990 között, de nem tudott kointegrációt kimutatni az egyes árfolyamok és a megfelelő fundamentumok között. Upudhyaya és Pradhan [2006] hat árfolyamot is megvizsgált: a kanadai dollár, a jen, az angol font, a német márka, a francia frank és az olasz líra dollárárfolyamait negyedéves bontásban 1991 és 1998 között. Bár sikerült kimutatni a kointegrációt a változók között, a hibakorrekciós modell becslésénél már nem jártak sikerrel, nem találtak bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Szép számmal vannak olyan empirikus kutatások, melyek az alap monetáris modellt módosítják, illetve kiegészítik, és azt tesztelik. Hunter és Ali [2013]-as munkája egyike azoknak a tanulmányoknak, melyek egyfajta módosított monetáris árfolyammodellt tesztelnek. A reálkamat-különbségek modelljét becülték meg a dollár-jen árfolyamra 1980 és 2009 között negyedéves adatokat felhasználva. Az alap monetáris modell nem igazolta a várakozásokat, ellenben a módosított modell jól szerepelt. Chinn és Moore [2011] szintén egy módosított monetáris modellt becült, amely inkább már egy hibrid modell. Kiegészítik az alap monetáris modellt Evans és Lyon [2002] mikrostrukturális modelljével², s a dollár-jen

²Evans és Lyon [2002] szerint az árfolyamot a magán és a közösségi információkban bekövetkező innovációk kombinációi határozzák meg; a magán információkban bekövetkező innovációkat pedig a nemzetközi valutapiacon realizálódó rendelési mennyiséggel (order flow) lehet közelíteni. A rendelési mennyiség árfolyammodellekbe foglalása napjaink népszerű kutatási irányvonala ezen a területen.

és a dollár-euró árfolyamot vizsgálják 1999 januárjától 2007 januárjáig havi adatokon. Bár a hibrid modell jobb eredményeket hozott, csak a dollár-euró árfolyam esetén sikerült kimutatni a kointegrációt, a dollár-jen árfolyam esetén nem. A mikro- és a makro megközelítése az árfolyamoknak az irodalomban jól szétválasztható, de több tanulmány is próbál áthidalást találni a két megközelítés között (pl. Rime és szerzőtársai [2010])

Mindezek ellenére az eddigi eredmények nem feltétlenül jelentik azt, hogy az elméleti modellekben van a hiba. Többek között Groen [2000] és Rapach – Wohar [2004] is az adatok hiánya miatti rövid idősoroknak tulajdonította a monetáris árfolyammodellek empirikus tesztelésének kudarcát, mivel így az egységgyök és kointegrációs teszteknek kicsi az ereje, hogy elutasítsa a nullhipotézist, miszerint nincs kointegráció a változók között. Több szerző is megmutatta, hogy a minta hossza az, ami befolyásolja az egységgyök és kointegrációs tesztek erejét, nem pedig az adatok frekvenciája (Shiller – Perron [1985], Otero – Smith [2000]).

Rapach és Wohar [2002] szerint két módja van annak, hogy javítsuk a tesztek erejét. Az egyik módja, hogy nem egyetlen idősort tesztelünk, hanem panelbe rendezzük az adatokat, és ezáltal egyszerre több idősor vizsgálható. Például Cerra és Saxena [2010] 98 ország árfolyamát vizsgálta meg panelelemzéssel éves adatokon 1960 és 2004 között. A minta fejlett és fejlődő országokat egyaránt tartalmazott. Erős bizonyítékot találtak a kointegrációra a vizsgált változók között, illetve a fundamentum alapú modellek az előrejelzéseknél is jól szerepeltek. A szerzők nem állítják, hogy a monetáris árfolyammodellek által sugallt fundamentumok kizárólagos forrásai az árfolyam meghatározásának, de mindenképpen fontos összetevői. A másik módja, hogy még hosszabb idősorokat tesztelünk, ahogy azt Rapach és Wohar [2002] is tette. Több, később íródott tanulmány – melyek már hosszabb idősorokat tudtak tesztelni – idősoros technikák alkalmazásával is képes volt pozitív eredményeket elérni a monetáris árfolyammodellek tesztelésében. Francis és szerzőtársai [2001] a kanadai dollár dollárárfolyamának tesztelésében ért el sikereket, Zhang és szerzőtársai [2007] a kanadai dollár mellett a jen és a font dollárárfolyamok esetén is igazolták a monetáris árfolyammodellek érvényességét.

Mi a második módszerrel, azaz a korábbiaknál hosszabb idősorok tesztelésével próbálunk empirikus igazolást nyerni amellett, hogy az általunk a lebegtetés időszakában esetenként közel negyven évet átívelő periódusban vizsgált néhány árfolyam esetén igazolható, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepet játszanak a nominális árfolyam hosszú távú viselkedésének alakításában. Azaz ezekben az esetekben igazolást keresünk a monetáris árfolyammodellek érvényesülésére. A kapott eredményekből nem kívánunk általános következtetéseket levonni, csak azt vizsgáljuk, hogy a kiválasztott néhány árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható-e a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. Az árfolyamok kiválasztását az adatok elérhetősége is befolyásolta, illetve igyekeztünk nagyon különböző valutákat kiválasztani, hogy lássuk, a különböző sajátosságokkal bíró monetáris politikákat folytató országok valutáinak hosszú távú viselkedése mennyire magyarázható a monetáris makrogazdasági fundamentumokkal. Négy árfolyamot

vizsgálunk meg: a dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamát, illetve az eredményeket összevetjük a forint-euró árfolyam eredményeivel. A jen a világ devizapiaci forgalmának jelentős százalékát teszi ki, 2013 áprilisában a teljes átlagos napi valutaforgalomnak a 23,03%-át adta. A legnagyobb forgalmú valuta nem meglepő módon a dollár, 87,04%-os részesedéssel a 2013-as átlagos napi forgalomból (BIS [2013], 5. táblázat, 13. o.). Bár a kanadai dollár forgalma ötöde a jen forgalmának a BIS 2013-as felmérése szerint, a felmérésben szereplő többi valutához képest még mindig nagy jelentőséggel bír. Mivel ezek a valuták meghatározó jelentőséggel bírnak, így az irodalom is előszeretettel teszteli őket. E két valután kívül a dán koronát is megvizsgáltuk. Ez a valuta nem bír jelentős súllyal a világ devizapiaci forgalmában, de egy a fejlett nyugat-európai országok valutái közül. Kíváncsiak voltunk, hogy egy kisebb jelentőséggel bíró, de mégis fejlett ország valutája esetén milyen eredményekre jutunk a másik két valutához képest. A fejlett országoknál kapott eredményeket összehasonlítjuk a forint-euró árfolyam eredményeivel. Magyarország egyike a volt szocialista országoknak, így azt várjuk, hogy a forint árfolyam eredményei el fognak térni az előző három árfolyam eredményeitől. Mivel Magyarország felzárkózó országnak tekinthető, ezért a forint-euró árfolyam esetén egyéb módszertani kihívások is felmerülnek, mint például a Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalása. A forint abban is különbözik a többi valutától, hogy 2001 és 2008 között sávosan rögzített volt az árfolyam, így a forint a mintaidőszakban nem lebegett teljesen szabadon.

Előzetes hipotézisünk, hogy a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között hosszú távú egyensúlyi kapcsolat van, és ez a kointegráció kimutatásával megragadható. A teszteléshez két módszert alkalmazunk: kointegrációs tesztekkel – Engle–Granger eljárással és Johansen teszttel – megvizsgáljuk a változók közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését, ami egyfajta gyenge tesztelése a modellnek. Illetve a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatok vizsgálatához kointegrált VAR modelleket specifikálunk, ez pedig egy erős koncepcióban történő tesztelés.

A tanulmány második részében ismertetjük a monetáris árfolyammodelleket, bemutatjuk a tesztelni kívánt specifikációkat, és röviden ismertetjük a tesztelés menetét. A harmadik részben olvashatók az eredmények: az egységgyök tesztek, a kointegrációs tesztek és a kointegrált VAR modellek eredményei, illetve az adatok leírása is ebben a fejezetben található. Végül össze foglалjuk a tesztelés során tapasztaltakat.

2 Módszer

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú kapcsolatot a monetáris modellek írják le. Így a következő fejezetben bemutatjuk a monetáris modelleket, és azok redukált formáját, mely a becslésünk alapjául szolgált. Majd megfogalmazunk egy tesztelési stratégiát, mely során két modellspecifikációt mutatunk be, amelyeket kétféle időtávon

is megbecslünk. Végül röviden összefoglaljuk a tesztelés menetét.

2.1 A modell

A monetáris modelleknek három fajtáját különböztetjük meg³: 1) a rugalmas áruk monetáris modelljét (Frenkel [1976], Bilson [1978]), 2) a ragadós áruk monetáris modelljét (Dornbush [1976]) és 3) a reálkamat-különbségek modelljét (Frankel [1979])⁴. Ezek a modellek a pénzkereslet és pénzkínálat szerepét hangsúlyozzák az árfolyam meghatározásában, és mindegyik modell feltételezi a fedezetlen kamatparitás fennállását.

A rugalmas áruk monetáris modellje feltételezi, hogy minden ár a gazdaságban tökéletesen rugalmas, és a vásárlóerő-paritás (PPP) folyamatosan fennáll:

$$e = p - p^* , \quad (1)$$

ahol e a spot árfolyam logaritmusai (a külföldi valuta ára hazai valutában kifejezve), p és p^* a hazai és a külföldi árszínvonal logaritmusai. A hazai és a külföldi országban a pénzkeresleti függvény a következő:

$$\begin{aligned} m &= p + \phi y - \lambda i , \\ m^* &= p^* + \phi y^* - \lambda i^* , \end{aligned} \quad (2)$$

ahol m és m^* a hazai és a külföldi pénzkínálat logaritmusai, y és y^* a hazai és a külföldi reáljövedelem logaritmusai, i és i^* a hazai és a külföldi kamatláb. Az egyszerűség kedvéért feltételezzük, hogy a jövedelem rugalmasság (ϕ), és a parciális kamatrugalmasság (λ) mindkét országban ugyanaz. A (2)-es egyenleteket az (1)-esbe helyettesítve megkapjuk a rugalmas áruk monetáris modelljének egy reprezentációját (Frenkel [1976], Frankel [1984]):

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*) . \quad (3)$$

A modellben a kötvények kínálata nem befolyásolja sem a kamatot, sem az árfolyamot, ezért a hazai és a külföldi kötvények egymás tökéletes helyettesítői kell, hogy legyenek, azaz fennáll a fedezetlen kamatparitás:

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^* , \quad (4)$$

ahol $E_t(e_{t+1}) - e_t$ a hazai valuta várható leértékelődési rátája (E_t a feltételes várható érték operátora a t -edik időpontban rendelkezésre álló információk alapján). A piac tudatában van a PPP teljesülésének (1), így felírhatjuk a következőt (a relatív PPP-t):

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = \pi - \pi^* , \quad (1')$$

³Darvas és Halpern [1998] két dimenzió alapján csoportosítja az árfolyammodelleket: a gazdaságot leíró feltevések és a termékek alkalmazkodási sebessége alapján. Ebben a megközelítésben ők megkülönböztetnek klasszikus monetáris modelleket és modern monetáris modelleket.

⁴A monetáris modellekről magyar nyelven olvashatunk Kerekes [1995] cikkében, illetve bővebben Riecke és szerzőtársai [1985] munkájában.

ahol π és π^* a hazai és a külföldi várható inflációs ráta. Ha behelyettesítjük (4)-et, majd (1')-t a (3)-as egyenletbe, akkor egy másik reprezentációját kapjuk a rugalmas árak monetáris modelljének:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*) . \quad (3')$$

A (3') egyenlet szerint az árfolyamot, mint a pénzek relatív árát, a pénz kereslete és kínálata határozza meg. Látható, hogy a hazai pénzkínálatban bekövetkező növekedés arányos leértékelődést okoz az árfolyamban, míg a hazai jövedelem emelkedése vagy a várható infláció csökkenése felértékelődéshez vezet. (Frenkel [1976], Frankel [1984])

A ragadós árak modelljében már nem tökéletesen rugalmasak az árak, elsősorban az árupiacon, és rövidtávon nem. Mivel az árupiacon és az eszközök piacán az alkalmazkodási sebesség eltérő lesz, ezért a modell dinamikussá válik. A modell szerint az árfolyam rövid távon túllendülhet az egyensúlyi szintjén a piacok eltérő alkalmazkodása miatt, s a túllendülést követően áll be a hosszú távú egyensúlyi szintjére. Így a vásárlóerő-paritás ebben a modellben csak hosszú távon érvényesül ($\bar{e} = \bar{p} - \bar{p}^*$, a felső vonal hosszú távú egyensúlyt jelöl). Az árfolyam alkalmazkodási sebessége arányos a spot és a hosszú távú egyensúlyi árfolyam közötti réssel és a hazai és külföldi várható inflációs ráták közötti különbséggel:

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = -\theta(e - \bar{e}) + \bar{\pi} - \bar{\pi}^* . \quad (5)$$

Ez a fajta alkalmazkodás (az árak időben fokozatosan alkalmazkodnak válaszként az árupiaci túlkeresletre, de mindig összhangban mozognak az inflációs rátával $\bar{\pi}$) összhangban van a racionális várakozásokkal (Dornbush [1976], Frankel [1984]).

A reálkamat-különbségek modellje szintézist próbál teremteni a rugalmas árak monetáris modellje és a ragadós árak monetáris modellje között. Frankel [1979] egy általános modellt hozott létre, amelynek a rugalmas, illetve a ragadós árak speciális esetei. A fedezetlen kamatparitásból, (4) és (5)-ből indul ki, miszerint az árfolyam várható leértékelődési rátája függvénye a spot árfolyam és az egyensúlyi árfolyam közötti különbségnek és a várt hosszú távú inflációs különbségnek a hazai és a külföldi ország között. Hosszú távon, mivel $e = \bar{e}$, ezért a valuta várható leértékelődési rátája egyenlő a hazai és a külföldi infláció különbségével, tehát fennáll a relatív PPP. Ha kombináljuk a (4)-es egyenletet az (5)-ös egyenlettel, akkor a következőt kapjuk:

$$e - \bar{e} = -\frac{1}{\theta} [(i - \bar{\pi}) - (i^* - \bar{\pi}^*)] . \quad (6)$$

Az egyenlet azt mondja, hogy a spot árfolyam és az egyensúlyi árfolyam különbsége arányos a reálkamatok különbségével. Tehát, ha egyensúlytalanság van a reálkamatokban, akkor az árfolyam el fog térni a hosszú távú egyensúlyi értékétől. A reálkamat különbségek modellje az árfolyam hosszú távú egyensúlyi értékét ugyanúgy határozza meg, mint a rugalmas árak monetáris modellje rövid távon:

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\bar{\pi} - \bar{\pi}^*) . \quad (7)$$

Ha behelyettesítjük a (7)-es egyenletet a (6)-os egyenletbe, akkor megkapjuk a rövid távon érvényesülő spot árfolyamot:

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) + \lambda(\pi - \pi^*) - \frac{1}{\theta}[(i - \pi) - (i^* - \pi^*)] \quad (8)$$

$$e = m - m^* - \phi(y - y^*) - \frac{1}{\theta}(i - i^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*).$$

A rövid távú spot árfolyam függvénye a relatív pénzkínálatnak ($m - m^*$), a relatív kibocsátási szintnek ($\phi(y - y^*)$), a nominális kamatkülönbségnek ($\frac{1}{\theta}(r - r^*)$ azzal a hipotézissel, hogy ez negatív) és a várt hosszú távú inflációs különbségeknek ($(\frac{1}{\theta} + \lambda)(\pi - \pi^*)$ azzal a hipotézissel, hogy ez pozitív) (Frankel [1979]). A rugalmas árfolyamok iskolája szerint minden piac azonnal megtisztul, így az alkalmazkodási paraméter θ végtelen, így nekik a rövid távú árfolyamot a (7) egyenlet határozza meg. A reálkamat-különbségek modelljében azt feltételezik, hogy rövid távon az áru és munkapiac árai lassan alkalmazkodnak a sokkhoz (mint a ragadós árak modelljében), ezért θ véges, így rövid távon az árfolyam túllendül a hosszú távú egyensúlyi értékén (Frankel [1979]).

Az irodalomban többnyire a monetáris modellek redukált formáját szokták megbecsülni (árfolyam, pénzkínálat, reáljövedelem), melyet Groen [2000] és Basher – Westerlund [2009] alapján a következőképpen kapunk meg: induljunk ki a pénzpiac egyensúlyából, azaz, hogy a reál-pénzkínálat egyenlő a reál-pénzkereslettel:

$$m - p = \phi y - \lambda i. \quad (9)$$

Ugyanez az egyensúly külföldön is fennáll:

$$m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^*. \quad (10)$$

A PPP teljesül a piacokon:

$$e = p - p^*. \quad (1)$$

A (9)-es (10)-es egyenletből fejezzük ki az árszínvonalat és helyettesítsük be a PPP-be (1), így megkapjuk az árfolyam egyensúlyi értékét:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(i - i^*). \quad (3)$$

A kötvények egymás tökéletes helyettesítői, így érvényesül a fedezetlen kamatparitás ($E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^*$). Ezt helyettesítsük be a fenti egyenletbe:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) + \lambda(E_t(e_{t+1}) - e_t). \quad (11)$$

Hosszú távon az árfolyam konvergál a hosszú távú egyensúlyi szintjéhez ($e_t = e_{t+1} = \bar{e}$), így a leértékelődési ráta nulla lesz: $E_t(e_{t+1}) - e_t = \bar{e} - \bar{e} = 0$. Ekkor megkapjuk a monetáris modellek redukált formáját:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*). \quad (12)$$

2.2 Tesztelési stratégia

Az irodalom általában a monetáris modellek redukált formáját teszteli:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + u_t, \quad (13)$$

ahol azt várják, hogy $\beta_1 = +1$ és $\beta_2 = -1$. Ez egy „korlátozott” (restricted) modell, amelyben megkötjük, hogy a hazai és a külföldi változók együttthatója ugyanaz, illetve elvárjuk, hogy az arányossági hipotézis teljesüljön, azaz, hogy a pénzkínálat változása (esetünkben a pénzkínálatok különbségeinek változása) egy az egyben megjelenjen a nominális árfolyam változásában, tehát $\beta_1 = +1$. Ugyanez a helyzet a reáljövedelmek különbségeinek esetén. A következőkben mi is ennek a modellnek a tesztelésére vállalkozunk. A modellt kétféleképpen becsültük meg. Az első tesztelési módszert Rapach és Wohar 2002-es cikkéből vettük át, melyben egy kétváltozós kointegrált VAR modellt becsültek meg. A két változó e_t és $[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$ voltak. Mivel a pénzkínálatok különbségeinek együttthatójára és a reáljövedelmek együttthatójára is 1-et várunk, ezért ezekből tudunk egy „kompozit” változót képezni. Az árfolyamot a következőképpen kapjuk meg:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1[(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] + u_t, \quad (14)$$

ahol azt várjuk, hogy $\beta_1 = +1$. Ekkor a kointegrált VAR modell a következő:

$$\Delta \mathbf{f}_t = \mathbf{M}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{f}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{f}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t, \quad (15)$$

ahol $\mathbf{f}_t = (e_t, [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)])'$, \mathbf{M}_t tartalmazza a determinisztikus részeket (konstans és trend, ha vannak), illetve \mathbf{D}_t az outlier dummykat (az egyes árfolyamok esetén jól megfigyelhető kiugró értékek detektálhatók, melyeket dummykkal fogtunk meg). Ezzel a módszerrel elsősorban az árfolyam alkalmazkodását tudjuk megvizsgálni (ha egyik változó sem alkalmazkodik, akkor nincs hosszú távú egyensúly), ehhez pedig elegendő egy ilyen típusú kétváltozós kointegrált VAR specifikálása.

A második tesztelési módszernél eltekintünk attól a restriktciótól, hogy a hazai és a külföldi változók ugyanolyan mértékben befolyásolják az árfolyamot (ez kevésbé jellemző az irodalomban), melyre „korlátlan” (unrestricted) modelleként szoktak hivatkozni. Ekkor az árfolyam redukált egyenlete:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + u_t. \quad (16)$$

Ebben az esetben az elméleti feltevés, hogy $\beta_1 = +1$, $\beta_2 = -1$, $\beta_3 = -1$, $\beta_4 = +1$ lesz. Ezen tesztelés során pozitív eredménynek értékeljük az előjelek egyezőségét, és elfogadjuk, ha a hazai és a külföldi változók együttthatói a becslés során nem lesznek egyenlők. A módszer előnye, hogy ezáltal megengedjük a rövid távú hatások heterogenitását. Ekkor egy ötváltozós kointegrált VAR modellt specifikálunk, mely lehetővé teszi az egyes változók rövid

és hosszú távú hatásainak részletes vizsgálatát (bár ebben a tanulmányban a rövid távú hatásokkal nem foglalkozunk):

$$\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{M}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{z}_{t-i} + \mathbf{D}_t + \mathbf{u}_t, \quad (17)$$

ahol $\mathbf{z}_t = (e_t, m_t, m_t^*, y_t, y_t^*)'$, \mathbf{M}_t tartalmazza a determinisztikus részeket (konstans és trend, ha vannak), illetve \mathbf{D}_t az outlier dummykat. Mi most csak a hosszú távú hatásokra fogunk koncentrálni.

A két empirikus modellt az egyes árfolyamokra két különböző időtávon is megbecsüljük: 2012-ig és 1997-ig. Az egyik célunk, hogy az eddig vizsgált idősoroknál hosszabb idősorokon teszteljünk a monetáris modelleket, a másik, hogy eredményeinket összehasonlíthassuk a korai panel technikákkal elért eredményekkel. Ehhez pedig olyan időtávon becsültük meg a modelleket, amilyen időtávon az irodalom panelben vizsgálta a nominális árfolyamokat. Mark – Sul [2001] adatbázisával többen dolgoztak (pl. Rapach – Wohar [2004], Basher – Westerlund [2009]), ami 1973Q1 és 1997Q1 között 19 iparosított ország adatait tartalmazza. Ezen az adatbázison történt panel becslések pozitív eredményt hoztak a monetáris modellek empirikus igazolásában. Arra vagyunk kíváncsiak, hogy hasonló időtávon, eltérő módszertannal vizsgálva a nominális árfolyamokat pozitív eredményre jutunk-e.

A forint-euró árfolyam esetén olyan modellt kellett specifikálnunk, mely megragadja a Balassa–Samuelson hatást is⁵. Clements és Frenkel [1980] és Crespo-Cuaresma és szerzőtársai [2003] alapján a következőképpen foglaltuk a Balassa–Samuelson hatást a monetáris modellek egyenletébe: tegyük fel, hogy a hazai és a külföldi ország árszínvonala súlyozott átlaga a kereskedelmi forgalomba kerülő és kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának:

$$p = \alpha p^T + (1 - \alpha) p^{NT} \quad (18)$$

és

$$p^* = \alpha p^{T*} + (1 - \alpha) p^{NT*}, \quad (19)$$

ahol p reprezentálja a teljes árszínvonalat, p^T a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát (traded goods), p^{NT} a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árát (nontraded goods), illetve α jelöli a súlyt. A csillaggal jelölt változók a külföldi ország változói, és az egyszerűség kedvéért ugyanazt az α súlyt feltételezzük a hazai és a külföldi országban is. A kisbetűk továbbra is a változók logaritmusait jelölik. Tekintsük a reálárfolyam definícióját, melyet definiáljunk a teljes árszínvonalra:

$$q = e - p + p^*, \quad (20)$$

⁵Égert [2002], illetve Égert és szerzőtársai [2003] is szignifikáns Balassa–Samuelson hatást találtak a forint esetén, idősoros és panel technikát egyaránt alkalmazva. Bár szerintük a Balassa–Samuelson hatás a reálárfolyam felértékelődésnek csak egy részét magyarázza. Halpern és Wyplosz [2001] szintén vizsgálja a Balassa–Samuelson hatást – többek között a forint esetén is – az eurózónához való csatlakozás akadályozó tényezőjeként.

ahol q a reálárfolyam logaritmusosa. Illetve vegyük ugyanezt az összefüggést a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árával definiálva (a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak áránál nem teljesül az egységes ár elve és a vásárlóerő-paritás):

$$q^T = e - p^T + p^{T*} . \quad (21)$$

Felhasználva az (18), (19), (20) és (21)-es összefüggéseket, a következő kifejezés adódik a reálárfolyamra:

$$q = q^T - (1 - \alpha) [(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})] . \quad (22)$$

Mivel $e = (m - m^*) - \phi(y - y^*)$ és $e = p - p^*$, ezért:

$$p - p^* = (m - m^*) - \phi(y - y^*) . \quad (23)$$

Felhasználva a (22)-es, a (23)-as, a (20)-as és a (21)-es összefüggést, illetve, hogy a PPP elsősorban a kereskedelmi forgalomba kerülő javak esetén teljesül, megkapjuk a következő egyenletet:

$$e = (m - m^*) - \phi(y - y^*) - (1 - \alpha) [(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})] , \quad (24)$$

ahol a nominális árfolyam felértékelődik, ahogy a kereskedelmi forgalomba nem kerülő áruk ára a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árához képest emelkedik. Empirikusan becsülhető formában:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) - \beta_2(y_t - y_t^*) - \beta_3[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})] + u_t , \quad (24')$$

másképp:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(p_t - p_t^*) + u_t , \quad (25)$$

ahol $p_t = p_t^{NT} - p_t^T$ és $p_t^* = p_t^{NT*} - p_t^{T*}$, és β_3 -ra negatív előjelet várunk. A kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak ára logaritmusai közötti különbséget (p_t, p_t^*) a fogyasztói árindex és a termelői árindex logdifferenciájával fogjuk meg a következő összefüggés alapján:

$$(p - p^T) - (p^* - p^{T*}) = (1 - \alpha) [(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})] . \quad (26)$$

A fogyasztói árindex reprezentálja a teljes árszínvonalat, a termelői árindex pedig a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát, ekkor ezek logaritmusának különbsége a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak és a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árainak logdifferenciáját reprezentálja. Ebben az esetben is két specifikációt becsültünk meg; egy korlátlan modellt:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 p_t + \beta_6 p_t^* + u_t , \quad (27)$$

ahol a kointegrált VAR modellben $\mathbf{z}_t = (e_t, m_t, m_t^*, y_t, y_t^*, p_t, p_t^*)'$. Illetve egy korlátozott modellt:

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] + \beta_2 (p_t - p_t^*) + u_t , \quad (28)$$

ahol a kointegrált VAR modellben $\mathbf{f}_t = (e_t, [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)], (p_t - p_t^*))'$. Ezen kívül összehasonlításképpen megbecsültük az eredeti két specifikációt is, a Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalása nélkül.

2.3 A tesztelés menete

Mivel a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot vizsgáljuk a monetáris árfolyammodellek segítségével, ezért az előzetes hipotézisünk az, hogy ezek a változók kointegráltak⁶, azaz létezik olyan lineáris kombinációjuk, amely stacioner. A kointegráltság csak nem stacioner folyamatok között állhat fenn, ezért a változóink integráltságának fokát Augmented Dickey–Fuller (ADF) és Ng–Perron egységgyök teszttel, illetve Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) stacionaritás teszttel vizsgáltuk meg. Az ADF és Ng–Perron teszt nullhipotézise, hogy a vizsgált idősor egységgyök folyamat, míg a KPSS teszt nullhipotézise, hogy a vizsgált folyamat stacioner. Mivel a tesztek érzékenyek az idősorok modellezésére, így az ADF teszt esetén mindhárom (az idősor tartalmaz a) tengelymetszetet, b) trendet és tengelymetszetet, c) egyiket sem tartalmaz), az Ng–Perron és KPSS teszt esetén mindkét (az idősor tartalmaz a) tengelymetszetet, b) trendet és tengelymetszetet) modellezési lehetőséget megvizsgáltuk. Az ADF és Ng–Perron tesztnél a segéd regresszióban (auxiliary regression) lévő késleltetések számát automatikus módszerrel, Schwarz információs kritérium alapján határoztuk meg. (Dickey – Fuller [1979], Ng–Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992])

A változók integráltságának vizsgálatát követően a változók közötti kointegrációt teszteltük. Egyrészt ez nem más, mint a monetáris árfolyammodellek gyenge koncepcióban történő tesztelése. Ha sikerül kimutatni a kointegrációt a vizsgált változók között, akkor a monetáris árfolyammodellek feltevései gyenge koncepcióban elfogadhatók. Másrészt a kointegrált VAR modellek specifikálásának feltétele, hogy a változók kointegráltak legyenek. Emellett a kointegrált VAR modellek specifikálásához szükségünk van a kointegrációs vektorok számára, és tudnunk kell, hogy mely modell (van-e benne tengelymetszet, és/vagy trend) illik legjobban a kointegrációs vektorainkra (és az egyes hibakorrekciós egyenleteinkre), amelyben a Johansen-féle kointegrációs teszt volt segítségünkre (Johansen [1991, 1995]). A kointegráció tesztelését a korlátozott, kétváltozós specifikációk esetén Engle–Granger két lépéses módszerével tettük meg. Lefuttattunk egy sima regressziót a változók szintjére (a monetáris modellek redukált formájára), majd kimentettük a reziduomot. Ezt a fent említett (ADF, Ng–Perron, KPSS) három teszttel teszteltük (Engle – Granger [1987]). Azonban a reziduum alapú kointegrációs tesztek csak egy kointegrációs vektor jelenlétét képesek kimutatni, de az egyensúlyt több kointegrációs vektor, több mechanizmus is fenntarthatja. A Johansen [1991, 1995] által javasolt maximum likelihood becslésen alapuló kointegrációs teszttel több kointegrációs vektor jelenléte is detektálható. A Johansen tesztekkel valamennyi specifikációra lefuttattuk. (A Johansen tesztek eredményei a 3. számú mellékletben található.) A Johansen teszt öt modellezési lehetősége közül többek között az információs kritériumok alapján döntöttük el, hogy mely modell illeszkedik legjobban az általunk

⁶A kointegrációról magyarul olvashatunk többek között Kovács [1989], Kőrösi et al. [1990] és Darvas [2004] munkáiban.

vizsgált árfolyamra. De figyelembe vettük a modellek hibáinak autokorrelációját is.

A kointegrált VAR modellek becslésével, illetve azok identifikációjával (több kointegrációs vektor esetén) azonosíthatók a hosszú távú egyensúlyt biztosító mechanizmusok, a kointegrációs vektorok. Mivel ekkor a vektorokban szereplő változók előjele és mértéke is vizsgálható, illetve a hibakorrekciós együtthatón keresztül a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás⁷, ezért ez egyfajta erős tesztelése a monetáris modellek feltevéseinek. Mivel azt szeretnénk megvizsgálni, hogy hosszú távon a monetáris makrogazdasági fundamentumok befolyásolják-e a nominális árfolyamot, ezért elsősorban a nominális árfolyamra normáltuk a kointegrációs vektorokat (Boswijk [1996]), kivéve, ha az árfolyam gyengén exogénnek bizonyult (Burke és Hunter [2005]). Ha ez így van, akkor nem azonosíthatók a monetáris árfolyammodellek feltevései. Ekkor az árfolyam nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, pedig egy ilyen folyamatot szeretnénk azonosítani. Több kointegrációs vektor esetén restriktciókkal identifikáltuk azokat. A restriktciók megtétele a következő szempontok mentén történt: 1) figyelembe vettük az elméleti elgondolásokat, 2) a nem szignifikáns változókra nulla megkötést tettünk, 3) figyelembe vettük az LR statisztikát, 4) az adott specifikáció hibáinak autokorrelációját 5) és a modell illeszkedésének vizsgálatához az információs kritériumokat. Egy kointegrációs vektor becslése esetén nem tettünk restriktciókat, korlátlan kointegrált VAR modellt futtattunk.

A kointegrált VAR modellünk rendjét, azaz, hogy hány késleltetést tartalmazzon, szintén információs kritériumok alapján határoztuk meg. Ehhez specifikáltunk egy kiindulási VAR modellt, s a különböző hosszúságú késleltetések közül a legjobb információs kritériumokkal (AIC, BIC, Hannan–Quinn) rendelkező modelleket választottuk. A kointegrált VAR modell rendje definíció szerint eggyel kevesebb, mint a kiindulási VAR modellé. (Lütkepohl [2005]) A becslések torzítatlansága azon a feltételezésen alapszik, hogy a reziduumok korrelálatlanok, homoszkedasztikusak és normális eloszlásúak, így a kointegrált VAR modellek reziduumaikra a következő diagnosztikai teszteket futtattuk: autokorrelációs LM teszt, White heteroszkedaszticitás teszt, Jarque–Bera normalitás teszt. Ezen kívül IPS (Im – Pesaran – Schin), Fisher-PP és Fisher-ADF teszttel teszteltük az egyes kointegrált VAR modellek reziduumaik stacionaritását az Engle–Granger teszt elgondolásából kiindulva. Ha a kointegrált VAR modellek reziduumaik stacionerek, akkor az utalhat a változók közötti kointegrációra. Azért ezeket a teszteket választottuk, mert ezek eltérő autoregresszív struktúrát feltételeznek az egyes idősorok esetén. Az IPS t -statisztika az átlaga az egyedi ADF teszteknek, a nullhipotézise, hogy minden egyes idősor a panelben egységgyököt tartalmaz, az alternatív hipotézis, hogy csak néhány idősor, de nem mindegyik, tartalmaz egységgyököt. A Fisher-féle tesztek kombinálják az i -edik keresztmetszeti egységre vonatkozó egységgyök teszt p -értékeit, így tesztelik, van-e egységgyök a panel

⁷Ha nincs alkalmazkodás, akkor nem beszélhetünk egyensúlyról, miközben hosszú távú egyensúlyi modelleket szeretnénk azonosítani. Emiatt szükséges az árfolyam hibakorrekciós együtthatójának lejelentése, bár az elsősorban rövid távú folyamatokat tükröz.

adatokban. Nullhipotézisük szintén az egységgyök feltételezése az idősorokban. (Im et al. [2003], Maddala–Wu [1999]) Valószínűleg idősoros tesztekkel precízebb eredményeket kaptunk volna, de az eredményekből nem vontunk le messzemenő következtetéseket, csupán kiegészítő információként szolgálnak a kointegrált VAR modellek eredményeihez. (A reziduumokra vonatkozó egységgyök tesztek eredményei a 4. számú mellékletben láthatók.)

A nominális árfolyamok hosszú távú viselkedése akkor írható le a monetáris árfolyammodellekkel, ha azok feltevései teljesülnek. Ha csak egy gyenge tesztelést folytatunk, akkor a kointegráció létezésének vizsgálata elegendő. Tehát ebben az értelemben, ha az Engle–Granger teszt, vagy a Johansen teszt kimutatja a kointegrációt a változók között, akkor ez igazolja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Ha a hosszú távú egyensúlyt biztosító mechanizmusokat részletesebben megvizsgáljuk, és elvárjuk, hogy a kointegrációs vektorban a változók együttthatóinak előjele és mértéke ne térjen el jelentősen a monetáris árfolyammodellek feltevéseitől, akkor erős tesztelésről beszélünk. Két hipotézis is vizsgálható ebben a koncepcióban, az arányossági hipotézis, és a szimmetria. Az arányossági hipotézis szerint a nominális pénzkínálatok együttthatója nem tér el szignifikánsan egytől. Azaz a nominális pénzkínálatokban bekövetkező változás teljes mértékben tükröződik a nominális árfolyam változásában. A szimmetria szerint a hazai és a külföldi változók együttthatójának mértéke nem tér el jelentősen egymástól. Ez a hipotézis csak korlátlan specifikációk esetén vizsgálható. A szimmetria hipotézisének teljesülését jelen tanulmányban nem tekintjük kritériumnak a monetáris árfolyammodellek igazolása tekintetében, ugyanis a hazai és a külföldi változók együttthatójának különbözősége a valósághoz közelebb álló feltételezés. Tehát az erős tesztelés koncepciójában akkor tekintjük igazoltnak a monetáris árfolyammodelleket, ha van kointegráció – azaz kimutatható az alkalmazkodás az egyensúlyhoz –, a kointegrációs vektorban szereplő változók előjele megfelel az elméleti feltevéseknek és a változók mértéke közelít a vártnak. Ha létezik kointegráció, de az előjelek nem jók, azaz nem a monetáris modellek feltevéseit tükröző kointegrációs vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, akkor a monetáris modelleket nem tekintjük empirikusan igazoltnak. Illetve, ha sikerült egy megfelelő kointegrációs vektort identifikálni, de ehhez nem alkalmazkodik az árfolyam, akkor sem tekintjük igazoltnak a modellt. Emellett vizsgáljuk, hogy az arányossági hipotézis teljesül-e, de ebben a tanulmányban – hasonlóan a szimmetria hipotéziséhez – nem tekintjük elengedhetlen feltételnek a modell igazolásában. (Panel módszerrel általában jobb eredmények érhetők el, így ebben az esetben a fent említett két hipotézis is jobban vizsgálható.)

3 Eredmények

A következőkben ismertetjük a felhasznált adatokat, illetve közöljük az egyes részeredményeket: a változókra vonatkozó egységgyök tesztek eredményeit, az Engle–Granger és a Johansen kointegrációs teszt eredményeit, illetve az

egyes árfolyamokra vonatkozó kointegrált VAR modellek részletes eredményeit.

3.1 Adatok

A dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait negyedéves bontásban rendre a következő időszakokban vizsgáltuk meg: 1974Q1-2012Q4, 1973Q1-2012Q4 és 1980Q1-2012Q4. A forint-euró árfolyamot pedig 1999Q1-2012Q4 közötti időszakban, azaz az euró bevezetésének kezdetétől. Az adatok összeállításához az OECD Statistics és az Eurostat adatbázisát használtuk fel. Az eredeti adatok havi bontásúak, de számos pozitív eredményt elérő tanulmány negyedéves adatokat alkalmaz, így ebben a tanulmányban negyedéves adatokkal dolgozunk. Az adatokat a Gretl program segítségével átlagolással kaptuk meg. A monetáris modellek redukált formáját teszteltük, így a változóink a nominális árfolyam, a nominális pénzkínálat és a termelési index voltak. A forint-euró árfolyam tesztelésénél a Balassa-Samuelson hatás miatt a fogyasztói árindexet (consumer price index – CPI) és a termelési árindexet (producer price index – PPI) is felhasználtuk. A nominális árfolyamok átlagos időszaki értékek mind a négy árfolyam esetén, tehát a havi átlagos értékekből számoltunk negyedéves átlagot. A nominális pénzkínálatok hó végi adatok, Dánia és az eurózóna kivételével pedig szezonálisan kiigazítottak. Az eurózóna és Magyarország esetén M1-es, Kanada esetén M2-es, az USA és Dánia esetén M3-as, Japán esetén pedig M4-es adatokat tudtunk elérni. A termelési index minden ország esetén szezonálisan kiigazított. A CPI szezonálisan nincs kiigazítva, a PPI-ről pedig nincs információ ezzel kapcsolatban. Az OECD megfigyelései alapján úgy ítéli meg, hogy a szezonális hatások nem annyira szignifikánsak a CPI esetén, hogy azokat érdemben kezelni kellene⁸, így a szezonális kiigazítástól mi is eltekintünk. A fogyasztói árindex bázis éve 2005, és a felkínált árukösér-kategóriák közül a „minden tételt tartalmazó” kategóriát alkalmaztuk. A PPI bázis éve 2010, és az ipari tevékenységeket magába foglaló változóval dolgoztunk. A CPI-vel közelítettük a teljes árszínvonalat, a PPI-vel pedig csak a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árát. A változók megválasztását az adatok elérhetősége befolyásolta. Mivel reál GDP sokkal rövidebb idősorban állt rendelkezésre, mint az ipari termelési index, ezért mi is, mint a tanulmányok többsége, az ipari termelési indexet használjuk a vizsgálat során. A teszteléshez az Eviews 6-os programot használtuk.

3.2 Egységgyök teszt eredmények

Mivel az idősoros egységgyök teszteknek kicsi az erejük, és az egyes beállításokra (pl. késleltetés mértéke, a vizsgált idősor feltételezett modelljére) érzékenyek, ezért az eredmények robusztusságának ellenőrzésére több teszttel is megvizsgáltuk az idősorokat, illetve több modellezési lehetőséget néztünk meg. Így a változók integráltságának fokát az ADF, a KPSS és az Ng-Perron

⁸http://stats.oecd.org/OECDStat_Metadata/PrinterFriendly.aspx?SourceU Letöltve: 2013.03.18.

tesztel is megvizsgáltuk. A segéd regresszióban lévő késleltetések mértékét automatikus módszerrel, a Schwarz információs kritérium alapján választottuk meg. Az eredmények az 1. és a 2. táblázatban láthatók.⁹

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
	<i>Eurózóna 1999Q1-2012Q4</i>						
m_t^*	-1.326	-0.950	3.306	0.899***	0.198**	0.037	-15.594*
Δm_t^*	-3.807***	-4.013**	-1.367	0.282	0.108	-21.164***	-39.240***
y_t^*	-3.384**	-3.243*	0.001	0.208	0.114*	-12.268**	-21.507**
Δy_t^*	-4.049***	-4.111***	-4.101***	0.118	0.041	-16.917***	-30.850***
p_t^*	-1.169	-2.878	-1.085	0.661**	0.075	-1.829	-3110.56***
Δp_t^*	-5.289***	-5.241***	-5.247***	0.063	0.063	-114.382***	-159.318***
	<i>Magyarország (forint-euró) 1999Q1-2012Q4</i>						
e_t	-1.442	-4.083**	0.637	0.685**	0.202**	-5.575	-30.686***
Δe_t	-7.257***	-6.677***	-7.269***	0.500**	0.500***	-67.507***	-70.417***
$\Delta^2 e_t$	-	-	-	0.154	0.152**	-	-
m_t	-3.884***	0.234	1.339	1.188***	0.324***	0.901	-4.660
Δm_t	-4.013***	-5.870***	-2.496***	1.035***	0.096	-0.601	-34.511***
$\Delta^2 m_t$	-	-	-	0.210	0.174**	-22.423***	-35.653***
y_t	-0.957	-2.941	0.850	1.132***	0.229***	0.104	-5.947
Δy_t	-3.470**	-3.425*	-3.342***	0.164	0.167**	-14.649***	-15.198*
$\Delta^2 y_t$	-	-	-	0.113	0.077	-	-
p_t	-1.303	-3.671**	-1.692*	0.868***	0.076	-0.056	-26.016***
Δp_t	-5.647***	-5.641***	-5.480***	0.069	0.057	-21.287***	-24.104***

1. táblázat. Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam esetén

A tesztek eredményei mellett a változók idősorainak ábráit is figyelembe vettük a változók integráltsági fokának meghatározásakor. A változók idősorainak ábrái az 1. számú mellékletben láthatók. A forint-euró árfolyamnál az eurózóna tölti be a külföldi „ország” szerepét. Az eurózóna pénzkínálata a tesztek alapján első fokú integráltságot mutat (egyszer kell differenciálni, hogy stacioner legyen, tehát egységgyök folyamat), csak az Ng–Perron tesztnél merül fel a stacionaritás halvány jele (csak 10%-on utasítja el a teszt a nullhipotézist). De az idősor ábrájából jól kivehető, hogy az eurózóna pénzkínálatának trendje van, így nem lehet stacioner folyamat. Ellenben az eurózóna reáljövedelménél az ADF és a KPSS teszt is bizonytalanságot mutat a tekintetben, hogy stacioner vagy egységgyök folyamatról van szó, az Ng–Perron teszt pedig egyértelműen stacionaritást jelez. De az idősor ábrájából ebben az esetben is kivehető egyfajta trend, tehát ez a folyamat sem lehet stacioner. Mivel a Balassa–Samuelson hatás vizsgálatához a CPI és a PPI logaritmusainak különbségét használtuk fel, ezért nem teszteljük külön-külön a két idősort, csak a két idősor különbségét. Az ADF teszt szerint a két idősor különbsége az eurózóna esetén egyértelműen $I(1)$, a KPSS és az Ng–Perron

⁹A táblázatok oszlopai felett használt jelölések: A) az idősor tartalmaz konstans, B) konstans és trendet is tartalmaz, C) az idősor egyiket sem tartalmazza. Az adatok mellett a csillagok jelzik azokat a szignifikancia szinteket, amelyeken a nullhipotézist el lehet utasítani: * 10%, ** 5%, *** 1%. Az Ng–Perron teszt esetén csak az MZ_α tesztstatisztikát vettük figyelembe.

teszt pedig $I(0)$ -t vagy $I(1)$ -et mutat. Úgy tűnik, hogy ennek az idősornak is trendje van, így nem valószínű, hogy az $I(0)$. A forint-euró árfolyam is heterogén képet mutat. Az ADF teszt szerint első fokon integrált, a KPSS teszt szerint másod-, vagy harmadfokon integrált, az Ng–Perron teszt szerint pedig vagy stacioner vagy első fokon integrált. A harmadfokú integráltság nem túl reális, mint ahogy a stacionaritás sem, mert a folyamat ábrája alapján úgy tűnik, hogy ennek az idősornak is trendje van. Illetve a folyamat első differenciájának ábráján megfigyelhető néhány kiugró érték, valószínűleg ezek okozzák, hogy a teszt $I(3)$ -as folyamatot is jelez. A magyar pénzkínálatról sem lehet egyértelmű döntést hozni. Az ADF teszt egységgyök vagy stacioner folyamatnak jelzi, a KPSS teszt a folyamat első differenciáját követően bizonytalankodik, $I(1)$ -es vagy $I(2)$ -es folyamatot jelez. Ugyanezt mutatja az Ng–Perron teszt is. Mivel ennek a folyamatnak is trendje van, ezért valószínű, hogy nem stacioner. A magyar reáljövedelem stabilabb képet mutat. Az ADF és az Ng–Perron teszt szerint is $I(1)$ -es folyamat, csak a KPSS teszt mutat $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -t. A folyamat első differenciájának ábráján itt is megfigyelhető egy kiugró érték, ez okozhatja a teszt bizonytalankodását. A magyar CPI és a magyar PPI logaritmusainak különbsége mindhárom teszt szerint vagy $I(0)$ vagy $I(1)$. Az ábrából kivehető trend miatt ez sem valószínű, hogy stacioner folyamat (Dickey – Fuller [1979], Ng–Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992]).

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng-Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>USA 1980Q1-2012Q4</i>							
m_t^*	-0.866	-2.034	5.415	1.407***	0.142*	1.460	-2.562
Δm_t^*	-6.227***	-6.241***	-0.978	0.235	0.214**	-10.891**	-46.303***
y_t^*	-0.748	-2.328	2.309	1.354***	0.213**	0.900	-9.251
Δy_t^*	-5.663***	-5.653***	-5.042***	0.115	0.096	-38.947***	-117.687***
<i>Dánia 1974Q1-2012Q4</i>							
e_t	-2.166	-2.376	-0.233	0.235	0.126*	-9.447**	-9.832
Δe_t	-9.108***	-9.101***	-9.138***	0.065	0.049	-13.454***	-58.055***
m_t	-1.297	-2.026	2.752	1.465***	0.221***	1.205	-3.794
Δm_t	-3.882***	-3.981**	-2.650***	0.333	0.094	-13.362**	-16.099*
y_t	-2.176	-1.366	1.735	1.392***	0.252***	0.113	-6.469
Δy_t	-7.036***	-7.294***	-6.735***	0.221	0.123*	-1.160	-2.189
$\Delta^2 y_t$	-	-	-	0.165	0.097	0.287	0.026
<i>Kanada 1973Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.746	-1.499	-0.947	0.320	0.270***	-2.503	-3.710
Δe_t	-8.840***	-8.989***	-8.868***	0.404*	0.054	-70.253***	-71.068***
$\Delta^2 e_t$	-	-	-	0.315	0.293***	-	-
m_t	-3.579***	-3.219*	1.667	1.487***	0.347***	0.982	-3.078
Δm_t	-2.512	-4.308***	-2.011**	1.018***	0.243***	-2.127	-30.070***
$\Delta^2 m_t$	-9.069***	-9.089***	-9.031***	-	-	-2.869	-37.159***
y_t	-1.155	-2.472	1.352	1.470***	0.156**	0.344	-14.525*
Δy_t	-6.592***	-6.589***	-6.417***	0.109	0.067	-47.504***	-52.768***
<i>Japán 1980Q1-2012Q4</i>							
e_t	-1.689	-2.492	-1.545	1.080***	0.206**	0.179	-11.971
Δe_t	-5.415***	-5.387***	-5.204***	0.072	0.056	-8.704**	-8.704**
m_t	-3.011**	-2.173	1.342	1.265***	0.340**	0.066***	-4.567*
Δm_t	-2.157	-3.040	-1.694*	0.986***	0.133*	-5.310***	-16.481**
$\Delta^2 m_t$	-11.561***	-11.513***	-11.601***	0.193	0.184**	-2.471	-62.242***
y_t	-2.481	-2.473	0.509	0.919***	0.259***	-1.763	-10.837
Δy_t	-7.663***	-7.751***	-7.661***	0.274	0.040	-52.406***	-56.531***

2. táblázat. Az ADF, az Ng-Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek változókra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok esetén

Az USA a többi árfolyam vizsgálata során a külföldi ország szerepét tölti be (a csillaggal jelölt változók), mivel hazai valuta/ dollár árfolyamokat vizsgálunk. A tesztek alapján mind az amerikai pénzkínálat, mind az amerikai reáljövedelem első fokú integráltságot mutat. A dán változóról nem lehetett ilyen egyértelműen döntést hozni. A tesztek alapján a dán korona-dollár árfolyam vagy stacioner, vagy első fokon integrált. Bár az árfolyam idősorának ábrája alapján inkább első fokon integráltnak látszik, mert úgy tűnik, trendje van. A dán reáljövedelem pedig egész heterogén képet mutat, $I(1)$ -es vagy $I(2)$ -es folyamat, az $I(3)$ nem túl realiztikus gazdasági folyamatok esetén. Ezen idősor első differenciájának ábráján megfigyelhető néhány kiugró érték, valószínűleg ezek okozzák a tesztek bizonytalanságát. A pénzkínálat az egyetlen, amiről egyértelműen lehet dönteni, az első fokon integrált. A kanadai fundamentumok még heterogénebb képet mutatnak, mint a dán változók. A kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam $I(1)$ -nek tűnik, a kanadai pénzkínálat inkább $I(1)$ vagy $I(2)$, a reáljövedelem pedig szintén első fokon integrált. A kanadai pénzkínálat az egyetlen, ahol nem kiugró értékre, értékekre kell gyanakodni az idősor első differenciájának ábrája alapján, hanem kifejezetten töréspontra. Az idősor első szakaszában jól kivehető csökkenő trend van, az

utolsó szakaszban viszont eltűnik a trend, ami stacionaritásra utal. Kanada hivatalosan (de jure) 1991-ben tért át az inflációs célkövetésre (Ragan [2011]). Ez okozhat változást a pénzkínálat viselkedésében, emiatt 1991Q1 és 2012Q4 között újratesteltük a kanadai pénzkínálatot (lásd 4. számú melléklet), de az eredmények nem támasztják alá ezt a feltételezést. A tesztek egyike sem jelez stacionaritást, az ADF és az Ng–Perron teszt egyértelműen első fokú integráltságot mutat, csak a KPSS tesztnél merül fel a másodfokú integráltság egy halvány esélye. A jen–dollár árfolyam és a japán reáljövedelem egyértelműen $I(1)$ -es folyamat, míg a japán pénzkínálat kétszeresen integráltnak tűnik. A kétszeres integráltságot okozhatja egy kiugró érték is, ami a japán pénzkínálat első differenciájának ábráján jól kitűnik. (Dickey – Fuller [1979], Ng – Perron [2001], Kwiatkowski et al. [1992])

A hipotézis, hogy a vizsgált folyamatok első fokon integráltak, nem minden esetben teljesül, illetve bizonyos esetekben nem lehet egyértelmű döntést hozni a folyamatok integráltságának fokáról. Néhány esetben pedig felmerült a másodfokú integráltság lehetősége (forint–euró árfolyam, magyar pénzkínálat és jövedelem, dán reáljövedelem, kanadai pénzkínálat, japán pénzkínálat (bár a legtöbb esetben inkább nem tudunk döntést hozni az eredmények alapján)), de az irodalomban nem jellemző, hogy ezeket a változókat kétszeresen integrált változóként kezelik. Bár a másodfokon integrált változók kezelésének külön irodalma van (Granger–Lee [1989], Haldrup [1998]), ezeket a módszereket jelen tanulmányban nem alkalmazzuk, az későbbi kutatás tárgyát képezi. Azt feltételezzük, hogy néhány kiugró érték (outlier) miatt mutatják ezeket az eredményeket a tesztek. Ezek a kiugró értékek a VAR modellekben pedig dummykkal kezelve vannak. Így a továbbiakban a tesztelést mindhárom árfolyam esetén tovább folytatjuk, mivel nem lehetünk teljesen biztosak az előzetes hipotézisünk elvetésében (a nem egyértelmű eseteknél minden folyamat $I(1)$ -es is lehet).

3.3 Engle–Granger és Johansen kointegrációs teszt eredmények

Az Engle–Granger tesztet csak a kétváltozós esetben futtattuk le, de mindkét időszakra¹⁰. Nem csak a szokásos ADF teszttel teszteltük a reziduumokat, hanem a KPSS stacionaritás teszttel és az Ng–Perron egységgyök teszttel is. Mivel a kointegráció tesztelése során az ADF egységgyök tesztet nem magukra az adatokra futtatjuk, hanem már egy becsült modell reziduumára, ezért az eredeti kritikus értékek nem lesznek megfelelőek, mert a tesztstatisztika eloszlása megváltozik (Engel–Yoo [1987]). Engel–Yoo [1987] és MacKinnon [2010] is a kritikus értékek újraszámolását javasolja az Engle–Granger kointegrációs teszt alkalmazása esetén. Mi MacKinnon [2010] alapján számoltuk ki az Engle–Granger kointegrációs teszt kritikus értékeit az ADF teszthez.

¹⁰A reziduum alapú tesztek, csak egy kointegrációs kapcsolat jelenlétét feltételezik, de az ötváltozós esetben több ilyen kapcsolat is létezhet, ezért erre az esetre nem futtattunk ilyen típusú teszteket. Ellenben két változó esetén a kointegrációs vektorok maximális száma egy.

A kétváltozós specifikáció esetén, az egyes mintáinkon alkalmazható kritikus értékek a 2. számú mellékletben találhatóak. Az eredmények szinte egyik esetben sem kedvezőek, leszámítva a forint euró-árfolyam kétváltozós specifikációját. Ezen az egy eseten kívül a hagyományos ADF tesztet alkalmazó Engle–Granger kointegrációs teszt egyik árfolyam esetén és egyik időszak esetén sem mutat kointegrációt a vizsgált változók között. Az eredmények a 3. és a 4. táblázatban láthatók.

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>1999Q1–2012Q4, kétváltozós specifikáció</i>							
$u_{t,HUF}$	-4.177***	-4.321**	-4.218***	0.270	0.187**	-31.368***	-33.387***
$\Delta u_{t,HUF}$	-7.075***	-7.015***	-7.143***	0.500**	0.500***	-61.535***	-67.611***
<i>1999Q1–2012Q4, háromváltozós specifikáció Balassa–Samuelson hatással</i>							
$u_{t,HUF}$	-3.377	-3.296	-3.407	0.215	0.209**	-9.421**	-20.679**
$\Delta u_{t,HUF}$	-6.565***	-6.841***	-6.630***	0.289	0.328***	-53.397***	-55.055***

3. táblázat. Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a forint-euró árfolyam esetén

A forint-euró árfolyam esetén a kétváltozós specifikációnál két teszt is kointegrációt jelez: az ADF és az Ng–Perron teszt is, a KPSS teszt pedig bizonytalan. Ezzel szemben a háromváltozós specifikáció esetén, mely megragadja a Balassa–Samuelson hatást is, csak az Ng–Perron teszt jelez kointegrációt, a KPSS teszt ismét bizonytalankodik és az ADF teszt egyértelműen első fokon integrálnak mutatja a reziduumot, ami a kointegráció hiányára utal. Így a tesztek alapján a kétváltozós specifikáció esetén van esély a kointegráció jelenlétére, míg a háromváltozós specifikáció esetén nem tudunk döntést hozni.

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
<i>1974Q1/1973Q1/1980Q1–2012Q4</i>							
$u_{t,DKK}$	-2.480	-2.460	-2.487	0.123	0.124*	-8.483**	-10.301
$\Delta u_{t,DKK}$	-9.177***	-9.170***	-9.205***	0.073	0.050	-22.431***	-64.469***
$u_{t,CAD}$	-1.409	-1.547	-1.421	0.232	0.217***	-5.206	-5.607
$\Delta u_{t,CAD}$	-8.635***	-8.723***	-8.650***	0.392*	0.065	-69.096***	-69.593***
$u_{t,JPY}$	-1.225	-2.401	-1.230	1.091***	0.189**	0.315	-12.279
$\Delta u_{t,JPY}$	-5.090***	-5.068***	-4.959***	0.074	0.058	-16.978***	-25.149***
<i>1974Q1/1973Q1/1980Q1–1997Q4</i>							
$u_{t,DKK}$	-1.723	-1.731	-1.732	0.209	0.207**	-5.719*	-5.729
$\Delta u_{t,DKK}$	-7.253***	-7.224***	-7.291***	0.091	0.085	-8.338***	-37.030***
$u_{t,CAD}$	-2.634	-2.655	-2.650	0.142	0.136*	-23.031***	-23.448**
$\Delta u_{t,CAD}$	-2.931	-2.918	-2.929	0.084	0.086	-12.031**	-12.027
$u_{t,JPY}$	-1.972	-0.639	-1.977	0.540**	0.268***	-1.187	-1.130
$\Delta u_{t,JPY}$	-7.084***	-7.492***	-7.155***	0.633**	0.051	-4.288	-31.769***

4. táblázat. Az ADF, az Ng–Perron és a KPSS egységgyök és stacionaritás tesztek reziduumokra vonatkozó eredményei a dollárárfolyamok kétváltozós specifikációinak esetén

Azt várhatnánk, hogy a dollárárfolyamok esetén kedvezőbb eredményeket kapunk, már csak a hosszabb mintaidőszak miatt is. De egyik esetben sem mutat kointegrációt a hagyományos, ADF tesztrel futtatott Engle–Granger

kointegrációs teszt, egyik mintaidőszak esetén sem. A dán koronánál a KPSS és az Ng–Perron teszt mindkét mintaidőszaknál bizonytalankodik, $I(0)$ -t vagy $I(1)$ -et mutat. A kanadai dollárnál a KPSS teszt ugyanezt mutatja mindkét periódusra, viszont az Ng–Perron teszt a 1997-ig tartó periódus esetén stationernek jelzi a hibát, de a 2012-ig tartó mintaidőszaknál ismét egyértelműen $I(1)$. A jen dollárárfolyama mutatja a legrosszabb képet. A hosszabb időszakra egyértelműen $I(1)$ -es hibát jeleznek a tesztek, a rövidebb időszakra pedig $I(1)$ -et vagy $I(2)$ -t. Jól látható, hogy az Engle–Granger típusú kointegrációs tesztek a dollárárfolyamoknál nem mutattak ki hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között, a forint-euró árfolyam esetén pedig csak egy specifikáció esetén van erre esély, a kétváltozós specifikációnál.

A kointegráció létezését a változók között Johansen teszttel is megvizsgáltuk. Minden specifikáció esetén, mindkét időszakra futtattunk ilyen típusú kointegrációs tesztek. Az eredmények a 3. számú mellékletben láthatók. Viszonylagos összhang figyelhető meg a két típusú kointegrációs teszt eredményei között a tekintetben, hogy a Johansen teszt sem mutatott ki kointegrációt a kétváltozós specifikációk többsége esetén. Kivétel ez alól a kanadai dollár kétváltozós specifikációja a 2012-ig tartó időszakra, illetve a forint-euró árfolyam hasonló specifikációi. A dollárárfolyamok esetén minden ötváltozós specifikáció esetén sikerült kimutatni a kointegrációt, vagyis a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Ugyanez elmondható a forint-euró árfolyam valamennyi specifikációjára. Illetve az eredményekből megfigyelhető, hogy a kointegrációs tesztek a korlátlan modellek esetén mutatnak kedvezőbb képet. Tehát gyenge tesztelési koncepcióban valamennyi árfolyam esetén találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett bizonyos specifikációk esetén.

3.4 Kointegrált VAR modellek eredményei

A kointegrált VAR modellek eredményeiről összességében elmondható, hogy heterogén képet mutatnak. A korlátlan specifikációk egyike esetén sem tudtuk azonosítani a monetáris árfolyammodellek hatásait az árfolyamok hosszú távú viselkedésében, sőt, a legtöbb esetben maga a kointegráció sem volt kimutatható a Johansen teszt által sugallt eredmények ellenére. Ellenben a kétváltozós specifikációknál több esetben sikerült igazolni a monetáris modellek feltevéseit.

3.4.1 Forint-euró árfolyam

Nem tipikus a magyar irodalomban, hogy a forint-euró árfolyam hosszú távú viselkedését vizsgálják olyan szempontból, hogy az a monetáris modellek várakozásait tükrözi-e vagy sem. A legtöbb árfolyammal kapcsolatos irodalom talán a sávós árfolyamrendszerrel kapcsolatban íródott, mely felkeltette a témával foglalkozók érdeklődését (pl. Darvas [2001], Naszodi [2004]), illetve

az euró bevezetésével kapcsolatban (pl. Neményi [2003], Tarafás [2001]). A forint előrejelezhetőségét is többféle koncepcióban vizsgálják az irodalomban: például sávon belüli előrejelezhetőségről, illetve előrejelezhetetlenségéről Darvas [1999] munkájában olvashatunk, egy eszköz árazási koncepcióban történő előrejelzési vizsgálatról pedig Naszódi 2011-es tanulmányában. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán 2007-es munkája a hosszú lejáratú határidős árfolyamok stacionaritását feltételező hibakorrekciós modellel történő előrejelzési eredményekről számol be, melyben a forintot is tesztelték. A forint esetében az eredmények viszonylag kedvezőek voltak. (Darvas–Schepp [2007b]) Hasonló vizsgálatot végeztek a fejlett ipari országok valutáival kapcsolatban. Ezen valutáknál kedvezőbb eredményeket realizáltak, mint a kelet-közép-európai valuták vizsgálatánál. (Darvas–Schepp [2007a]) A nemzetközi irodalomban is találhatók olyan tanulmányok, melyek a kelet-közép európai árfolyamokat vizsgálják, beleértve a forintot is, és ezek között inkább megtalálhatók a klasszikus monetáris modelleket tesztelő tanulmányok (pl. Crespo-Cuaresma et al. [2003]).

A mi eredményeink hasonlítanak az irodalom eredményeihez a tekintetben, hogy a Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalásával a forint esetén viszonylag kedvező eredmények érhetők el a tesztelés terén. Látható (5. táblázat), hogy azok a specifikációk, amelyek nem ragadják meg a Balassa–Samuelson hatást, teljesen negatív képet mutatnak. Viszont a Balassa–Samuelson hatást is megragadó korlátozott modellnél a változók előjelei megfelelnek a várakozásoknak. Valamennyi specifikáció esetén stacioner reziduumokat találtunk, még a Balassa–Samuelson hatást nem tartalmazó specifikációk esetén is (4. melléklet).

	Hétváltozós modell 99Q1-12Q4	Háromváltozós modell 99Q1-12Q4	Ötváltozós modell 99Q1-12Q4	Kétváltozós modell 99Q1-12Q4
Restriktiók	$\beta_{12} = 1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{12} = 1$	$\beta_{11} = -1$
e_t	-0.715***	e_t -1	e_t -29.172	e_t -1
m_t	-1	f_t 4.488***	m_t -1	f_t -0.609***
m_t^*	0.921***	$p_{d,t}$ 7.833***	m_t^* 31.320***	c 14.708
y_t	1.024***	c -60.041***	y_t -19.942	
y_t^*	-1.884***		y_t^* -41.843***	
p_t	-0.527***			
p_t^*	0.135			
c	24.270***			
hiba korr.e.	0.023	0.090***	-0.002	0.227***
AIC	-43.316	-15.647	-29.079	-9.129
SBC	-35.661	-13.314	-23.587	-8.466

Megjegyzés: A hét- és háromváltozós modell a Balassa–Samuelson hatást is megragadja.
 $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

5. táblázat. Kointegrációs vektorok a forint euró árfolyamának esetén

A forint-euró árfolyamot minden specifikáció esetén 1999Q1 és 2012Q4 között vizsgáltuk meg, illetve mindenhol egy egyensúlyi kapcsolatot becsültünk, ezért nem volt szükség a vektorok identifikálására, így nem tettünk restriktiókat a változókra (sem az előjelekre). Az ötváltozós modell esetén az

árfolyam gyengén exogén, azaz nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, így ez a becslés nem igazolja a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Johansen teszt egy kointegrációs kapcsolatot javasolt:

$$m_t = 31.320 \cdot m_t^* - 41.843 \cdot y_t^* . \quad (29)$$

Mivel az árfolyamra nem lehetett normálni a vektort, így a hazai pénzkínálatra normáltuk (Burke–Hunter [2005]). Az előjelek elvben jók, ugyanis ha a monetáris árfolyammodellek egyenletét átrendezzük a pénzkínálatra, akkor pontosan a becsült előjeleket várjuk: azaz a külföldi pénzkínálatra pozitív, a külföldi reáljövedelemre pedig negatív előjelet. Az árfolyam és a hazai reáljövedelem nem volt szignifikáns a kointegrációs vektorban. De nem azt szeretnénk megtudni, hogy a hazai pénzkínálatot hogyan befolyásolják a fundamentumok, hanem hogy az árfolyamot hogyan befolyásolják ezek a változók hosszú távon. Így az árfolyam gyenge exogenitása mellett az is a monetáris árfolyammodellek ellen szól, hogy az árfolyam nem szignifikáns a hosszú távú egyensúly kialakításában. Az egyes kointegrált VAR modellek reziduumaikat az LM autokorrelációs teszttel, a White-féle heteroszkedaszticitási teszttel és a Jarque–Bera-féle normalitás teszttel teszteltük. A diagnosztikai eredmények viszonylag kedvezők, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, csak a normalitási feltételt nem teljesítik.

A Balassa–Samuelson hatást is megragadó hétváltozós specifikációnál is hasonló a helyzet. Az árfolyam ebben az esetben is gyengén exogén, tehát nem alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz. Így ez a becslés sem támasztja alá a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A Johansen teszt három vagy négy egyensúlyi mechanizmus jelenlétét jelzi, de nem sikerült olyan identifikációt találni, amelynél a reziduumok autokorrelációja egy ilyen modell esetén megfelelő lenne. Viszont egy egyensúlyi mechanizmus jelenléte esetén sikerült egy elfogadható autokorrelációjú modellt találni. A becsült egyensúlyi mechanizmus a következő:

$$m_t = 24.270 - 0.715 \cdot e_t + 0.921 \cdot m_t^* + 1.024 \cdot y_t - 1.884 \cdot y_t^* - 0.527 \cdot p_t . \quad (30)$$

A kointegrációs vektort a hazai pénzkínálatra normáltuk. Bár a fő probléma az, hogy az árfolyam nem alkalmazkodik, a vektor sem teljesen a monetáris árfolyammodellek feltevéseit tükrözi. A monetáris árfolyammodellek redukált formájának pénzkínálatra való rendezését követően az árfolyamra pozitív előjelet várunk, mivel az árfolyam és a hazai pénzkínálat között pozitív irányú kapcsolat van. Ugyanis a hazai pénzkínálat növekedése leértékelődést okoz az árfolyamban, ha az a hazai valuta árát jelzi külföldi valutában. De a becsült mechanizmus pontosan az ellenkezőjét mutatja. Illetve még rossz az előjel a hazai árindex-különbségek¹¹ esetén. A hazai pénzkínálat pozitívan befolyásolja az árfolyamot, viszont a hazai árindex-különbségek negatívan, mivel változatlan árszínvonal mellett a kereskedelmi forgalomba nem kerülő javak árának növekedése árfolyam felértékelődést okoz. Ugyanis a kereskedelmi

¹¹ Azaz a teljes árszínvonal és a kereskedelmi forgalomba kerülők javak árának különbsége, ami a kereskedelmi forgalomba nem kerülő és kerülő javak ára közötti különbséget proxyzza.

forgalomba nem kerülő javak árának emelkedésével egyidőben a kereskedelmi forgalomba kerülő javak árának csökkennie kell, hogy az árszínvonal ne változzon. Az egyenlet hazai pénzkínálatra rendezésével a várt negatív előjel megfordul, így a becült mechanizmusban pozitív előjelet várunk. A többi változó előjele megfelel a várakozásoknak. A diagnosztika kicsit rosszabb, mint az előző esetben, de még így is autokorrelálatlanok a reziduumok, homoszkedasztikusak, csak a normalitási feltétel sérül (6. táblázat).

A kétváltozós specifikációt is megbecsültük a Balassa–Samuelson hatás megragadása nélkül és azzal együtt is, hogy össze tudjuk vetni az eredményeket. A Balassa–Samuelson hatás modellbe foglalása nélkül nem jutottunk eredményre. Két változó esetén a maximálisan lehetséges kointegrációs vektorok száma egy, így egy vektort becültünk:

$$e_t = 14.708 - 0.609 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] . \quad (31)$$

Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült kointegrációs vektorhoz, csak a fundamentumok előjele nem felel meg a várakozásoknak. Ahhoz, hogy a várt hatásokat azonosítani tudjuk, pozitívnak kellene lennie az együtthatónak (a hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem növekedése leértékelődést, a külföldi pénzkínálat és a hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban a monetáris árfolyammodellek szerint). A diagnosztikai eredmények kedvezőek, mindhárom feltételt teljesítik a reziduumok (6. táblázat).

Ezzel ellentétben a Balassa–Samuelson hatás figyelembevételével olyan kointegrációs vektort sikerült megbecsülni a kétváltozós specifikáció esetén (háromváltozós modell), melyben a változók előjelei megfelelnek a monetáris árfolyammodellek várakozásainak:

$$e_t = -60.041 + 4.488 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 7.833 \cdot (p_t - p_t^*) . \quad (32)$$

A fundamentumokból képzett kompozit változó ilyen összeállításban pozitívan befolyásolja az árfolyamot, az árindex-különbségek pedig negatívan, a fent említett okok miatt. Így esetünkben szignifikáns Balassa–Samuelson hatás figyelhető meg. Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz, a hibakorrekciós együtthatója szignifikánsan negatív (az árfolyam mínusz egyre való normálás esetén pozitív). Bár a kompozit változó együtthatójának mértéke túllépi a várt értéket, de nem extrém mértékben. Így ebben az esetben igazoltunk véljük a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A diagnosztikai eredmények a többi esethez hasonlóak, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, csak a normális eloszlás feltételét nem teljesítik (6. táblázat).

	Hétváltozós modell 99Q1-12Q4		Háromváltozós modell 99Q1-12Q4		Ötváltozós modell 99Q1-12Q4		Kétváltozós modell 99Q1-12Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
	<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>							
LM stat.(1)	52.973	0.324	8.138	0.520	25.274	0.447	7.341	0.119
LM stat.(2)	42.532	0.731	8.017	0.532	28.065	0.305	2.665	0.615
LM stat.(3)	51.037	0.394	11.067	0.271	26.892	0.361	6.991	0.136
LM stat.(4)	32.974	0.962	3.924	0.916	19.788	0.758	4.334	0.363
LM stat.(5)	36.414	0.908	11.017	0.275	28.067	0.305	4.369	0.358
LM stat.(6)	68.567	0.034	6.649	0.674	36.570	0.063	4.583	0.333
LM stat.(7)	54.591	0.271	10.243	0.331	25.944	0.411	7.487	0.112
LM stat.(8)	67.399	0.042	13.132	0.157	20.669	0.711	5.682	0.224
LM stat.(9)	32.721	0.964	11.458	0.246	17.516	0.862	3.942	0.414
LM stat.(10)	68.841	0.032	7.076	0.629	22.303	0.618	2.323	0.677
LM stat.(11)	33.982	0.949	8.134	0.521	31.372	0.177	3.935	0.415
LM stat.(12)	46.255	0.585	2.735	0.974	27.271	0.343	0.149	0.997
	<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>							
	1419.8	0.350	200.626	0.667	743.378	0.407	24.326	0.757
	<i>Normalitás teszt</i>							
ferdeség	1.109	0.993	0.243	0.970	1.048	0.959	0.775	0.679
csúcsosság	72.669	0.000	19.375	0.000	57.184	0.000	5.742	0.057
Jarque-Bera	73.778	0.000	19.618	0.003	58.232	0.000	6.517	0.164

Megjegyzés: A hét- és háromváltozós modell a Balassa-Samuelson hatást is megragadja.

6. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a forint euró árfolyamának esetén

3.4.2 Dán korona-dollár árfolyam

A dán korona dollárárfolyama nem tartozik a leggyakrabban tesztelt árfolyamok közé, de több panelelemzésben is fellelhető, és általában a korai panelelemzést alkalmazó tanulmányok idősorban is tesztelték a panelben összegyűjtött árfolyamokat. Rapach és Wohar 2002-es és 2004-es cikkében is szerepel ez az árfolyam, amelyet mindkétyszer idősoros technikákkal is megbecsültek. Rapach és Wohar [2002] már a változók integráltsági fokának tesztelésénél kudarcra szembesült a dán korona-dollár árfolyam esetén. A vizsgált változókat Ng-Perron egységgyök tesztrel tesztelték, mely során az árfolyam stacionernek bizonyult, ebben az esetben pedig nem állhat fenn kointegráció a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között. A pénzkínálatok különbsége első fokon integrált folyamatnak mutatkozott, a jövedelem különbségek tesztje pedig nem adott egyértelmű eredményt. Éves adatokkal dolgoztak, az 1885 és 1995 közötti periódust vizsgálták meg. 2004-es tanulmányukban már más adatbázist használtak fel a vizsgálataikhoz, Mark és Sul [2001] adatbázisát. Ezek negyedéves adatok, melyek az 1973Q1 és 1997Q1 közötti időszakot ölelik fel. A reáljövedelmet ez az adatbázis a termelési indexszel közelítette, míg a szerzők 2002-es cikkükben reál GDP-t használtak a becsléshez. Hatféle idősoros technikát alkalmaztak: sima legkisebb négyzetek módszerét (OLS – ordinary least squares), „teljesen módosított” legkisebb négyzetek módszerét (FM-OLS – fully modified or-

dinary least squares)¹², dinamikus legkisebb négyzetek módszerét (DOLS)¹³, vektor hibakorrekciós modellt maximum likelihood becsléssel, „látszólag szét-eső” modellt (SUR – seemingly unrelated model)¹⁴ és elosztott késleltetésű autoregresszív modellt. Ezen kívül Engle–Granger és Johansen kointegrációs tesztet is futtattak. A számos tesztelési módszer ellenére idősoros technikával nem sikerült bizonyítékot találni a monetáris árfolyammodellek mellett a dán korona-dollár árfolyam esetén. Volt olyan eljárás, mely során találtak kointegrációs kapcsolatot, de a kointegrációs vektor együtthatóinak előjelei nem voltak összhangban az elméleti feltevésekkel, illetve olyan is előfordult, hogy az előjelek helyesek voltak, de a vizsgált változók nem voltak szignifikánsak. A mi eredményeink sem mutatnak túl pozitív képet. Az árfolyam három esetben mutat alkalmazkodást, bár a reziduumok mind a négy esetben stationerek (4. számú melléklet). Mindkét kétváltozós esetben alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, de a kointegrációs vektorban szereplő kompozit változó együtthatójának előjele nem a várakozásoknak megfelelő. Illetve az 1997-ig vizsgált ötváltozós esetben is szignifikáns az árfolyam hibakorrekciós együtthatója, azaz az egyik „korlátlan” modell esetén, ahol csak az USA pénzkínálatának előjele nem stimmel. Az eredmények az 7. táblázatban láthatók.

	Ötváltozós modell 74Q1-12Q4	Ötváltozós modell 74Q1-97Q4	Kétváltozós modell 74Q1-12Q4	Kétváltozós modell 74Q1-97Q4
Restrikción	$\beta_{13} = -1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{11} = -1$	$\beta_{11} = -1$
e_t	0.751***	e_t -1	e_t -1	e_t -1
m_t	0.468***	m_t 0.765	f_t -0.879***	f_t -0.778***
m_t^*	-1	m_t^* 1.577***		
y_t	-2.715***	y_t -5.419***		
y_t^*	3.130***	y_t^* 1.022		
c	13.767***	c -45.282***		
hiba korr.e.	-0.022	0.088***	0.031*	0.043**
AIC	-24.802	-25.077	-6.713	-6.721
SBC	-21.997	-22.034	-6.437	-6.118

Megjegyzés: $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

7. táblázat. Kointegrációs vektorok a dán korona dollárárfolyamának esetén

Az ötváltozós esetben az 1974Q1 és 2012Q4 közötti időszakra vonatkozó becslésnél nem tudtuk a dán korona-dollár árfolyamra normálni a kointegrációs vektort, mert az gyengén exogén volt. Azaz, ha eltérés következik be a hosszú távú egyensúlytól, akkor az árfolyam nem fog alkalmazkodni. Tehát nem sikerült a monetáris modellek feltevéseit igazolni. Ugyanez a helyzet

¹²Phillips, P. C. – Hansen, B.E. [1990]: Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. Review of Economic Studies, Vol. 57, No. 1, pp. 99–125.

¹³Saikkonen, P. [1991]: Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions. Econometric Theory, Vol. 7, No. 1, pp. 1–21. és Stock, J. H. – Watson, M. H. [1993]: A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica, Vol. 61, No. 4, pp. 783–820.

¹⁴Mark, N. C. – Ogaki, M. – Sul, D. [2005]: Dynamic seemingly unrelated cointegrating regression. The Review of Economic Studies, Vol. 72, No. 3, pp. 797-820.

a hazai pénzkínálattal, szintén nem mutat alkalmazkodást a hosszú távú egyensúlyhoz, így végül a külföldi pénzkínálatra normáltuk a kointegrációs vektort:

$$m_t^* = 13.767 + 0.751 \cdot e_t + 0.468 \cdot m_t - 2.715 \cdot y_t + 3.130 \cdot y_t^* . \quad (33)$$

A kointegrációs vektor ebben az esetben sem a monetáris modellek feltevéseit tükrözi. Az árfolyam és a külföldi pénzkínálat között a monetáris modellek szerint negatív kapcsolatnak kell lenni: ha a külföldi pénzkínálat nő, akkor az árfolyam felértékelődik (ha az árfolyam a hazai valuta árát jelzi külföldi valutában kifejezve). A többi változó előjele elvben jó, de nem azt szeretnék megtudni, hogy a pénzkínálatra hogyan hatnak a monetáris fundamentumok, hanem hogy azok az árfolyamot hogyan befolyásolják. Illetve az árfolyam nem szignifikáns hibakorrekciós együtthatója esetén nincs egyensúly, nincs kointegráció. A diagnosztikai tesztek kedvező eredményeket mutatnak: a becslés reziduuma nem autokorreláltak, nem heteroszkedasztikusak, csak a normalitási feltétel sérül (8. táblázat).

Az 1997-ig becsült ötváltozós specifikáció esetén viszont nem volt akadálya annak, hogy az árfolyamra normáljuk a kointegrációs vektort:

$$e_t = -45.282 + 1.577 \cdot m_t^* - 5.419 \cdot y_t . \quad (34)$$

Hasonlóan az előbbi esethez, szintén egy kointegrációs kapcsolatot jelzett a Johansen teszt. A hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem nem bizonyult szignifikánsnak, a külföldi pénzkínálat együtthatója pedig nem felel meg a várakozásoknak. Az egyenlet szerint a külföldi pénzkínálat növekedése a nominális árfolyam leértékelődését okozná, pedig ennek fordítva kellene történni. Ebben az esetben az árfolyam felértékelődne, tehát ennek a változónak az előjele nem felel meg a várakozásoknak. Viszont a hazai reáljövedelem előjele megfelelő, mivel a hazai reáljövedelem növekedésének hatására a nominális árfolyam felértékelődik, s ezt jelzi a becsült kointegrációs vektor is. Bár az árfolyam alkalmazkodási együtthatója szignifikáns – azaz a változók kointegráltak, és hosszú távon létrejön egyensúly az alkalmazkodás révén –, mivel a vektor előjelei nem felelnek meg teljes mértékben a várakozásoknak, ezért ebben az esetben sem találtunk igazolást a monetáris árfolyammodellek mellett. A diagnosztika eredményei ugyanolyanok, mint az előző becslés esetén (8. táblázat). Tehát a korlátlan modell becslési eredményei hasonlítanak a forint-euró árfolyam eredményeihez, egyik esetben sem találtunk bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett.

A kétváltozós specifikációk esetén sem kaptunk jobb eredményeket. A maximálisan lehetséges egy kointegrációs vektort mindkét esetben az árfolyamra normáltuk. Sajnos egyik esetben sem kaptunk pozitív előjelű együtthatót a fundamentumokra, bár az együtthatók mértéke közelít a vártnak. Az 1974Q1 és 2012Q4 közötti időszakra becsült kointegrációs vektor:

$$e_t = -0.879 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] , \quad (35)$$

és az 1997Q4-ig becsült:

$$e_t = -0.778 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] . \quad (36)$$

Az árfolyam mindkét esetben alkalmazkodik, azaz szignifikáns az árfolyam hibakorrekciós együtthatója, de sajnos mindkét specifikációnál elméleti szempontok szerint rossz vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam. Így hiába mutatható ki kointegráció, erős tesztelési koncepcióban ismét nem tudjuk igazolni a monetáris modelleket. A diganosztikai tesztek kicsit jobbak, mint az előző esetben. Mindkét specifikáció reziduumaik autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak és normális eloszlásúak (8. táblázat). A korlátozott modellek esetén a forint-euró jobban teljesített, ott a Balassa–Samuelson hatást is megragadó korlátozott specifikáció pozitív eredményt mutatott, legalábbis előjelek tekintetében.

	Ötváltozós modell 74Q1-12Q4		Ötváltozós modell 74Q1-97Q4		Kétváltozós modell 74Q1-12Q4		Kétváltozós modell 74Q1-97Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>								
LM stat.(1)	27.749	0.319	29.281	0.252	3.192	0.526	3.508	0.477
LM stat.(2)	23.323	0.559	23.250	0.563	2.849	0.584	5.111	0.276
LM stat.(3)	18.151	0.836	18.063	0.840	7.271	0.122	3.392	0.494
LM stat.(4)	22.995	0.578	32.753	0.137	0.838	0.933	1.583	0.812
LM stat.(5)	27.726	0.321	35.305	0.083	1.699	0.791	5.094	0.278
LM stat.(6)	27.247	0.344	29.633	0.238	4.906	0.297	1.016	0.907
LM stat.(7)	21.396	0.671	12.308	0.984	4.822	0.306	1.733	0.785
LM stat.(8)	22.215	0.623	25.222	0.450	3.533	0.473	3.702	0.448
LM stat.(9)	22.004	0.636	32.996	0.131	5.201	0.267	4.692	0.320
LM stat.(10)	28.168	0.300	24.487	0.491	4.759	0.313	3.628	0.459
LM stat.(11)	24.159	0.510	20.115	0.741	2.263	0.688	3.872	0.424
LM stat.(12)	30.600	0.203	26.973	0.357	1.657	0.799	2.607	0.626
<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>								
	549.150	0.997	521.830	0.840	14.407	0.977	31.835	0.984
<i>Normalitás teszt</i>								
ferdeség	7.830	0.166	2.421	0.788	2.221	0.329	0.445	0.801
csúcosság	17.568	0.004	26.163	0.000	4.214	0.122	4.423	0.110
Jarque-Bera	25.398	0.005	28.585	0.002	6.435	0.169	4.868	0.301

8. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a dán korona dollárárfolyama esetén

3.4.3 Kanadai dollár-amerikai dollár árfolyam

A kanadai dollár-dollárárfolyam tesztelésének is változóak az eredményei az irodalomban. A korai vizsgálatok nem voltak túl sikeresek a tekintetben, hogy igazolják fundamentumok szerepét a nominális árfolyam alakításában. Backus [1984], Boothe és Poloz [1988], Marquez és Schinasi [1988] sem tudta igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit a kanadai dollár esetén. Boothe és Poloz [1988] figyelembe vette a pénzkereslet dinamikáját, Marquez és Schinasi [1988] pedig a pénzkínálatok speciális mérésével próbált eredményt elérni. De később már a pozitív eredményt hozó tanulmányok is feltűntek: Choudhry és szerzőtársai [1991]-nek sikerült igazolni a PPP fennállását az 1950-es és az 1960-as évek legelejére a kanadai dollárárfolyamon, majd Choudhry és Lawler [1997] a monetáris árfolyammodellek feltevéseit is igazolta ugyanezen az időszakon. Johansen technikát alkalmazták, és egy

kointegrációs vektort becsültek, melynek együttthatói összhangban voltak az irodalommal, kivéve a kanadai jövedelmet, mert az nem volt szignifikáns. A pénzkínálatokat M1-es adatokkal, a reáljövedelmeket a termelési indexszel, a kamatokat a hosszú lejáratú államkötvények kamataival közelítették. Havi adatokat becsültek 1950 októbere és 1962 májusa között. Korlátlan modellt becsültek, és nem tudták elutasítani a nullhipotézist, hogy a hazai és a külföldi változók együttthatói abszolút értékben azonosak. Előrejelzéseket egyaránt futtattak, melyek minden vizsgált horizonton jobban szerepeltek, mint a véletlen bolyongás.

Kouretas [1997] eredményei is alátámasztják, hogy a monetáris árfolyammodellek képesek leírni a kanadai dollár dollárárfolyamának hosszú távú viselkedését. 1970 júniusa és 1994 májusa között vizsgálta meg a kanadai dollár dollárárfolyamát havi adatokon, a reáljövedelmet, mint legtöbbször, a termelési indexszel közelítette. Két kointegrációs vektor létezését mutatta ki, – ahogy mi is az egyik ötváltozós specifikáció esetén, bár azokhoz az árfolyam nem alkalmazkodott – és szintén egy restriktiók nélküli (nem feltételezte, hogy a hazai és külföldi változók együttthatója ugyanaz), korlátlan modellt becsült meg.

Később Cushman [2000] újravizsgálta Kouretas [1997] eredményeit egy hosszabb adatbázison, de a becsült kointegrációs vektor együttthatói nem voltak összhangban az elméleti feltevésekkel, tehát nem talált bizonyítékot a monetáris árfolyammodellek mellett. Kouretas-szal ellentétben egy kointegrációs vektort mutatott ki, és 1998-ig vizsgálta meg az adatokat. A változói és a becsült modell is hasonló Kouretas [1997]-hez: a reáljövedelmet ő is az ipari termelési indexszel közelítette, és szintén egy restriktiók nélküli modellt becsült. A változók között nem talált másodfokon integrált folyamatot. Groen [2000] Johansen-féle kointegrációs tesztet alkalmazott, de nem kapott egyértelmű eredményeket. A teszt alapján nem lehet eldönteni, hogy van-e kointegráció a változók között, illetve a tesztek szerint egy és két kointegrációs vektor jelenléte is elképzelhető. Negyedéves adatokat vizsgált 1973Q1-1994Q4 között, a reáljövedelem mérésére a reál GDP-t használta. Francis és szerzőtársai [2001] havi adatokat vizsgált meg 1974 és 1993 között, szintén Johansen technika alkalmazásával, melynek során négy kointegrációs vektor jelenlétét mutatták ki. Nekik sikerült igazolniuk a monetáris modelleket. Rapach és Wohar [2002] éves adatokon tesztelte a kanadai dollár dollárárfolyamát 1880 és 1995 között. Már az árfolyam egységgyök tesztjének eredménye sem volt egyértelmű. Majd a becslések során általában rossz előjeleket kaptak, és nem voltak szignifikánsak az egyes változók. Upudhyaya és Pradhan [2006] negyedéves adatokat vizsgált 1991 és 1998 között. Minden változó első fokon integráltnak bizonyult a tesztek alapján, és elutasították, hogy nincs kointegráció a változók között. De a hibakorrekciós modell becslésekor már nem jártak sikerrel. Ezzel ellentétben Zhang és szerzőtársai [2007]-nek sikerült kointegrációt kimutatni a nominális árfolyam és a makrogazdasági fundamentumok között, illetve 9 hónap és 1 év közötti időhorizonton az előrejelzési eredményeik is felülmúlták a véletlen bolyongásból származó előrejelzési eredményeket. Többek között a kanadai dollárt is vizsgálták.

Johansen technikát alkalmaztak negyedéves, szezonálisan kiigazított adatokon 1975 és 2004 között. Egy korlátlan modellt becsültek meg, mely a pénzkínálatok és a jövedelmek mellett a kamatokat is tartalmazta. Darvas és Schepp [2007a] vizsgálatában szintén szerepelt a kanadai dollár, melyben hosszú lejáratú határidős árfolyamokat alkalmaznak az azonnali árfolyam előrejelzésére. Az előrejelzések értékeléséhez az 1990 és 2006 közötti időszakot használták fel, és a kanadai dollár esetén is jobb előrejelzéseket kaptak az egyes előrejelzési időhorizontokon, mint a véletlen bolyongás esetén. Mi az ötváltozós „korlátlan” modellek egyike esetén sem tudtuk igazolni a monetáris árfolyammodellek empirikus érvényességét, de a kétváltozós „korlátozott” modelleknél sikert könyvelhettünk el. Az előjelek megfelelnek az elméleti feltételeknek, és az együttthatók mértéke is közelít a várthoz. Igaz, az arányossági hipotézis nem teljesül, de ezt nem is tekintettük szükséges kritériumnak a vizsgált modell igazolásához. Az ötváltozós specifikációk kudarca ellenére a reziduumok mind a négy esetben stacionerek a tesztek szerint (4. számú melléklet). Az eredmények a 9. táblázatban láthatók.

	Ötváltozós modell 73Q1-12Q4		Ötváltozós modell 73Q1-97Q4		Kétváltozós modell 73Q1-12Q4		Kétváltozós modell 73Q1-97Q4	
Restriktiók	$\beta_{13} = -1 \quad \beta_{25} = -1 \quad \beta_{12} = 0$ $\beta_{14} = 0 \quad \beta_{22} = 0$ $\alpha_{11} = 0 \quad \alpha_{12} = 0 \quad \alpha_{51} = 0$		$\beta_{12} = -1$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$	
e_t	0.800***	0.259***	e_t	0.614***	e_t	-1	e_t	-1
m_t	0	0	m_t	-1	f_t	0.962***	f_t	0.600*
m_t^*	-1	-0.404***	m_t^*	0.856***	t	-0.008***	t	-0.003
y_t	0	0.174***	y_t	-3.375***	c	2.810	c	1.648
y_t^*	-2.240***	-1	y_t^*	1.064				
t	0.028	0.011	t	0.020				
c	35.954	14.205	c	10.400				
hiba korr.e.	0	0		0.006		0.052***		0.066***
LR stat.	2.152					-		-
p-érték	0.708					-		-
AIC	-32.195			-32.678		-10.469		-10.952
SBC	-29.859			-30.422		-9.657		-10.284

Megjegyzés: $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

9. táblázat. Kointegrációs vektorok a kanadai dollár dollárárfolyamának esetén

A kanadai dollár dollárárfolyamánál az 1973Q1 és 2012Q4 közötti időszakra az ötváltozós esetben a Johansen teszt két kointegrációs vektort jelzett, így két egyensúlyi mechanizmust becsültünk meg. Mivel az árfolyam mindkét vektor esetén gyengén exogén volt, így más változókra kellett normálnunk a vektorokat. A legjobb statisztikai tulajdonságokkal rendelkező identifikáció úgy adódott, hogy az egyik vektort a külföldi pénzkínálatra a másik vektort pedig a külföldi reáljövedelemre normáltuk. A két kointegrációs vektor nem lehet ugyanaz, nem tükrözheti ugyanazokat a hatásokat, ezért restriktciókkal identifikáltuk őket a 2.3 pontban leírtaknak megfelelően. Mivel az árfolyam egyik vektorhoz sem alkalmazkodik, ezért nem jön létre hosszú

távú egyensúly, így a monetáris árfolyammodellek ebben az esetben sem igazolhatók. A mintán becült két kointegrációs vektor a külföldi pénzkínálatra normálva:

$$m_t^* = 35.954 + 0.800 \cdot e_t - 2.240 \cdot y_t^* + 0.028 \cdot t, \quad (37)$$

illetve a külföldi reáljövedelemre normálva:

$$y_t^* = 14.205 + 0.259 \cdot e_t - 0.404 \cdot m_t^* + 0.174 \cdot y_t + 0.011 \cdot t. \quad (38)$$

A vektorok sem igazán tükrözik a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. Az első kointegrációs vektorban (37) egyik változó előjele sem felel meg a várakozásoknak, a második vektor esetén (38) pedig a külföldi pénzkínálat előjele hibázik, bár a két vektor nem értelmezhető egymástól teljesen függetlenül. A diagnosztikai eredmények olyanok, mint a legtöbb esetben, a reziduumok nem autokorreláltak, nem heteroszkedasztikusak, de nem is normális eloszlásúak (10. táblázat).

1973Q1 és 1997Q4 közötti időszakra az ötváltozós modellnél a Johansen teszt egy kointegrációs kapcsolatot jelzett. Az árfolyam ebben az esetben is gyengén exogénnek bizonyult, így a hazai pénzkínálatra normáltuk a kointegrációs vektort:

$$m_t = 10.400 + 0.614 \cdot e_t + 0.856 \cdot m_t^* - 3.375 \cdot y_t + 0.020 \cdot t. \quad (39)$$

A külföldi reáljövedelem nem lett szignifikáns, illetve a hazai reáljövedelem együttthatójának előjele eltér a várttól. A hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban, ezért negatív előjelet várunk erre a változóra az árfolyamra kifejezett egyenletben. A hazai pénzkínálatra rendezve az egyenletet az együttthatónak pozitívnak kellene lennie, de ennek az ellenkezője szerepel a megbecsült mechanizmusban. A külföldi pénzkínálat és az árfolyam együttthatója megfelel a várakozásoknak. A nem megfelelő előjelű változókat tartalmazó kointegrációs vektor, és az árfolyam alkalmazkodásának hiánya miatt sem detektálhatók a monetáris árfolyammodellek hatásai. A diagnosztikai eredmények kifejezetten jók, az autokorrelálatlanság és a homoszkedaszticitás mellett a normális eloszlás feltételét is teljesítik a reziduumok. A korlátlan modellek eredményei ismét hasonlóak a forint-euró árfolyam eredményeihez, nem igazolják a monetáris árfolyammodellek által feltételezett hatásokat.

A fenti esetekkel ellentétben a kétváltozós modellt 2012Q4-ig becülve kifejezetten kedvező eredményeket kaptunk. A fundamentumokból képzett „kompozit” változó együttthatójának előjele megfelel az elméleti feltevéseknek, és a mértéke is nagyon közel van a várthoz az árfolyamra normált kointegrációs vektorban:

$$e_t = 2.810 + 0.962 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 0.008 \cdot t. \quad (40)$$

Az árfolyam alkalmazkodik a megbecsült vektorhoz, tehát kimutatható a kointegráció a nominális árfolyam és monetáris makro-fundamentumok között,

még akkor is, ha a hosszú távú egyensúlyi árfolyamban negatív trend, azaz felértékelődési tendencia figyelhető meg. Mivel olyan kointegrált VAR modellt becstünk, melyben az árfolyam alkalmazkodik a hosszú távú egyensúlyhoz, amely a monetáris árfolyammodellek által feltételezett hatásokat ragadja meg, ezért ebben az esetben igazoltnak tekintjük ezeket a modelleket. A reziduumokra vonatkozó diagnosztikai eredmények mind a három feltételt teljesítik (10. táblázat).

A kétváltozós modellt 1997Q1-ig becstülve szintén kedvező eredményeket kaptunk. A fundamentumok előjele pozitív, az árfolyam pedig alkalmazkodik a megbecstült vektorhoz:

$$e_t = 1.648 + 0.600 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] - 0.003 \cdot t . \quad (41)$$

Bár a fundamentumok együtthatójának értéke kicsit csökkent, de ez még így is a jó eredmények közé sorolható. A negatív trend ebben az esetben is megfigyelhető a hosszú távú árfolyamban, de ettől még kimutatható a kointegráció a vizsgált változók között. Ebben az esetben is elmondhatjuk, hogy a kanadai dollár dollárárfolyamának hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. A diagnosztikai eredmények ismét teljesítik mind a három feltételt (10. táblázat). A kanadai dollár korlátozott modelljeinek eredményei hasonlóan pozitívak, mint a forint euró árfolyamának Balassa-Samuelson hatást is megragadó korlátozott modelljének eredménye.

	Ötváltozós modell 73Q1-12Q4		Ötváltozós modell 73Q1-97Q4		Kétváltozós modell 73Q1-12Q4		Kétváltozós modell 73Q1-97Q4	
	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték	tesztstat. p-érték
	<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>							
LM stat.(1)	26.099	0.402	28.882	0.269	0.406	0.982	2.511	0.643
LM stat.(2)	27.700	0.322	16.754	0.891	5.017	0.286	6.929	0.140
LM stat.(3)	34.942	0.089	27.655	0.324	3.306	0.508	2.624	0.623
LM stat.(4)	30.158	0.218	23.536	0.546	0.541	0.969	7.105	0.131
LM stat.(5)	20.889	0.699	24.222	0.507	3.920	0.417	4.365	0.359
LM stat.(6)	37.637	0.050	33.240	0.125	5.935	0.204	8.667	0.070
LM stat.(7)	32.483	0.145	22.411	0.612	1.152	0.886	3.833	0.429
LM stat.(8)	26.117	0.401	24.311	0.502	6.996	0.136	5.639	0.228
LM stat.(9)	24.697	0.480	23.305	0.560	0.712	0.950	2.983	0.561
LM stat.(10)	26.040	0.406	17.761	0.852	3.604	0.462	6.114	0.191
LM stat.(11)	18.151	0.836	20.365	0.727	2.051	0.726	0.827	0.935
LM stat.(12)	22.773	0.591	20.540	0.718	4.407	0.354	3.382	0.496
	<i>White heteroskedaszticitás teszt</i>							
	459.175	0.948	399.967	0.561	78.087	0.866	50.026	0.512
	<i>Normalitás teszt</i>							
ferdeség	13.437	0.020	0.857	0.973	0.216	0.897	0.454	0.797
csúcosság	29.918	0.000	13.580	0.019	5.218	0.074	2.411	0.300
Jarque-Bera	43.355	0.000	14.437	0.154	5.435	0.246	2.865	0.581

10. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a kanadai dollár dollárárfolyama esetén

3.4.4 Jen-dollár árfolyam

A jen-dollár, illetve a dollár-jen árfolyamot gyakran teszteli az irodalom, de az eredmények általában vegyesek. Meese és Rogoff 1983-as tanulmánya el-

sősorban a monetáris árfolyammodellek előrejelzésének képességét tesztelte, de mintán belüli becsléseket is végeztek. A vizsgált árfolyamok között a jen-dollár árfolyam is szerepel. A szerzők a becslés eredményeivel elégedettek voltak, nem úgy a modellek előrejelző képességével. Hatféle technikát, köztük VAR modelleket is alkalmaztak havi adatokon 1973 márciusától 1981 júniusáig. Frankel [1984] ezzel szemben idősoros technikát alkalmazva nem kapott az elmélettel összhangban lévő együttthatókat a jen-dollár árfolyam becslése során, havi adatokon 1974 és 1981 között. Groen [2000] nemcsak panelben tesztelte a nominális árfolyamokat, hanem idősorban is az 1973Q1-1994Q4 közötti periódusban. A Johansen-féle kointegrációs teszt a jen-dollár árfolyam esetén elég bizonytalan képet mutatott, az eredmények alapján nem lehetett eldönteni, hogy van kointegráció a változók között vagy nincs. Ezzel ellentétben Dutt és Ghosh [2000]-nek sikerült kimutatnia a kointegrációt a nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok között. Szintén Johansen technikát alkalmaztak, s egy kointegrációs vektort becsültek meg havi adatokon. Fix (1959M1-1972M12) és rugalmas árfolyamrendszer (1973M1-1996M12) alatt egyaránt vizsgálták a jen-dollár árfolyamot, és mindkét rezsim alatt igazolták a monetáris modelleket. Caporale és Pittis [2001] is sikert könyvelhetett el a jen dollárárfolyamának vizsgálata során. Negyedéves adatokat becsültek 1975Q1 és 1997Q1 között, s egy korlátlan modellt specifikáltak (a változók a pénzkínálat, a jövedelem és a hosszú távú kamat). VAR modellt és FM-OLS-t is futtattak, mindkét esetben találtak bizonyítékot amellett, hogy a monetáris fundamentumok hosszú távon befolyásolják a nominális árfolyamot a jen esetén. Ők is egy kointegrációs vektor jelenlétét mutatták ki. De továbbra is születtek negatív képet festő tanulmányok a jen vizsgálata tekintetében. Juselius és MacDonald [2004] elsősorban a PPP és a fedezetlen kamatparitás fennállását vizsgálta a jen dollárárfolyamra, és arra a következtetésre jutottak, hogy inkább a devizapiaci szereplők viselkedése fontos az árfolyam meghatározásában, mint az árupiaci szereplők viselkedése. Cheung és társai [2005] előrejelzéssel tesztelte a monetáris modelleket – Meese és Rogoff [1983]-hoz hasonlóan –, és a jen-dollár árfolyamot is vizsgálta. Az eredmények alapján hosszú távon, hibakorrekciós eljárást alkalmazva néhány esetben a modellek jobban teljesítettek, mint a véletlen bolyongás. Upudhyaya és Pradhan [2006] többek között a japán jen dollárárfolyamát is vizsgálta 1991Q1 és 1998Q4 között, negyedéves adatokon. Ők csak gyenge koncepcióban tudták igazolni a monetáris modellek érvényesülését a vizsgált árfolyamok esetén. A tesztelt változók első fokon integráltak voltak, és nem tudták elutasítani, hogy nincs kointegráció a változók között. De a hibakorrekciós modellek becslésénél már nem jártak sikerrel. Zhang és szerzőtársai [2007] vizsgálata is kiterjedt a jen dollárárfolyamára. Az eredmények hasonlóak a kanadai dollár eredményeihez: 1975Q1 és 2004Q4 között sikerült Johansen technikával kimutatni a kointegrációt a változók között, és a VEC alapú előrejelzések elsősorban a 9 és 12 hónapos időhorizonton múlták felül a véletlen bolyongásból származó előrejelzéseket. Darvas Zsolt és Schepp Zoltán [2007a] tanulmányában a jen dollár árfolyamra is készített előrejelzéseket. A jen dollárárfolyama esetén is jobb előrejelzéseket kaptak az egyes előrejelzési

időhorizontokon, mint a véletlen bolyongás esetén. Chinn és Moore [2011] az alap monetáris modelleken kívül egy módosított, „hibrid” monetáris modellt is vizsgált. Havi frekvencián végeztek becslést, 1999. januártól 2007. januárig. A mintán belüli becslés mellett előrejelzéseket is készítettek. A Johansen teszt ebben az esetben is egy kointegrációs vektort jelzett a jen dollárárfolyamának esetén, de az eredmények egyik modellnél sem voltak összhangban az elméleti várakozásokkal. Hunter és Ali [2013] szintén becsült egy módosított modellt az alap monetáris modellek mellett. A reálkamat-különbségek modelljét becsülték meg 1980Q1 és 2009Q4 között. Johansen technikát alkalmaztak, és VAR modellt futtattak. Csak a módosított modellnél érték el sikert, az alap reálkamat-különbségek modellje esetén az árfolyam gyengén exogénnek bizonyult. Mi a jen-dollár árfolyam esetén is két specifikációt becsültünk meg két időszakra. Az ötváltozós modellek egyikénél két kointegrációs vektort mutatott a Johansen teszt, a többi esetben egy kointegrációs vektort becsültünk. A kétvektoros esetben csak az egyik vektorhoz alkalmazkodik az árfolyam, ezen kívül minden más esetben szignifikáns lett a hibakorrekciós együttható, de csak a kétváltozós esetekben kaptunk az elméleti várakozásoknak megfelelő együtthatókat. De ezekben az esetekben nem csak az együtthatók előjele megfelelő, a mértékük is nagyon közel van a vártnak. A reziduumok mind a négy esetben stacionerek a tesztek szerint (4. számú melléklet), ami kointegrációra utalhat, igaz a 2012-ig tartó ötváltozós becslés ezt nem támasztja alá maradéktalanul. A jen-dollár árfolyam esetén becsült kointegrációs vektorok, az egyik ötváltozós specifikáció esetén tett megkötések és LR teszt, illetve az információs kritériumok a 11. táblázatban találhatóak.

	Ötváltozós modell 80Q1-12Q4		Ötváltozós modell 80Q1-97Q4		Kétváltozós modell 80Q1-12Q4		Kétváltozós modell 80Q1-97Q4	
Restriktciók	$\beta_{11} = -1 \quad \beta_{23} = -1 \quad \beta_{13} = 0$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$		$\beta_{11} = -1$	
	$\beta_{15} = 0 \quad \beta_{22} = 0$							
	$\alpha_{21} = 0 \quad \alpha_{12} = 0 \quad \alpha_{22} = 0$		-		-		-	
	$\alpha_{42} = 0$							
e_t	-1	-11.032***	e_t	-1	e_t	-1	e_t	-1
m_t	-2.047***	0	m_t	1.941*	f_t	0.925***	f_t	1.016***
m_t^*	0	-1	m_t^*	-1.904				
y_t	3.367***	29.234***	y_t	1.220*				
y_t^*	0	-30.004***	y_t^*	-3.049***				
c	59.866	81.734						
hiba korr.e.	0.064***	0		0.040*		0.020*		0.031***
LR stat.	5.017			-		-		-
p-érték	0.414			-		-		-
AIC	-31.748			-32.168		-8.781		-8.715
SBC	-29.873			-30.402		-7.831		-8.329

Megjegyzés: $f_t = [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)]$

11. táblázat. Kointegrációs vektorok a japán jen dollárárfolyamának esetén

A jen-dollár árfolyam 1980Q1 és 2012Q4 közötti időszak ötváltozós modelljénél a Johansen teszt a kanadai esethez hasonlóan két kointegrációs vektort jelzett. Az árfolyam csak az első vektorhoz alkalmazkodik, a második

vektorhoz nem, a hazai pénzkínálat pedig gyengén exogén, azaz egyik vektorhoz sem alkalmazkodik. Így az első vektort az árfolyamra a második vektort a külföldi pénzkínálatra normáltuk. A vektorok identifikálásához pedig a 2.3 pontban leírtak alapján restriktciókat tettünk. A becült két kointegrációs vektor:

$$e_t = 59.866 - 2.047 \cdot m_t + 3.367 \cdot y_t \quad (42)$$

és

$$m_t^* = 81.734 - 11.032 \cdot e_t + 29.234 \cdot y_t - 30.004 \cdot y_t^* . \quad (43)$$

Az első vektornál (42) egyik változó előjele sem felel meg a várakozásoknak, a második vektornál (43) pedig a reáljövedelmek együtthatói nem jók, bár ismét meg kell jegyezni, hogy a két vektor nem értelmezhető egymástól teljesen függetlenül. A hazai pénzkínálatra pozitív együtthatót várunk, mert annak növekedése leértékelődést okoz az árfolyamban. A hazai reáljövedelem esetén pedig negatív előjelűnek kellene lennie az együtthatónak, mivel a hazai reáljövedelem növekedése felértékelődést okoz az árfolyamban. A külföldi reáljövedelem esetén pedig épp fordított a helyzet. Ha az egyenlet a külföldi pénzkínálatra van rendezve, akkor is ezeket az előjeleket várjuk a reáljövedelmek esetén. Mivel a kointegrációs vektorok nem a monetáris árfolyammodellek hatásait tükrözik, ezért ebben az esetben nem mondható el, hogy a jendollár árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellekkel. A diagnosztikai eredmények olyanok, mint a legtöbb esetben, a reziduumok autokorrelálatlanok, homoszkedasztikusak, de nem normális eloszlásúak (12. táblázat).

Az ötváltozós specifikációt 1997Q4-ig becülve sem kaptunk sokkal másabb eredményeket. A Johansen teszt egy egyensúlyi kapcsolatot jelzett, melyet az árfolyamra normáltunk:

$$e_t = 1.941 \cdot m_t + 1.220 \cdot y_t - 3.049 \cdot y_t^* . \quad (44)$$

A hazai pénzkínálat együtthatója a várakozásoknak megfelelő, pozitív, de a reáljövedelmek együtthatója ismét nem jó. A hazai és a külföldi reáljövedelem együtthatója is ellentétes az elmélet által várt előjellel. Bár az árfolyam alkalmazkodást mutat a megbecült egyensúlyi kapcsolathoz, így a változók kointegrálnak tekinthetők, de a kointegrációs vektor előjelei nem tükrözik a monetáris árfolyammodellek várakozásait. Így erős tesztelési koncepcióban ebben az esetben sem tudtuk igazolni a monetáris árfolyammodellek feltevéseit. A diagnosztika eredményei jobbak az előző becsléshez képest, a reziduumok a normalitási feltételt is teljesítik a másik két feltétel mellett (12. táblázat).

A kétváltozós specifikációk mindkét időszakra sikeres eredményeket hoztak. Az árfolyam alkalmazkodási paramétere mindkét esetben szignifikánsan negatív (az árfolyam mínusz egyre való normálása esetén pozitív), és mindkét becült vektor a monetáris árfolyammodellek várakozásait tükrözi. A 2012Q1-ig becült kointegrációs vektor:

$$e_t = 0.925 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] , \quad (45)$$

az 1997Q4-ig becsült kointegrációs vektor:

$$e_t = 1.016 \cdot [(m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)] . \quad (46)$$

A fundamentumok együtthatójának előjele mindkét esetben pozitív, és a mértékük is közel van a várt +1-es értékhez. Így beazonosíthatók a várt hatások: a hazai pénzkínálat és a külföldi reáljövedelem növekedésének hatására az árfolyam leértékelődik, a külföldi pénzkínálat és a hazai reáljövedelem növekedésének hatására pedig felértékelődik az árfolyam. Ezekben az esetekben elmondhatjuk, hogy a jen-dollár árfolyam hosszú távú viselkedése magyarázható a monetáris árfolyammodellek feltevéseivel. A diagnosztikai eredmények a megszokottak, a 2012-ig becsült modell reziduumaival teljesítik az autokorrelálatlanságot és a homoszkedaszticitást, a 1997Q4-ig becsült modell reziduumaival pedig ezen a két feltételen kívül a normalitást is teljesítik (12. táblázat). Az eredmények ezekben az esetekben is hasonlóak a forint eredményekhez, a korlátozott modellek esetén kedvező eredményekre jutotunk, a korlátlan modellek esetén viszont kedvezőtlenekre.

	Ötváltozós modell 80Q1-12Q4		Ötváltozós modell 80Q1-97Q4		Kétváltozós modell 80Q1-12Q4		Kétváltozós modell 80Q1-97Q4	
	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték	tesztstat.	p-érték
	<i>Autokorrelációs LM tesztstatisztika</i>							
LM stat.(1)	36.894	0.059	22.671	0.597	1.309	0.860	1.777	0.777
LM stat.(2)	28.532	0.284	17.969	0.844	2.209	0.698	7.710	0.103
LM stat.(3)	34.029	0.107	32.654	0.140	0.958	0.916	4.798	0.309
LM stat.(4)	22.999	0.578	27.930	0.311	3.005	0.557	7.536	0.110
LM stat.(5)	24.466	0.493	26.661	0.373	1.584	0.812	0.935	0.919
LM stat.(6)	30.097	0.221	25.338	0.444	1.025	0.906	4.230	0.376
LM stat.(7)	20.276	0.732	17.805	0.851	0.352	0.986	1.065	0.899
LM stat.(8)	23.820	0.530	17.362	0.868	4.925	0.295	3.751	0.441
LM stat.(9)	22.003	0.636	27.303	0.341	1.219	0.875	2.327	0.676
LM stat.(10)	25.634	0.427	18.653	0.813	4.431	0.351	6.194	0.185
LM stat.(11)	16.492	0.899	20.455	0.723	3.508	0.477	3.196	0.526
LM stat.(12)	27.112	0.350	17.850	0.849	0.638	0.959	0.666	0.955
	<i>White heteroszkedaszticitás teszt</i>							
	296.388	0.767	178.291	0.999	73.854	0.972	18.427	0.782
	<i>Normalitás teszt</i>							
ferdeség	19.785	0.001	3.117	0.682	10.367	0.006	0.026	0.987
csúcosság	95.034	0.000	11.502	0.042	0.785	0.675	2.034	0.362
Jarque-Bera	114.819	0.000	14.620	0.147	11.152	0.025	2.060	0.725

12. táblázat. A diagnosztika tesztstatisztikái a japán jen dollárárfolyama esetén

4 Konklúzió

A nominális árfolyam és a monetáris makrogazdasági fundamentumok közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolat a monetáris árfolyammodellekkel írható le. A monetáris árfolyammodellek fontos elméleti megközelítései az árfolyam meghatározásának hosszú távon, ennek ellenére empirikus igazolásuk nem túl meggyőző. A korai idősoros tesztelések többségének nem sikerült igazolnia a

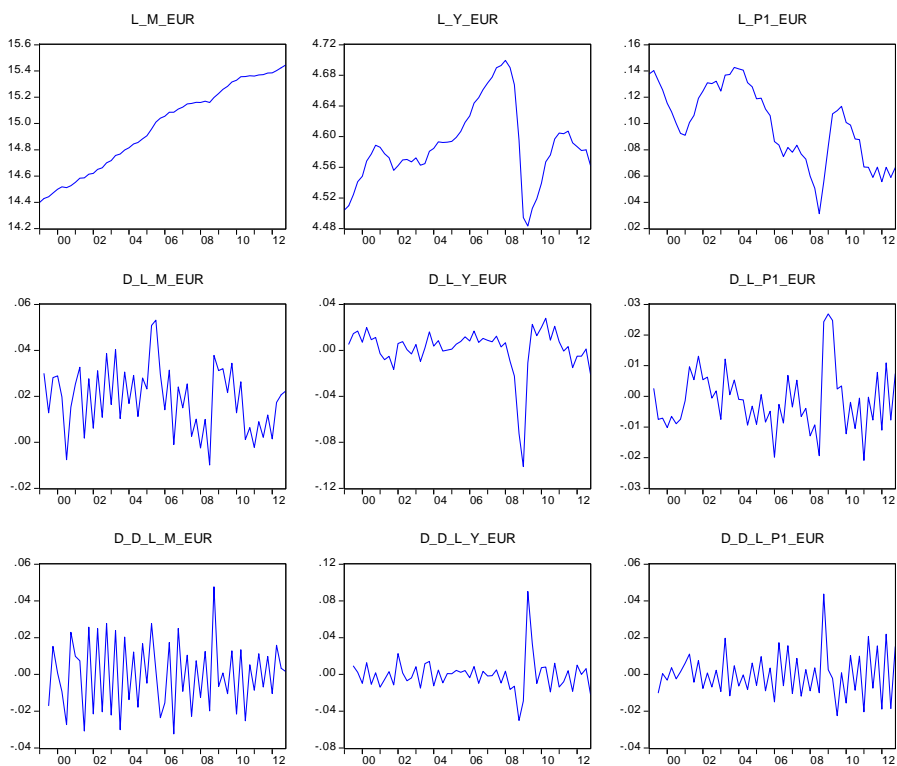
modellt empirikusan. Ennek egyik oka az egységgyök és kointegrációs tesztek alacsony ereje. A tesztek ereje két módon növelhető: panelbe rendezzük az adatokat, és egyidejűleg több idősort vizsgálunk; vagy még hosszabb adatsorokat tesztelünk. Mi a második módszerrel próbáltunk empirikus igazolást nyerni a monetáris modellek redukált formája mellett néhány OECD ország devizaárfolyamának esetén.

A dán korona, a kanadai dollár és a jen dollárárfolyamait vizsgáltuk meg negyedéves bontásban a lebegtetés időszaka alatt kétféle specifikációban (ötváltozós, kétváltozós modell), két időszakra: 1997-ig és 2012-ig. Emellett összehasonlításként közöltük a forint-euró árfolyam eredményeit is, szintén két specifikáció esetén. A változók integráltsági fokának tesztelését követően Engle–Granger teszttel és Johansen teszttel vizsgáltuk meg, hogy kointegráltak-e a változóink, azaz gyenge koncepcióban teszteltük a monetáris árfolyammodelleket. Az Engle–Granger tesztet csak a kétváltozós esetre futtattuk le, de mindkét időszakra. A dán koronánál és a kanadai dollárnál az eredmények bizonytalanok, de inkább a kointegráció hiányát jelzik, a jen dollár árfolyam esetén pedig egyértelműen nem mutat az Engle–Granger teszt kointegrációt. A forintnál a kétváltozós specifikációnál van esély a kointegrációra, viszont a háromváltozós specifikáció szintén a kointegráció hiányát jelzi. A Johansen teszt eredmények viszonylag összhangban vannak az Engle–Granger teszt eredményekkel, a legtöbb kétváltozós specifikáció esetén nem jelzett kointegrációt (kivéve a kanadai dollárt és a forintot) a teszt, viszont valamennyi ötváltozós specifikációnál kimutatta a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot létezését a vizsgált változók között.

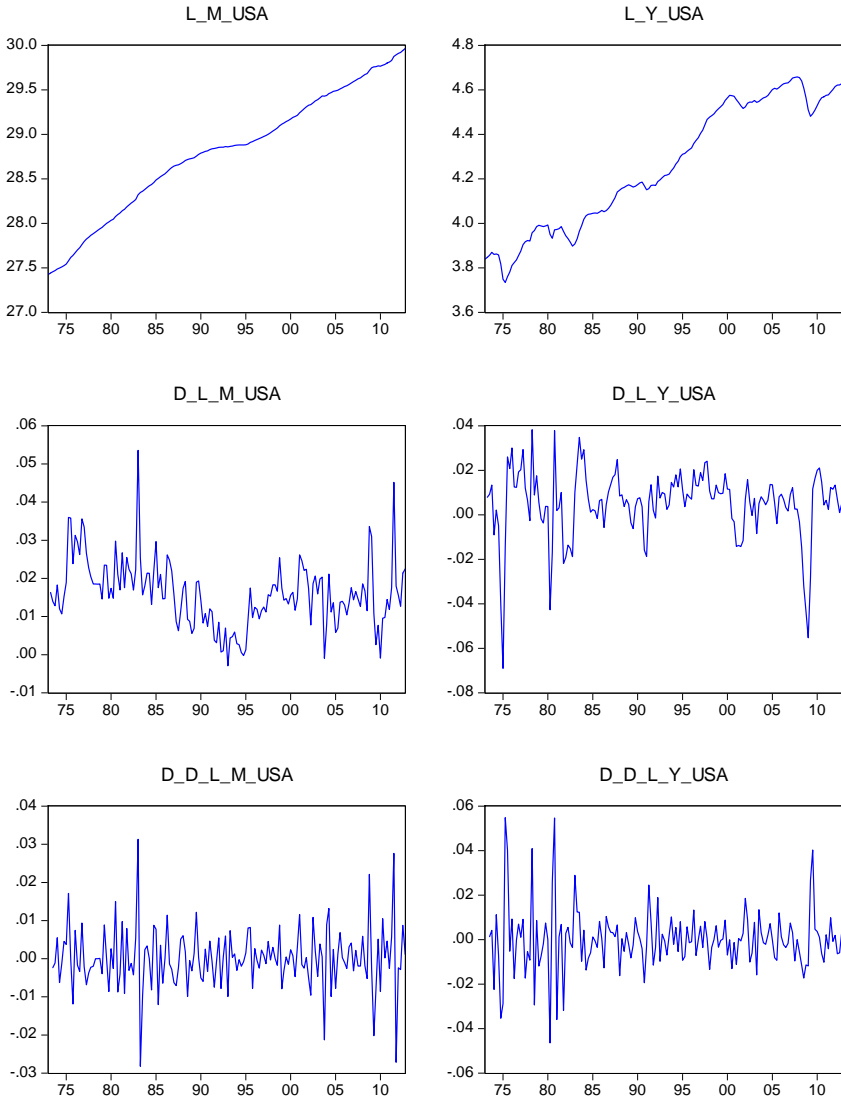
A kointegrált VAR modellek – ez egyfajta erős koncepcióban történő tesztelése a modelleknek – eredményei specifikációként és árfolyamonként is eltérőek. Érdekes, hogy pont azoknál a specifikációknál nem értünk el pozitív eredményeket, amelyeknél a tesztek kimutatták a kointegráció jelenlétét. A korlátlan specifikációk becslésénél egy esetben sem igazolhatók a monetáris árfolyammodellek feltevései, de a korlátozott specifikációk esetén – a dán korona dollárárfolyamának kivételével – igazolhatók az elméleti feltevések. A forint-euró árfolyamról ugyanez mondható el, de csak annál a specifikációnál, melynél a Balassa–Samuelson hatást a modellbe foglaltuk. A legjobb eredményeket a jen-dollár árfolyamra kaptuk. Így elmondható, hogy bizonyos specifikációk esetén minden árfolyamnál találtunk empirikus igazolást arra, hogy a monetáris makrogazdasági fundamentumok fontos szerepet játszanak a vizsgált árfolyamok hosszú távú viselkedésének alakításában.

1. melléklet

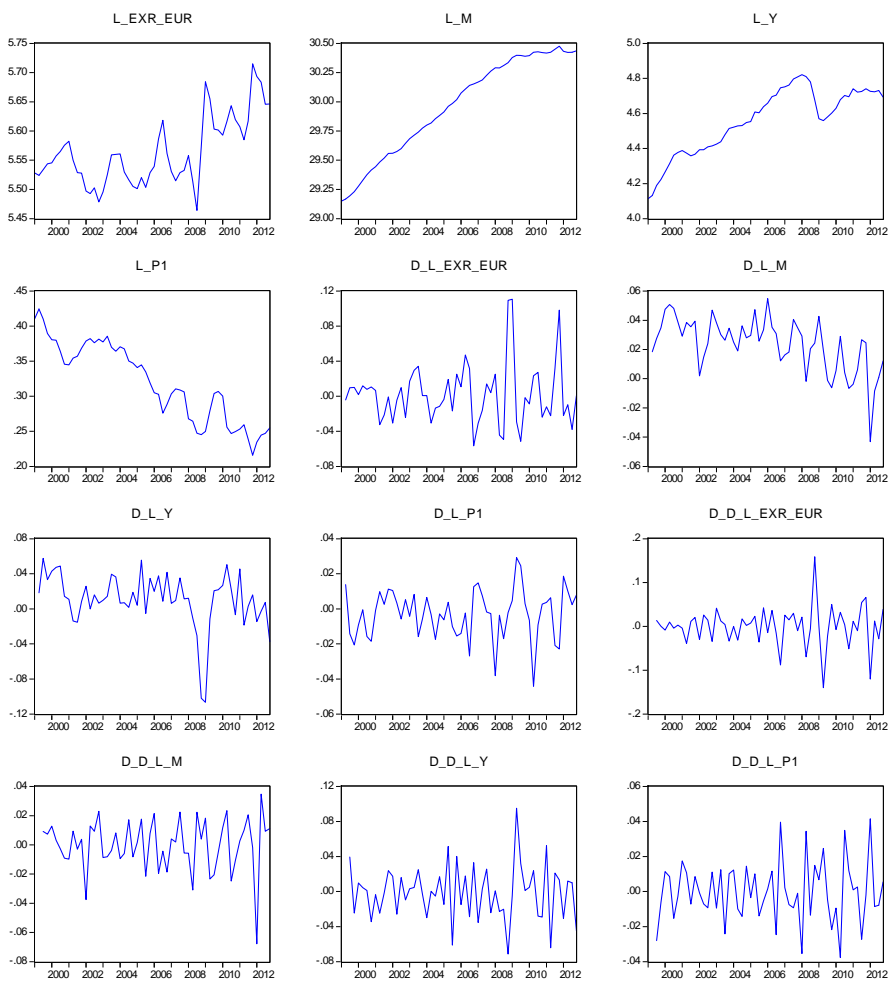
Az idősorok ábrái, segédlet az egységgyök tesztek kiértékeléséhez



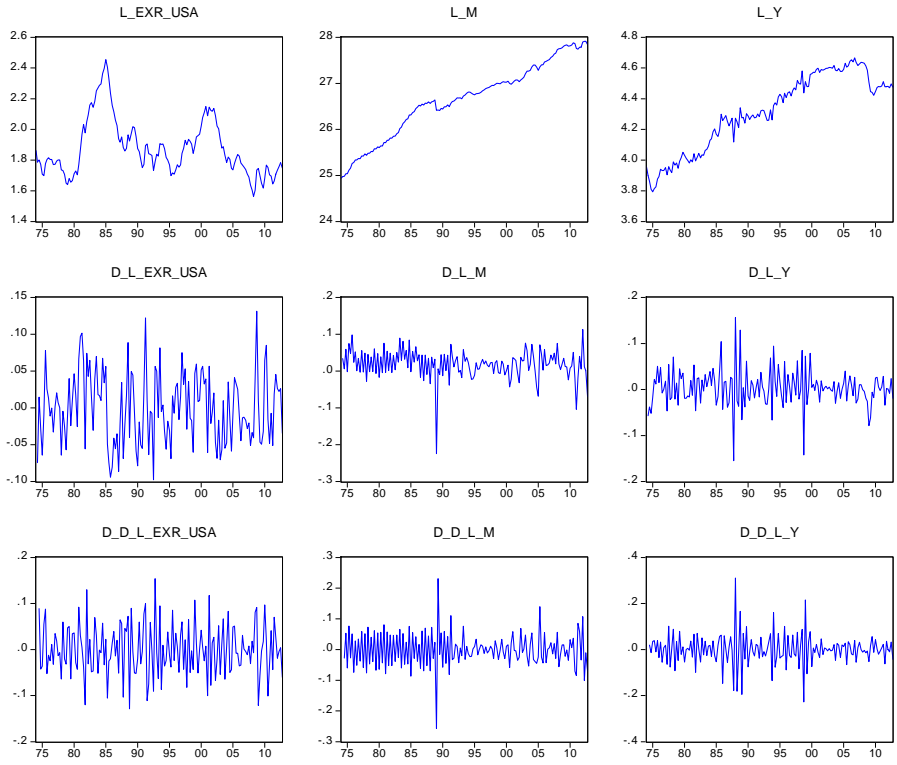
M1.1. ábra. Eurózóna



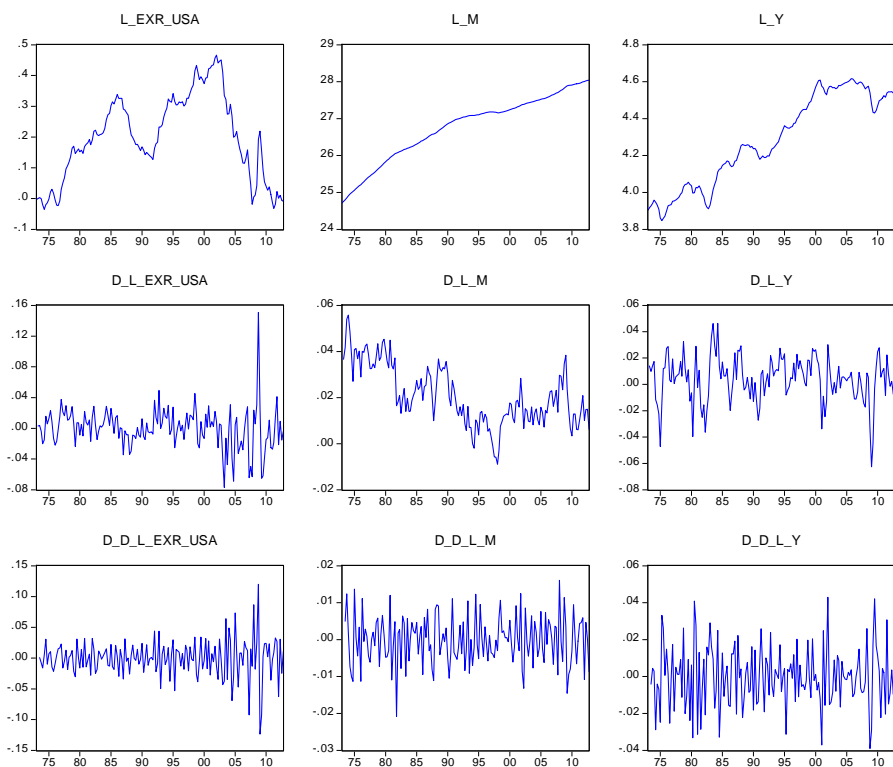
M1.2. ábra. USA



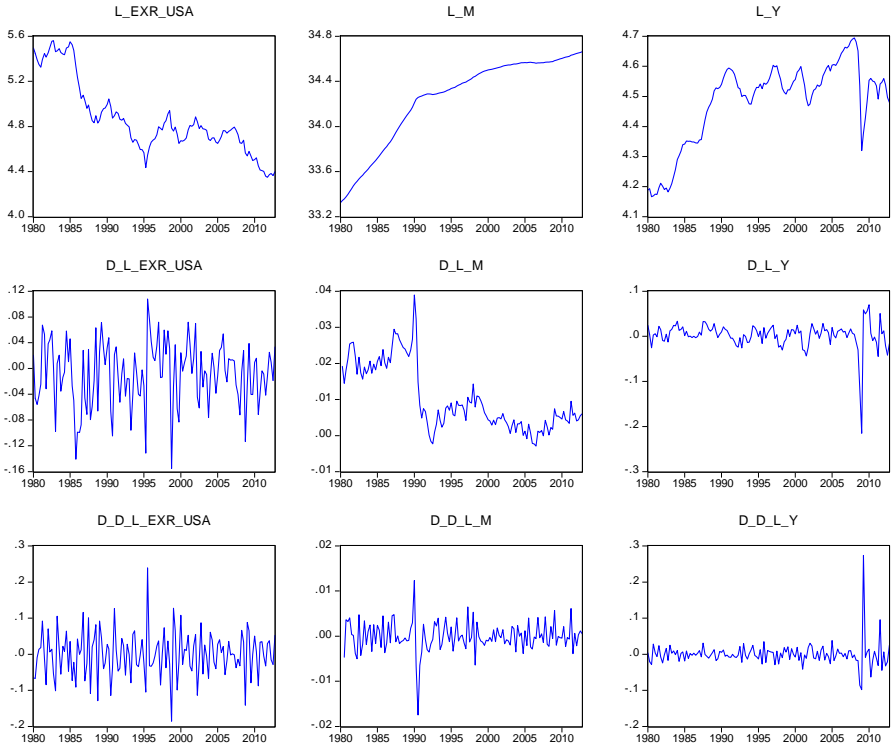
M1.3. ábra. Magyarország



M1.4. ábra. Dánia



M1.5. ábra. Kanada



M1.6. ábra. Japán

2. melléklet

Az Engle–Granger teszt számolt kritikus értékei az ADF egységgyök teszthez MacKinnon [2010] alapján

Kétváltozós specifikáció 1999Q1-2012Q4			Háromváltozós specifikáció (B.–S. hatással) 1999Q1-2012Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{56} + \frac{-30.03}{56^2} = -4.098$		1%	$-4.2981 + \frac{-13.79}{56} + \frac{-46.37}{56^2} = -4.559$	
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{56} + \frac{-8.98}{56^2} = -3.447$		5%	$-3.7429 + \frac{-8.352}{56} + \frac{-13.41}{56^2} = -3.896$	
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{56} + \frac{-5.73}{56^2} = -3.121$		10%	$-3.4518 + \frac{-6.241}{56} + \frac{-2.79}{56^2} = -3.564$	
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{56} + \frac{-34.03}{56^2} = -4.615$		1%	$-4.6676 + \frac{-18.492}{56} + \frac{-49.35}{56^2} = -5.013$	
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{56} + \frac{-15.06}{56^2} = -3.954$		5%	$-4.1193 + \frac{-12.024}{56} + \frac{-13.13}{56^2} = -4.338$	
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{56} + \frac{-4.01}{56^2} = -3.626$		10%	$-3.8344 + \frac{-9.188}{56} + \frac{-4.85}{56^2} = -4.000$	

M2.1. táblázat. Forint-euró árfolyam

Kétváltozós specifikáció 1974Q1-2012Q4			Kétváltozós specifikáció 1974Q1-1997Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{156} + \frac{-30.03}{156^2} = -3.969$		1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{96} + \frac{-30.03}{96^2} = -4.013$	
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{156} + \frac{-8.98}{156^2} = -3.376$		5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{96} + \frac{-8.98}{96^2} = -3.401$	
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{156} + \frac{-5.73}{156^2} = -3.072$		10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{96} + \frac{-5.73}{96^2} = -3.089$	
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{156} + \frac{-34.03}{156^2} = -4.428$		1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{96} + \frac{-34.03}{96^2} = -4.492$	
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{156} + \frac{-15.06}{156^2} = -3.842$		5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{96} + \frac{-15.06}{96^2} = -3.881$	
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{156} + \frac{-4.01}{156^2} = -3.542$		10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{96} + \frac{-4.01}{96^2} = -3.571$	

M2.2. táblázat. Dán korona-dollár árfolyam

Kétváltozós specifikáció 1973Q1-2012Q4			Kétváltozós specifikáció 1973Q1-1997Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{160} + \frac{-30.03}{160^2} = -3.967$		1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{100} + \frac{-30.03}{100^2} = -4.008$	
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{160} + \frac{-8.98}{160^2} = -3.375$		5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{100} + \frac{-8.98}{100^2} = -3.398$	
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{160} + \frac{-5.73}{160^2} = -3.072$		10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{100} + \frac{-5.73}{100^2} = -3.087$	
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{160} + \frac{-34.03}{160^2} = -4.425$		1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{100} + \frac{-34.03}{100^2} = -4.485$	
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{160} + \frac{-15.06}{160^2} = -3.840$		5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{100} + \frac{-15.06}{100^2} = -3.877$	
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{160} + \frac{-4.01}{160^2} = -3.541$		10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{100} + \frac{-4.01}{100^2} = -3.568$	

M2.3. táblázat. Kanadai dollár-dollár árfolyam

Kétváltozós specifikáció 1980Q1-2012Q4			Kétváltozós specifikáció 1980Q1-1997Q4		
<i>Trend nélkül</i>					
1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{132} + \frac{-30.03}{132^2} = -3.982$	1%	$-3.9001 + \frac{-10.534}{72} + \frac{-30.03}{72^2} = -4.052$		
5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{132} + \frac{-8.98}{132^2} = -3.383$	5%	$-3.3377 + \frac{-5.967}{72} + \frac{-8.98}{72^2} = -3.422$		
10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{132} + \frac{-5.73}{132^2} = -3.077$	10%	$-3.0462 + \frac{-4.069}{72} + \frac{-5.73}{72^2} = -3.104$		
<i>Trenddel</i>					
1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{132} + \frac{-34.03}{132^2} = -4.446$	1%	$-4.3266 + \frac{-15.531}{72} + \frac{-34.03}{72^2} = -4.549$		
5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{132} + \frac{-15.06}{132^2} = -3.853$	5%	$-3.7809 + \frac{-9.421}{72} + \frac{-15.06}{72^2} = -3.915$		
10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{132} + \frac{-4.01}{132^2} = -3.551$	10%	$-3.4959 + \frac{-7.203}{72} + \frac{-4.01}{72^2} = -3.597$		

M2.4. táblázat. Jen-dollár árfolyam

3. melléklet

Johansen kointegrációs teszt eredmények az egyes specifikációk esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.8241	245.1747	134.6780	0.000
Legalább 1	0.6739	154.8014	103.8473	0.000
Legalább 2	0.5478	96.5408	76.9728	0.001
Legalább 3	0.3413	55.2766	54.0790	0.039
Legalább 4	0.2856	33.5698	35.1928	0.074
Legalább 5	0.2012	16.0812	20.2618	0.171
Legalább 6	0.0811	4.3977	9.1646	0.356
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.8241	90.3734	47.0790	0.000
Legalább 1	0.6739	58.2606	40.9568	0.000
Legalább 2	0.5478	41.2642	34.8059	0.007
Legalább 3	0.3413	21.7068	28.5881	0.293
Legalább 4	0.2856	17.4886	22.2996	0.205
Legalább 5	0.2012	11.6835	15.8921	0.205
Legalább 6	0.0811	4.3977	9.1646	0.356

M3.1. táblázat. Johansen teszt a Balassa–Samuelson hatást is megragadó hétváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4079	38.8812	35.1928	0.0191
Legalább 1	0.1512	12.6778	20.2618	0.3901
Legalább 2	0.0857	4.4798	9.1645	0.3453
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4079	26.2035	22.2996	0.0135
Legalább 1	0.1512	8.1979	15.8921	0.5242
Legalább 2	0.0857	4.4798	9.1646	0.3453

M3.2. táblázat. Johansen teszt a Balassa–Samuelson hatást is megragadó háromváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4288	65.6205	60.0614	0.0158
Legalább 1	0.2731	37.0639	40.1749	0.0994
Legalább 2	0.2407	20.7943	24.2760	0.1292
Legalább 3	0.0772	6.7517	12.3209	0.3506
Legalább 4	0.0507	2.6551	4.1299	0.1220
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4288	28.5566	30.4396	0.0844
Legalább 1	0.2731	16.2696	24.1592	0.3993
Legalább 2	0.2407	14.0427	17.7973	0.1682
Legalább 3	0.0772	4.0965	11.2248	0.6131
Legalább 4	0.0507	2.6551	4.1299	0.1220

M3.3. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2574	16.1073	15.4947	0.0404
Legalább 1	0.0007	0.0384	3.8415	0.8446
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2574	16.0689	14.2646	0.0256
Legalább 1	0.0007	0.0384	3.8415	0.8446

M3.4. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, HUF-EUR árfolyam, 1999Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2637	78.9706	76.9728	0.0349
Legalább 1	0.0973	32.4495	54.0790	0.8320
Legalább 2	0.0502	16.8842	35.1928	0.8910
Legalább 3	0.0362	9.0542	20.2618	0.7312
Legalább 4	0.0225	3.4534	9.1646	0.4996
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2637	46.5211	34.8059	0.0013
Legalább 1	0.0973	15.5653	28.5881	0.7759
Legalább 2	0.0502	7.8300	22.2996	0.9588
Legalább 3	0.0362	5.6008	15.8921	0.8310
Legalább 4	0.0225	3.4534	9.1646	0.4996

M3.5. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4003	97.7896	76.9728	0.0006
Legalább 1	0.2291	50.7534	54.0790	0.0959
Legalább 2	0.1911	26.8168	35.1928	0.2982
Legalább 3	0.0545	7.3077	20.2618	0.8768
Legalább 4	0.0231	2.1509	9.1646	0.7475
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.4003	47.0362	34.8059	0.0011
Legalább 1	0.2291	23.9366	28.5881	0.1757
Legalább 2	0.1911	19.5091	22.2996	0.1172
Legalább 3	0.0545	5.1567	15.8921	0.8744
Legalább 4	0.0231	2.1509	9.1646	0.7475

M3.6. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0652	16.3850	24.2760	0.3523
Legalább 1	0.0378	6.0042	12.3209	0.4355
Legalább 2	0.0004	0.0684	4.1299	0.8302
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0652	10.3807	17.7973	0.4459
Legalább 1	0.0378	5.9358	11.2248	0.3570
Legalább 2	0.0004	0.0684	4.1299	0.8302

M3.7. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0547	6.3239	12.3201	0.3976
Legalább 1	0.0124	1.1471	4.1299	0.3310
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0547	5.1768	11.2248	0.4527
Legalább 1	0.0124	1.1471	4.1299	0.3310

M3.8. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, DKK-USD árfolyam, 1974Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2260	100.1349	79.3415	0.0006
Legalább 1	0.1934	59.9129	55.2458	0.0184
Legalább 2	0.0887	26.1652	35.0109	0.3184
Legalább 3	0.0575	11.5854	18.3977	0.3408
Legalább 4	0.0145	2.2909	3.8415	0.1301
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2260	40.2220	37.1636	0.0216
Legalább 1	0.1934	33.7478	30.8151	0.0213
Legalább 2	0.0887	14.5798	24.2520	0.5350
Legalább 3	0.0575	9.2945	17.1477	0.4654
Legalább 4	0.0145	2.2909	3.8415	0.1301

M3.9. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3809	72.1234	79.3415	0.1545
Legalább 1	0.1011	25.6107	55.2458	0.9871
Legalább 2	0.0864	15.2728	35.0109	0.9352
Legalább 3	0.0646	6.5098	18.3977	0.8267
Legalább 4	0.0003	0.0285	3.8415	0.8660
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3809	46.5127	37.1636	0.0032
Legalább 1	0.1011	10.3379	30.8151	0.9974
Legalább 2	0.0864	8.7629	24.2520	0.9575
Legalább 3	0.0646	6.4814	17.1477	0.7683
Legalább 4	0.0003	0.0285	3.8415	0.8660

M3.10. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1245	24.4189	25.8721	0.0750
Legalább 1	0.0262	4.0692	12.5180	0.7321
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1245	20.3497	19.3870	0.0362
Legalább 1	0.0262	4.0692	12.5180	0.7321

M3.11. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1231	26.0975	42.9153	0.7321
Legalább 1	0.0961	13.4850	25.8721	0.6997
Legalább 2	0.0387	3.7850	12.5180	0.7730
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.1231	12.6125	25.8232	0.8322
Legalább 1	0.0961	9.6999	19.3870	0.6509
Legalább 2	0.0387	3.7850	12.5180	0.7730

M3.12. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, CAD-USD árfolyam, 1973Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2724	99.9995	69.8189	0.0000
Legalább 1	0.2144	58.6602	47.8561	0.0035
Legalább 2	0.1271	27.2988	29.7971	0.0945
Legalább 3	0.0682	9.6342	15.4947	0.3099
Legalább 4	0.0035	0.4576	3.8415	0.4987
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.2724	41.3393	33.8769	0.0054
Legalább 1	0.2144	31.3614	27.5843	0.0156
Legalább 2	0.1271	17.6646	21.1316	0.1429
Legalább 3	0.0682	9.1766	14.2646	0.2718
Legalább 4	0.0035	0.4576	3.8415	0.4987

M3.13. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3988	70.6393	60.0614	0.0049
Legalább 1	0.2022	35.0261	40.1749	0.1499
Legalább 2	0.1539	19.2141	24.2760	0.1906
Legalább 3	0.1012	7.5188	12.3209	0.2765
Legalább 4	0.0008	0.0542	4.1299	0.8486
A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.3988	35.6133	30.4396	0.0104
Legalább 1	0.2022	15.8120	24.1592	0.4375
Legalább 2	0.1539	11.6953	17.7973	0.3242
Legalább 3	0.1012	7.4645	11.2248	0.2118
Legalább 4	0.0008	0.0542	4.1299	0.8486

M3.14. táblázat. Johansen teszt az ötváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–1997Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0580	8.3842	12.3209	0.2084
Legalább 1	0.0073	0.9154	4.1299	0.3920

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0580	7.4688	11.2248	0.2115
Legalább 1	0.0073	0.9154	4.1299	0.3920

M3.15. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–2012Q4 esetén

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Nyom teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0958	9.2828	12.3209	0.1532
Legalább 1	0.0314	2.2338	4.1299	0.1593

A kointegrációs vektorok feltételezett száma	Sajátérték	Maximum sajátérték teszt	5%-os kritikus érték	p-érték
Nulla	0.0958	7.0490	11.2248	0.2452
Legalább 1	0.0314	2.2338	4.1299	0.1593

M3.16. táblázat. Johansen teszt a kétváltozós modell, JPY-USD árfolyam, 1980Q1–1997Q4 esetén

4. melléklet

	ADF teszt			KPSS teszt		Ng–Perron teszt	
	A	B	C	A	B	A	B
m_t	1.094	-1.596	3.124	1.172***	0.282***	1.908	-3.266
Δm_t	-3.945***	-4.224***	-1.659*	0.359*	0.089	-10.289**	-14.835*
$\Delta^2 m_t$	-	-	-	0.071	0.064	-	-

M4.1. táblázat. Kanada pénzkínálatának egységgyök teszt eredményei, 1991Q1–2012Q4

Modellek	IPS teszt			Fisher-ADF teszt		Fisher-PP teszt	
	A	B	C	A	C	A	C
<i>Magyarország</i>							
7 változós	99Q1-12Q4	-18.630***	245.094***	484.812***	260.043***	495.152***	
3 változós	99Q1-12Q4	-11.826***	100.512***	190.763***	100.314***	190.089***	
5 változós	99Q1-12Q4	-14.232***	154.749***	299.353***	155.261***	301.213***	
2 változós	99Q1-12Q4	-9.293***	65.306***	128.795***	65.222***	128.361***	
<i>Dánia</i>							
5 változós	74Q1-12Q4	-27.999***	422.863***	1316.950***	422.577***	1316.950***	
5 változós	74Q1-97Q4	-21.090***	158.270***	961.600***	158.355***	959.586***	
2 változós	74Q1-12Q4	-17.670***	170.232***	526.782***	170.240***	526.782***	
2 változós	74Q1-97Q4	-14.319***	54.312***	476.121***	54.229***	476.372***	
<i>Kanada</i>							
5 változós	73Q1-12Q4	-27.947***	428.319***	1316.950***	428.742***	1316.950***	
5 változós	73Q1-97Q4	-20.764***	173.786***	944.344***	173.236***	953.186***	
2 változós	73Q1-12Q4	-17.901***	171.792***	526.782***	171.944***	526.782***	
2 változós	73Q1-97Q4	-13.661***	65.604***	431.410***	65.239***	437.185***	
<i>Japán</i>							
5 változós	80Q1-12Q4	-26.152***	378.192***	1316.950***	378.268***	1316.950***	
5 változós	80Q1-97Q4	-16.635***	154.454***	447.783***	152.235***	451.974***	
2 változós	80Q1-12Q4	-15.023***	137.583***	526.782***	137.675***	526.782***	
2 változós	80Q1-97Q4	-10.351***	63.129***	159.849***	63.133***	160.238***	

M4.2. táblázat. VEC modellek reziduumaik egységgyök teszt eredményei

Irodalom

1. Backus, D. [1984]: Empirical models of the exchange rate: separating the wheat from the chaff. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 17, No. 4, pp. 824–846.
2. Bank for International Settlements [2013]: Triennial Central Bank Survey - Foreign Exchange Turnover in April 2013: preliminary global results. BIS: Basel.
3. Basher, S. A. – Westerlund, J. [2009]: Panel cointegration and the monetary exchange rate model. *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 2, pp. 506–513.
4. Bilson, J. [1978]: The monetary approach to the exchange rate – some empirical evidence. IMF Staff Papers 25, Vol. 1, pp. 48–75.
5. Boothe, P. M. – Poloz, S. S. [1988]: Unstable money demand and the monetary model of the exchange rate. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 785–798.
6. Boswijk, H. P. [1996]: Testing Identifiability of Cointegrating Vectors. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 14, No. 2, pp. 153–160.
7. Burke, S. P. – Hunter, J. [2005]: *Modelling Non-Stationary Economic Time Series: A Multivariate Approach*, Palgrave Macmillan, Basingstoke
8. Caporale, G. M. – Pittis, N. [2001]: Parameter Instability, Superexogeneity, and the Monetary Model of the Exchange Rate. *Review of World Economics*, Vol. 137, No. 3, pp. 501–524.
9. Cerra, V. – Saxena, S. C. [2010]: The monetary model strikes back: evidence from the world. *Journal of International Economics*, Vol. 81, No. 2, pp. 184–196.
10. Cheung, Y. W. – Chinn, M. D. – Pascual, A. G. [2005]: Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, Vol 24, No. 7, pp. 1150–1175.
11. Chinn, M. D. – Moore, M. J. [2011]: Order Flow and the Monetary Model of Exchange Rates: Evidence from a Novel Data Set. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, No. 8, pp. 1599–1624.
12. Choudhry, T. – Lawler, P. [1997]: The monetary model of exchange rates: evidence from the Canadian float of the 1950s. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, No. 2, pp. 349–362.
13. Choudhry, T. – McNown, R. – Wallace, M. [1991]: Purchasing power parity and the Canadian float in the 1950s. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 3, pp. 558–563.
14. Clements, K. W. – Frenkel, J. A. [1980]: Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol. 10, No. 2, pp. 249–262.
15. Crespo-Cuaresma, J. – Fidrmuc, J. – MacDonald, R. [2003]: The monetary approach to exchange rates in the CEECs. BOFIT Discussion Papers 14/2003, pp. 1–23.
16. Cushman, D. O. [2000]: The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 591–603.
17. Darvas Zs. – Halpern L. (szerk.) [1998]: *Árfolyamelmélet*, Osiris Kiadó, Lát-hatatlan Kollégium, Budapest

18. Darvas Zs. – Schepp Z. [2007a]: Forecasting exchange rates of major currencies with long maturity forward rates. Working Paper, No. 2007/5. Department of Mathematical Economics and Economics Analysis, Corvinus University of Budapest.
http://web.uni-corvinus.hu/darvas/Darvas_Schepp_Forecasting.pdf. Letöltve: 2015.01.11.
19. Darvas Zs. – Schepp Z. [2007b]: Kelet-közép-európai devizaárfolyamok előrejelzése határidős árfolyamok segítségével. *Közgazdasági Szemle*, 65. évf., június, pp. 501–528.
20. Darvas Zs. [1999]: Az árfolyamsávok empirikus modelljei és a devizaárfolyam sávon belüli előrejelezhetetlensége. *Közgazdasági Szemle*, 46. évf., 6. szám, pp. 507–529.
21. Darvas Zs. [2001]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. *Statisztikai Szemle*, 79. évf., 6. szám, pp. 490–506.
22. Darvas Zs. [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobeldíjasok. *Statisztikai Szemle*, 82. pp. 296–320.
23. Dickey, D. A. – Fuller, W. A. [1979]: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427–431.
24. Dornbush, R. [1976]: Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, pp. 1161–1176.
25. Dutt, S. D. – Ghosh, D. [2000]: An empirical note on the monetary exchange rate model. *Applied Economics Letters*, Vol. 7, No. 10, pp. 669–671.
26. Égert B. [2002] Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition: Do we Understand what we See? A Panel Study. *Economics of Transition*, Vol. 10, No. 2, pp. 1–36.
27. Égert, B. – Drine, I. – Lommatzsch, K. – Rault, C. [2003]: The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality? *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 3, pp. 552–572.
28. Engel, R. F. – Yoo, B. S. [1987]: Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, Vol. 35, Issue 1, pp. 143–159.
29. Engle, R. F. – Granger, C. W. J. [1987]: Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251–276.
30. Evans, M. – Lyons, R. K. [2002]: Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 1, pp. 170–80.
31. Francis, B. – Hasan, I. – Lothian, J. R. [2001]: The Monetary Approach to Exchange Rates and the Behaviour of the Canadian Dollar over the Long Run. *Applied Financial Economics*, Vol. 11, No. 5, pp. 475–481.
32. Frankel, J. A. [1979]: On the mark: a theory of floating exchange rates based on real interest rate differentials. *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 4, pp. 610–622.
33. Frankel, J. A. [1984]: Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: *Exchange Rate Theory and Practice*. J. F. O. Bilson – R. C. Marston, eds., University of Chicago Press, pp. 239–260. www.nber.org/chapters/c6837.pdf?new_window=1 Letöltve: 2011.12.16.
34. Frenkel, J. A. [1976]: A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, pp. 169–191.

35. Granger, C. W. J. – Lee, T. [1989]: Investigation of production, sales and inventory relations using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, Supplement: Special Issue on Topics in Applied Econometrics, pp. S145–S159.
36. Groen, J. J. [2000]: The monetary exchange rate model as a long run phenomenon. *Journal of International Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 299–319.
37. Haldrup, N. [1998]: An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 12, No. 5, pp. 595–650.
38. Halpern, L. – Wyplosz, C. [2001]: Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection. *Economic Survey of Europe*, No. 1, pp. 227–239.
39. Hunter, J. – Ali, F. M. [2013]: The Monetary Model of the US Dollar–Japanese Yen Exchange Rate: An Empirical Investigation. Brunel University London Department of Economics Working Paper, No. 13-08, pp. 1–28.
40. Im, K. S. – Pesaran, M. H. – Shin, Y. [2003]: Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, pp. 53–74.
41. Johansen, S. [1991]: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580.
42. Johansen, S. [1995]: *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
43. Juselius, K. – MacDonald, R. [2004]: International Parity Relationships between the US and Japan. *Japan and the World Economy*, Vol. 16, No. 1, pp. 17–34.
44. Kerekes A. [1995]: Árfolyamelméletek: a monetáris modell. *Bankszemle*, 39. évf. 7. szám, pp. 18–30.
45. Kőrösi G. – Mátyás L. – Székely I. [1990]: *Gyakorlati ökonometria*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
46. Kouretas, G. P. [1997]: Identifying linear restrictions on the monetary exchange rate model and the uncovered interest parity: cointegration evidence from the Canadian–U.S. dollar. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, No. 4a, pp. 875–90
47. Kovács E. [1989]: Idősorok kointegrációja. *Statisztikai Szemle*. 67. évf. 5. sz. pp. 599–619.
48. Kwiatkowski, D. – Phillips, P. C. – Schmidt, P. – Shin, Y. [1992]: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1, pp. 159–178.
49. Lütkepohl, H. [2005]: *New introduction to multiple time series analysis*, Springer.
50. Macdonald, R. – Taylor, M. P. [1992]: Exchange rate economics: a survey. Staff Papers – *International Monetary Fund*, Vol. 39, No. 1, pp. 1–57.
51. MacKinnon, J. G. [2010]: Critical values for cointegration tests. Queen’s Economics Department Working Paper No. 1227
52. Maddala, G. S. – Wu, S. [1999]: A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 631–652.

53. Mark, N. C. – Sul, D. [2001]: Nominal exchange rates and monetary fundamentals. Evidence from a small post-Bretton woods panel. *Journal of International Economics*, Vol. 53, pp. 29–52.
54. Marquez, J. – Schinasi, G. J. [1988]: Measures of money and the monetary model of the Canadian-US Dollar exchange rate. *Economic Letters*, Vol. 26, No. 2, pp. 183–188.
55. Meese, R. A. [1986]: Testing for bubbles in exchange markets: a case of sparkling rates. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 2, pp. 345–373.
56. Meese, R. A. – Rogoff, K. [1983]: Empirical exchange rate models of seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 3–24.
57. Naszódi A. [2004]: A sávmódosítások árfolyamhatásának vizsgálata opciós modell keretei között. MNB Füzetek 2004/2, pp. 1–41.
58. Naszódi A. [2011]: Testing the asset pricing model of exchange rates with survey data. MNB Working Papers 2011/2, pp. 1–39.
59. Neményi J. [2003]: Az euró bevezetésének feltételei Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 50. évf., 6. szám, pp. 479–504.
60. Ng, S. – Perron, P. [2001]: Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, pp. 1519–1554.
61. Otero, J. – Smith, J. [2000]: Testing for cointegration: power versus frequency of observation-further Monte Carlo results. *Economics Letters*, Vol. 67, No. 1, pp. 5–9.
62. Ragan, C. [2011]: The Evolution of Canadian Monetary Policy: Successful Ideas Through Natural Selection. In: Gorbet, F. – Sharpe, A. (szerk.) [2011]: *New Directions for Intelligent Government in Canada: Papers in Honour of Ian Stewart*, Centre for the Study of Living Standards, pp. 49–80. www.csls.ca/festschrift/StewartFestschrift.pdf#page=55. Letöltve: 2014. 06. 12.
63. Rapach, D. E. – Wohar, M. E. [2002]: Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics*, Vol. 58, No. 2, pp. 359–385.
64. Rapach, D. E. – Wohar, M. E. [2004]: Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, Issue 6, pp. 867–895.
65. Riecke W.– Szalkai I. – Szász J. [1985]: *Árfolyamelméletek és pénzügypolitika*, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
66. Rime, D. – Sarno, L. – Sojli, E. [2010]: Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic information. *Journal of International Economics*, Vol. 80., No. 1, pp. 72–88.
67. Sarantis, N. [1994]: The monetary exchange rate model in the long run: an empirical investigation. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 130, H. 4, pp. 698–711.
68. Shiller, R. J. – Perron, P. [1985]: Testing the random walk hypothesis: power versus frequency of observation. *Economics Letters*, Vol. 18, No. 4, pp. 381–386.
69. Tarafás I. [2001]: A kamat, az árfolyam és a forint hátralévő évei. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf., 6. szám, pp. 480–497.

70. Upadhyaya, K. P. – Pradhan, G. [2006]: Another Empirical Look at the Monetary approach to Exchange Rate Determination: The Case of G7 Countries. *Briefing Notes in Economics*, Vol. 69, No. 6, pp. 1–12.
71. Zhang, S. – Lowinger, T. C. – Tang, J. [2007]: The Monetary Exchange Rate Model: Long-run, Short-run, and Forecasting Performance. *Journal of Economic Integration*. Vol. 22, No. 2, pp. 397–406.

THE ROLE OF THE MONETARY MACRO-FUNDAMENTALS IN
DETERMINING THE LONG RUN BEHAVIOUR OF EXCHANGE
RATES OF SEVERAL OECD COUNTRIES

The long-run equilibrium relationship between the nominal exchange rate and the monetary macro-fundamentals is described by the monetary exchange rate models. While promising theoretical models, their empirical validity has been questioned. The time series techniques could not provide decisive evidence in favour of these models. The literature attributes the testing failure of the monetary exchange rate models to the short time-span of data and the low-power of the unit root and cointegration tests. In this paper we investigate the role of monetary macro fundamentals in the long run behaviour of the Danish krone-, the Canadian dollar- and the yen-U.S. dollar nominal exchange rate. We use a relatively large sample spanning for almost 40 years. We estimate cointegrated VAR models. For comparison we report the results of the forint-euro exchange rate. The results are different by specifications and also by exchange rates. In the case of the unrestricted specifications we cannot confirm the theory, but in the restricted specifications – with the exception of the Danish krone-U.S. dollar – we succeed in finding evidence in favour of the monetary exchange rate models.

Keywords: monetary exchange rate models; the Danish krone-, the Canadian dollar- and the yen-U.S. dollar exchange rate; forint-euro exchange rate; empirical testing; cointegration; cointegrated VAR model. *JEL codes:* F31, F41, C32.

A WALSH-TRANSZFORMÁCIÓN ALAPULÓ MÓDSZER AZ IDŐSOROK ELEMZÉSÉHEZ¹

BAJALINOV ERIK – DULEBA SZABOLCS

Nyíregyházi Főiskola

A szezonális idősorok elemzése és előrejelzése régóta fókuszában van a matematikai-statisztikai kutatásoknak, illetve nagy gyakorlati jelentőségű is, hiszen a gazdasági életben számos példát láthatunk ilyen jellegű idősorokra, valamint a jövőre vonatkozó becslésük igényére. A jelen tanulmány célja kettős: egyrészt szeretnénk bemutatni egy olyan eljárás (Walsh-alapú diadikus analízis) módszertanát, amely a hazai közgazdasági alkalmazásokban novumnak számít; másrészt néhány reprodukálható idősoron megmutatjuk, hogy szezonális idősorok esetében nagy pontosságú előrejelzések kaphatók a módszerrel. Fontos kiemelni, hogy ezek az eredmények nem bizonyítják a módszer feltétlen relevanciáját, főleg nem a felsőbbrendűségét más módszerekkel szemben, de a kapott eredmények meglátásunk szerint elég figyelemreméltóak ahhoz (még a mainstream eljárásokkal való összehasonlítás után is), hogy közlésre kerüljenek. Amennyiben a későbbiekben egy gondosan megtervezett szimuláció által sikerül a megközelítés szisztematikus tesztelése, még komolyabb következtetések vonhatóak majd le a Walsh-transzformációs módszerrel kapcsolatban.

Kulcsszavak: Hadamard-mátrix, Walsh-függvény, idősor analízis, diadikus analízis, előrejelzés

1 Bevezetés

Az idősor-elemzés és az ehhez szorosan kapcsolódó előrejelzések mind nemzetközi, mind hazai vonatkozásban már évtizedek óta a matematikai-közgazdaságtan egyik legnépszerűbb területének számítanak, és széles módszertani eszköztár áll rendelkezésre az elvégzésükre [50].

A tanulmányunkban ismertetésre kerülő módszer azonban meglátásunk szerint méltatlanul kevés figyelmet kapott eddig elsősorban a hazai kutatásokban és alkalmazásokban, annak ellenére, hogy a Walsh-megközelítésnek triviális előnyei vannak gyakorlati szempontból [27]: pl. jóval rövidebb számítási idő és kevesebb informatikai erőforrás-felhasználás szükségeltetik hozzá, mint más eljárásokhoz. Ahogy a későbbiekben látható is lesz, a Walsh-transzformáció rövid távú előrejelzésekre (azon belül is a szezonális idősorokra) alkalmazható leginkább (a hosszú távú alkalmazásokat még vizsgáljuk), az ilyen

¹A kutatás a PIAC_13-1-2013-0176 sz. projekt keretében történt. Beérkezett: 2014. október 9. E-mail: bajalinov@nyf.hu.

predikcióknak a hazai szakirodalma elég bőséges, elsősorban rövid távú makroökonómiai modell-előrejelzéseket találhatunk [33]. Ezek közül a többség tartalmaz szimulációt, valamint érzékenységvizsgálatot is [8], vagyis az általános alkalmazhatóságuk is bizonyított makroökonómiai esetekre. A kvantitatív előrejelzések nemzetközi gyakorlatáról nyújt átfogó képet [19] a munkaerőpiac kapcsán. Vállalati idősor-analízist már kisebb számban találunk a hazai publikációk között, pedig a téma fontossága elvitathatatlan, az egyik legjelentősebb Gelei és Dobos [20] munkája, akik sporadikus keresletű termékek kereslet-előrejelzését végezték el egy valós vállalati példán, egy hazai gyógyszer-nagykereskedelmi vállalatra vonatkozó esettanulmányban. Egy későbbi kutatásban célunk a Walsh-transzformációt valós vállalati idősorok elemzésére is alkalmazni.

Mivel a jelen tanulmány célja betekintést nyújtani a Walsh-féle diadikus analízisbe, ezért a következő részben a tárgyalt módszer nemzetközi alkalmazásait részletezzük, és a továbbiakban eltekintünk a kétségkívül gazdag hazai és nemzetközi szezonális idősorokhoz kapcsolódó, de más statisztikai módszereket használó referenciák bemutatásától. A harmadik és negyedik fejezetben részletesen ismertetjük a módszer matematikai alapjait, majd numerikus példát is mutatunk az előrejelzésre való alkalmazására.

2 Szakirodalmi áttekintés

A 20. század elejére a kutatók széles körben ismerték a folytonos függvények ortogonális rendszereit, amelyek sok hasznos tulajdonsággal bírnak. A Fourier-analízis is trigonometrikus függvények ortogonális halmazát használta. A fejlődés következő lépcsőjét az jelentette, amikor matematikusok olyan ortogonális rendszereket hoztak létre, amelyek nem folytonos függvényekből álltak.

A Fourier-elv kiterjesztését valós értékű Boole-függvényekre 1923-ban L. J. Walsh [52] vezette be, amelyben olyan „négyzet alakú” ortogonális függvényeket alkotott meg, amelyek mindössze két értéket vehettek fel: a $+1$ -et és -1 -et, ami által egy hullámszerű rendszert vagy bázist definiált, olyan rendszert, amely lineárisan független vektorokból áll. Annak ellenére, hogy korábban definiáltak már bináris értékű diszkrét ortogonális függvényekből álló halmazt (Haar-Rademacher), a Walsh által javasolt megközelítés hasznosabbnak bizonyult és az utóbbi évtizedekben újra előtérbe került tudományos tanulmányokban. A Walsh-függvényeket használó első jelentősebb tanulmány Paley [39] cikke, amelyben a szerző úgy mutatja be újra a tudományos közösségnek a megközelítést, mint a Rademacher-függvényekből levezethető módszert. Walsh alapdefiníciója, amely a trigonometrikus függvények viselkedésére utal, alkalmazási szempontból előnyösebb, Paley levezetése azonban matematikai szempontból meggyőzőbb [48]. Később a Walsh-függvényeket a Rademacher-függvényeken keresztül tanulmányozták [2,27,35] és arra használták, hogy a Hadamard-transzformációt állítsák elő velük, amely nagyon hasonló azokhoz az ortogonális szinusz függvényekhez, amiket a Fourier-

transzformáció során alkalmaznak.

A valós adatokra épülő stacionárius folyamatokhoz, azaz statisztikai célra Kohn [27] használta először a Walsh-függvényeket. A '70-es évek elejétől statisztikusok és közgazdászok számos esetben úgy elemezték a valós idősorokat, hogy szétbontották (dekomponálták) azokat, majd trigonometrikus függvényekkel közelítették őket [13]. Kohn azt mutatta meg, hogy ezek a trigonometrikus függvények helyettesíthetők a Walsh-típusú, analóg függvényekkel, hiszen a trigonometrikus függvények leírhatóak a $+1$ és -1 értékek sorozatával, tehát egy valós adatokból álló stacionárius idősor dekomponálható Walsh-függvényekre. A későbbiekben a Kohn által javasolt megközelítést továbbfejlesztették a '80-as és '90-es években pl. Morettin [35,36], Stoffer [44,45,46,47,48].

Tanulmányában Stoffer [48] megalkotta a Walsh-alapú Hadamard-mátrixot (amely szimmetrikus és csak $+1$ és -1 elemekből áll), amellyel ki tudta fejezni a Walsh-függvények frekvenciáját, vagyis azt, hogy hányszor metszik az origót, tehát hányszor váltanak a $+1$ és -1 értékek között. Ezen felül a szerző bemutatta – a Fourier-transzformáció analógiájára – azt az eljárást, aminek segítségével át lehetett alakítani az eredeti adatokat „négyzet alakú” függvényekké (a korábbi gyakorlattal ellentétben, ahol szinusz-koszínusz függvényeket kellett használni, amelyekkel jóval nehezebb volt számolni). Stoffer több statisztikai alkalmazást is vizsgált, valamint a módszer koherenciáját is elemezte.

Nason és szerzőtársai [38] tovább vizsgálták a valós idősorok statisztikai modellezésének lehetőségét a Walsh-megközelítés kapcsán. A Walsh-hullámokat változóként használták egy statisztikai modellben arra, hogy előrejelzést állítsanak elő a már ismert idősorhoz kapcsolódó következő időszakra. A szerzők megmutatták, hogy az ismert idősor mely komponensei használhatóak egy következő időszakra vonatkozó előrejelzéshez, ezáltal egy megbízható predikciót kaptak. Tanulmányukban hangsúlyozták azt, hogy a hullám-transzformációk (amelyek a Walsh-transzformáción alapulnak) gyors és hatékony számítási eljárást tesznek lehetővé.

Az utóbbi időben is jelentek meg diadikus analízissel, azaz a Walsh-Fourier transzformációval foglalkozó tudományos cikkek, elsősorban a közgazdasági és statisztikai alkalmazás területéről. Bischescu és szerzőtársai [7] egy Walsh modellt állítottak elő azzal a céllal, hogy elemezhesék egy vállalat munkaerő felvételével, illetve elbocsátással kapcsolatos döntési helyzetzeit. A diadikus analízis azt az előnyös tulajdonságát használták fel, hogy a függvények kizárólag $+1$ és -1 értékeket tartalmaznak, így a kapacitás-többletet $+1$ -gyel, a hiányt pedig -1 -gyel tudták kifejezni. A kapacitás-többlet adott időszakokban lehetőséget ad egyes tevékenységek visszaszervezésére („insourcing”), illetve a hiány külső szolgáltatók megbízására („outsourcing”). Ha az adott helyzetet egy két tengelyből álló koordináta-rendszerben képzeljük el, amelyben a függőleges tengely a vevői igény, a vízszintes pedig az idő, a kívánt kapacitás-kihasználtság érdekében a vállalat kiszervez, illetve visszaszervez a kereslet alakulásának függvényében. Ez egy tipikus Walsh-probléma, és a tanulmány bizonyítja, hogy mennyire hatékony tud lenni a módszer alkal-

mazása ebben a gyakorlati szituációban. Szintén fontos tanulsága a cikknek, hogy a módszer hasznos lehet olyan ellátási lánc menedzsment szituációkban, amelyekben több vállalat egy ellátási láncon belül igyekszik kisimítani a készlettartási szintjüket, a diadikus harmonikus analízis megfelelő eszköz lehet az optimális stratégia kialakításában.

Több különböző megközelítés létezik a szakirodalomban a Walsh-függvények alkalmazására vonatkozóan, amelyeket különböző formákban említenek és használnak, bár közös alapjuk a Walsh-Fourier transzformáció. A Walsh-függvények tekintetében legalább három megközelítést [1,4,5,14,15,29] kell megemlíteni, amelyek egymástól abban térnek el, hogy más vektor-sorrendet követnek az egyes rendszerek esetében:

- Walsh-sorrendű, ahol a függvények sorrendje a zéró értéket metszések emelkedő sorrendjét jelenti.
- Paley-sorrendű (vagy más néven diadikus sorrendű), ahol a sorrendet az úgynevezett „Gray-kód” határozza meg (a sorrendet meghatározó indexek olyan átrendezése, amelyben két szomszédos, bináris alakú szám csak egy pozícióban tér el egymástól).
- Hadamard-sorrendű (vagy más néven természetes), ahol a sorok (és az oszlopok) sorrendjét meghatározza a (2) rekurziós képlet.

Az egyes sorrendek közötti különbségek és kapcsolatok taglalása meghaladja ennek a cikknek a terjedelmi korlátait, de bővebb kifejtést lehet olvasni az alábbi tanulmányokban [2, 5, 22, 42, 43, 54, 55, 49].

Különböző Walsh-függvény generátorok léteznek, amelyek különböző módszereket alkalmaznak [2,5,24 stb.]. Az olyan generátoroknak nagyon széles körű alkalmazásuk van, amelyek közvetlenül a Walsh-függvények halmazát generálják, de olyanok is ismeretesek, amelyek először Rademacher-függvényeket generálnak. Ideális esetben a generált függvények ortogonálisak egymásra, és néhány generátor hatásosabb ebből a szempontból, mint mások. Az ismert generátorok az eredeti bináris értékeket használhatják, vagyis a +1 és -1-et, de konvertált generátorok is használhatóak, melyek például a +1 és 0 értékeket alkalmazzák.

Felhívjuk arra a figyelmet, hogy a Walsh-függvények számozásakor a következő jelölést alkalmazzák a szakirodalomban: W_i olyan Walsh-függvényt jelöl, amelynek i számú 0 keresztezése van, azaz olyan Walsh-függvény, melynek i számú előjelváltása van [4].

3 A Walsh-függvény és Walsh-mátrix alapjai

Jól ismert tény, hogy tetszőleges valós értékű $f(t)$ függvény approximálható egy ún. *Fourier-transzformációval* [9,30 stb.]:

$$(1) \quad f(t) = a_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (a_k \cdot \sin(k \cdot t) + b_k \cdot \cos(k \cdot t)) .$$

Ezt a végtelen összeget Fourier-sornak szokták nevezni vagy az $f(t)$ függvény Fourier-transzformációjának. Hasonló jellegű ötlet szolgál alapként a Walsh analízisben is.

A Walsh-függvények bizonyos értelemben olyan szerepet játszanak, mint a $\sin(k \cdot t)$ és $\cos(k \cdot t)$ függvények a Fourier-analízisben. Azonban a szinuszoid párokkal ellentétben a Walsh-függvények négyzetes hullám-alakúak, és értéként csak a $+1$ -et és a -1 -et veszik fel (a ki-be analógiájára).

A Fourier-analízisben ezek a $\sin(k \cdot t)$ és $\cos(k \cdot t)$ függvények egymástól a frekvenciájukban különböznek, azaz abban, hogy hány teljes ciklust hajtanak végre a $[0, 1)$ intervallumon. Hasonló ingadozásokat vehetünk észre a Walsh függvények esetén is: „négyzetes alakú” hullámok metszik a vízszintes τ tengelyt, úgy, hogy a „nulla-átkeléses” pontok száma tükrözik $wal_i(\tau)$ indexében.

A Walsh-függvény (*Walsh-mátrix*) legenerálható rekurzív módon is a Hadamard-mátrix [25] használatával:

$k = 0$ A kezdeti lépés az, hogy $H(k) = +1$, utána

$k = k + 1$ Rekurzív folytatás:

$$(2) \quad H(k + 1) = \begin{pmatrix} H(k) & H(k) \\ H(k) & -H(k) \end{pmatrix}.$$

Például:

$$(3) \quad H(0) = (1), \quad H(1) = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}, \quad H(2) = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{pmatrix},$$

$$H(3) = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 \end{pmatrix}, \quad \text{stb.}$$

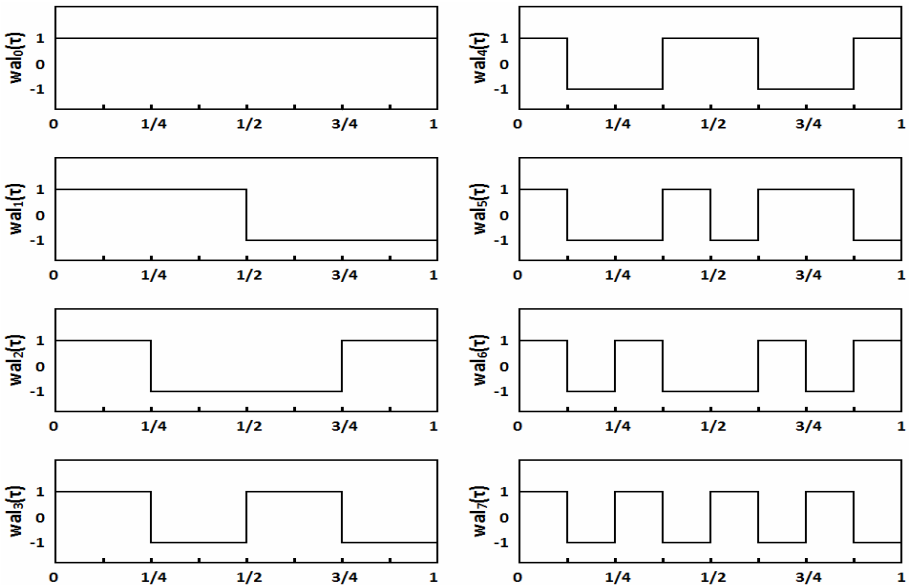
Ezek a Hadamard-mátrixok tartalmazzák a Walsh-függvényeket sorokban (vagy oszlopokban, mivel a mátrix szimmetrikus) olyan sorrendben, amelyet *természetesnek* vagy *Hadamard-sorrendnek* (*natural* vagy *Hadamard order*) szokták nevezni. A Walsh-függvények használatánál figyelembe kell vennünk azt, hogy a Hadamard-mátrixban a Walsh-függvényeket több különböző módon szokták rendezni. Az egyik a szakirodalomban leggyakrabban tárgyalt sorrend az ún. „sequency”-sorrend (*sequency-order*) (gyakran Walsh-sorrendnek nevezik), amelynek fő jellemzője abban áll, hogy minden következő

sorban (vagy oszlopban) az előjelváltások száma eggyel nagyobb az előzőnél. A továbbiakban éppen ezt a rendezési módot fogjuk alkalmazni és a megfelelő rendezésű Hadamard-mátrixot $H_w(k)$ -val jelöljük.

Ebben a sorrendben az első nyolc (azaz $N = 2^3$) $wal_n(\tau)$ Walsh-függvényt láthatjuk a következő mátrixban:

$$(4) \quad H_w(3) = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & -1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & 1 & -1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & -1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 & 1 & -1 \end{pmatrix}.$$

A $H_w(3)$ mátrix sorainak (azaz a Walsh-függvények) grafikusan történő ábrázolását tekinthetjük meg az 1. ábrán. Ha összehasonlítjuk $H(3)$ és $H_w(3)$ mátrixokat ((3) és (4) képletek), könnyen belátható, hogy ezek a mátrixok azonos sorokat (oszlopokat) tartalmaznak, csak más sorrendben és egyetlen egy kivétellel: a 0. sor (oszlop) mindkét mátrixban megegyezik. Valóban, pl. a (3) mátrix 1. sora (oszlopa) a legelső sorban található (szélső jobb oldali oszlopban) a $H_w(3)$ mátrixban, továbbá a 2. sor (oszlop) (3) mátrixból szerepel a 3. sorban (oszlopban) a $H_w(3)$ mátrixban, stb.



1. ábra. Első nyolc Walsh-függvény a (4) képletben

A Walsh-sorrendű $H_w(k)$ mátrix előállítható a következő szabály alapján [1,2]. Jelöljön u_i és v_i bináris számjegyeket az u és v számok i -edik pozíció-

jában, ahol u és v a sor/oszlop decimális indexei a $H_w(k)$ mátrixban, azaz:

$$u_{10} = (u_{k-1} u_{k-2} \dots u_1 u_0)_2, \quad v_{10} = (v_{k-1} v_{k-2} \dots v_1 v_0)_2.$$

Ekkor egy tetszőleges $h_{uv}^{(w)}$ eleme a $H_w(k)$ mátrixnak előállítható a következő képlet szerint:

$$h_{uv}^{(w)} = (-1)^{\Omega(u,v)}, \quad u = 0, 1, \dots, 2^k - 1, \quad v = 0, 1, \dots, 2^k - 1,$$

ahol

$$\Omega(u, v) = \sum_{i=0}^{k-1} r_i(u) v_i,$$

$$r_0(u) = u_{k-1}, \quad r_1(u) = u_{k-1} + u_{k-2}, \quad r_2(u) = u_{k-2} + u_{k-3}, \quad \dots, \quad r_{k-1}(u) = u_1 + u_0.$$

A Paley-sorrendű (*diadikusan rendezett*) $H_p(k)$ mátrix előállítható az alábbi szabály szerint [1,2,53]. Jelöljön $h_{uv}^{(p)}$ az u -adik sorban és v -edik oszlopban álló elemét a $H_p(k)$ mátrixnak. Ekkor

$$h_{uv}^{(p)} = (-1)^{\Phi(u,v)}, \quad u = 0, 1, \dots, 2^k - 1, \quad v = 0, 1, \dots, 2^k - 1,$$

ahol

$$\Phi(u, v) = \sum_{i=0}^{k-1} u_{k-1-i} v_i.$$

Nyilvánvaló, hogy mindhárom előállítási szabály (természetes (2), sorozatos (5) és diadikus (6)) könnyen beprogramozható, és a számítástechnikai erőforrásszükséglet szempontjából nagyon „olcsók”.

4 Walsh-transzformáció

4.1 Elméleti háttér

A továbbiakban tekintsünk egy p elemből álló $X = (x_0, x_1, \dots, x_{p-1})$ vektort, amely tartalmazza a vizsgálandó idősort. Jelölje k a 2 olyan legkisebb hatványát, amely p -nél nem kisebb N értéket eredményez, azaz

$$k = \min_g (g : p \leq 2^g) \quad \text{és} \quad N = 2^k.$$

Például, ha $p = 12$, akkor $k = \min_g (g : 12 \leq 2^g) = 4$, mivel $12 \leq 2^4 = 16$. Így az adott esetben $N = 2^4 = 16$.

Nyilvánvaló, hogy egy tetszőleges idősor kifejezhető a Walsh-függvények lineáris kombinációjaként:

$$x(\tau) = \sum_{i=0}^{N-1} w_i \cdot wal_i(\tau), \quad \tau = 0, 1, 2, \dots, p-1,$$

ahol $wal_i(\tau)$ Walsh-függvények.

Vegyük észre, hogy a Walsh-transzformációnál a vizsgálandó X vektor mérete meg kell, hogy egyezzen a megfelelő Hadamard-mátrix méretével, azaz $N = 2^k$. Épp emiatt a transzformáció előtt az X vektor méretét hozzá kell igazítani az $N = 2^k$ értékhez. Ha az X vektor p elemből áll, akkor azt bővíteni kell $(2^k - p)$ elemmel a transzformálhatósága érdekében. Ezért ebben és minden következő esetben feltételezzük, hogy a szükséges bővítés már megtörtént és most az X vektor $N = 2^k$ elemből áll. Szóval, az eredeti $X = (x_0, x_1, \dots, x_{p-1})$ vektor helyett tekintsük a következő N elemes vektort:

$$X = (x_0, x_1, \dots, x_{p-1}, \underbrace{0, 0, \dots, 0}_{(N-p)}) .$$

Jegyezzük meg, hogy az új X vektor utolsó $(N - p)$ eleme lehet 0 (vagy más) értékű, mivel ezek az elemek nem játszanak fontos szerepet a számolásban.

A fentiek alapján a Walsh-transzformáció végrehajtása után felírhatjuk, hogy

$$(7) \quad W = \frac{1}{2^k} H(k) X^T ,$$

ahol a $W = (w_0, w_1, \dots, w_{N-1})^T$ oszlop-vektor tartalmazza az ún. w_i Walsh-együtthatókat (vagy spektrális együtthatókat), és $H(k)$ jelöli $(2^k) \times (2^k)$ méretű Hadamard-mátrixot:

$$(8) \quad H(k) = \begin{pmatrix} h_{00} & h_{01} & \cdots & h_{0,N-1} \\ h_{10} & h_{11} & \cdots & h_{1,N-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{N-1,0} & h_{N-1,1} & \cdots & h_{N-1,N-1} \end{pmatrix} .$$

A továbbiakban vegyük figyelembe a $H(k)$ mátrix alábbi hasznos tulajdonságait [1,2]:

$$\det(H(k)) \neq 0, \quad \text{és} \quad H(k)^{-1} = \frac{1}{2^k} H(k), \quad \forall k = 1, 2, \dots$$

Ebből következik, hogy az $\tilde{X} = (\tilde{x}_0, \tilde{x}_1, \dots, \tilde{x}_{N-1})$ approximált vektort összeállító eljárás könnyen végrehajtható a következő képlet alapján:

$$(9) \quad \tilde{X}^T = H(k) W ,$$

vagy részletesebben:

$$(10) \quad \begin{pmatrix} \tilde{x}_0 \\ \tilde{x}_1 \\ \vdots \\ \tilde{x}_{N-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} h_{00} & h_{01} & \cdots & h_{0,N-1} \\ h_{10} & h_{11} & \cdots & h_{1,N-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{N-1,0} & h_{N-1,1} & \cdots & h_{N-1,N-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_0 \\ w_1 \\ \vdots \\ w_{N-1} \end{pmatrix} .$$

Összefoglalva, a Walsh-transzformáció a következő lépésekből áll:

1. Ha kell, kibővítjük a vizsgálandó X vektort a megfelelő méretig;
2. A „helyes” méretű X vektorra számoljuk ki a (7) képlet alapján a W spektrális együtthatókat;
3. Majd a W vektor és a (9) képlet használatával állítjuk elő az \tilde{X} vektort.

4.2 Alkalmazási szempontok

A numerikus kísérletek során a következő megközelítést alkalmaztuk. Tegyük fel, hogy adott az m évről szóló adatsor a következő m darab X_j , $j = 1, 2, \dots, m$; vektor formájában

$$\begin{aligned} X_1 &= (x_{01}, x_{11}, \dots, x_{p-1,1}), \\ X_2 &= (x_{02}, x_{12}, \dots, x_{p-1,2}), \\ &\dots \\ X_m &= (x_{0m}, x_{1m}, \dots, x_{p-1,m}), \end{aligned}$$

ahol x_{ij} – az i -edik időperiódusban j -edik évben mért érték.

Ezen vektorok méretének az N értékhez való igazítása után alkalmazzuk a (7) képletet minden X_j vektorra. Eredményül a következő m darab W_j , $j = 1, 2, \dots, m$, vektort kapjuk a w_{ij} ($i = 0, 1, \dots, N - 1$; $j = 1, 2, \dots, m$) spektrális együtthatókkal

$$W_j = \frac{1}{2^k} H(k) X_j^T, \quad j = 1, 2, \dots, m.$$

A W_j oszlopokból összeállított mátrixot a (7) képletben szereplő W -vel jelölt oszlopvektorral való összekeverés elkerülése céljából jelöljük a következő módon:

$$(12) \quad \tilde{W} = \begin{pmatrix} w_{01} & w_{02} & \dots & w_{0,m} \\ w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1,m} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ w_{N-1,1} & w_{N-1,2} & \dots & w_{N-1,m} \end{pmatrix},$$

ahol minden j -edik oszlop tartalmazza a j -edik évhez tartozó spektrális együtthatókat.

Következő lépésben a \tilde{W} mátrix minden \tilde{W}_i ($i = 0, 1, \dots, N - 1$) sorát tekintjük külön idősoroknak

$$\tilde{W}_i = (w_{i1}, w_{i2}, \dots, w_{im}), \quad i = 0, 1, \dots, N - 1,$$

és alkalmazzuk az ezekre a sorokra megfelelő előrejelzési modelleket és módszereket az m -edik év után következő $(m + 1)$ -edik évnek megfelelő W_{m+1} spektrális oszlopvektor előállítására céljából.

Ennek a műveletnek következtében az eredeti \widetilde{W} mátrix helyett megkapjuk a mátrix bővített alakját:

$$(13) \quad \widetilde{W}^* = \begin{pmatrix} w_{01} & w_{02} & \cdots & w_{0,m} & w_{0,m+1} \\ w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1,m} & w_{1,m+1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ w_{N-1,1} & w_{N-1,2} & \cdots & w_{N-1,m} & w_{N-1,m+1} \end{pmatrix}$$

ahol a szélső, jobb oldali $(w_{0,m+1}, w_{1,m+1}, \dots, w_{N-1,m+1})^T$ oszlop tekinthető (értelmezhető) olyan spektrális együtthatókból álló vektorként, amely megfelel az $(m+1)$ -edik évrnek megfelelő ismeretlen

$$X_{m+1} = (x_{0,m+1}, x_{1,m+1}, \dots, x_{p-1,m+1}, \underbrace{x_{p,m+1}, \dots, x_{N-1,m+1}}_{(2^k-N)})$$

előrejelzendő adatsornak. Végül, a $(w_{0,m+1}, w_{1,m+1}, \dots, w_{N-1,m+1})^T$ oszlopvektor és a (9) inverz transzformáció használatával kapjuk a \tilde{X}_{m+1} előrejelzéseket a következő $(m+1)$ -edik évre:

$$\tilde{X}_{m+1} = \begin{pmatrix} \tilde{x}_{0,m+1} \\ \tilde{x}_{1,m+1} \\ \vdots \\ \tilde{x}_{N-1,m+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} h_{00} & h_{01} & \cdots & h_{0,N-1} \\ h_{10} & h_{11} & \cdots & h_{1,N-1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ h_{N-1,0} & h_{N-1,1} & \cdots & h_{N-1,N-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_{0,m+1} \\ w_{1,m+1} \\ \vdots \\ w_{N-1,m+1} \end{pmatrix}.$$

Nyilvánvaló, hogy a \tilde{X}_{m+1} vektor első p eleme előrejelzésnek tekinthető az eredeti m évről szóló adatsor alapján előállított $(m+1)$ -edik évre vonatkozóan.

A fejezet végén még megjegyezzük, hogy a Walsh-függvényeken alapuló transzformációval és approximációval kapcsolatos kérdések és problémák (konvergencia, pontosság stb.) bővebben a következő irodalmakban kerülnek kifejtésre: [17,18,21,37].

5 Numerikus kísérletek

Ebben a fejezetben a Központi Statisztikai Hivatal által közölt (www.ksh.hu) többéves (2010, 2011, 2012, 2013 és részben 2014) agrár adatsorokon végrehajtott numerikus kísérletek eredményeiről lesz szó. Összesen 16 adatsorral végeztünk numerikus teszteléseket: 11 adatsor jellegzetes szezonális hatású (alma, árpa, burgonya, búza, fejeskáposzta, káposztarepce, kukorica, napraforgó, paradicsom, vöröshagyma, zöldpaprika) és 5 adatsor, amely esetén szezonális hatás nem jellemző (baromfi, juh, marha, sertés, tojás). A havi bontású eredeti adatok megtekinthetők a Melléklet részben az 5, 6 és 7. táblázatban.

Geometriai szempontból ebben a részben bemutatott esettanulmányt a következőképpen értelmezhetjük. Először is felhasználva a rendelkezésünkre álló 4 év adatait havi bontásban 4 pontot határozunk meg: X_1, X_2, X_3, X_4

a 12 dimenziós térben, amelyek koordinátáit egy ortogonális vektorrendszerben állapítjuk meg, ezután ezeket a koordinátákat egytől egyig külön analizáljuk azzal a céllal, hogy megállapítsuk a várható jövőbeli értéküket (azaz várható értéküket az 5. évben). Végül elvégezzük az inverz transzformációt az előrejelzett koordinátákra úgy, hogy megkaphassuk az új X_5 pontot és eredményképpen 12 előrejelzett értéket az idősor várható jövőbeli értékeire.

Nyilvánvaló, hogy az ilyen típusú termékek idősorának teljes körű elemzéséhez és megbízható előrejelzésükhöz pusztán matematikai eljárások végrehajtása nem elegendő (sok más tényező is fontos, esetleg döntő szerepet játszhat, pl. a hazai és külföldi piac igényei, nemzetközi kereskedelmi és politikai viszonyok, időjárási körülmények stb.). Ezért felhívjuk arra a figyelmet, hogy az adott kutatás célja nem a mezőgazdasági termelés teljeskörű elemzése, hanem a Walsh-transzformáción alapuló előrejelzési eljárás tesztelése, a hatékonyságának vizsgálata és már korábban jól bevált eszközökkel és módszerekkel való összehasonlítása.

Tegyük fel, hogy a 2014. évre vonatkozó első 7 havi adatok ismeretlenek és azokat kell előrejeleznünk. A Walsh-transzformáció ezekhez az adatsorokhoz való alkalmazhatósága céljából az 5, 6 és 7. számú táblázatban látható adatok transzponálása után minden adatsorra kapunk egy-egy új (12×5) méretű mátrixot. Ezután a kapott mátrixokban a sorok számát igazítsuk a megfelelő minimális méretű Hadamard-mátrixhoz, azaz $H_w(4)$ mátrixhoz, mert $2^4 = 16$. Ennek eredményképpen – a búza termelésére vonatkozó adatsort véve példának – megkapjuk a 1. táblázatban látható bővített mátrixot négy 0 értékű sorral.

	2010	2011	2012	2013	2014
1	54 551	46 074	56 388	28 168	45 489
2	77 048	50 081	67 531	51 728	50 309
3	90 372	35 687	66 437	61 646	66 166
4	72 573	26 350	45 399	69 579	50 854
5	78 210	35 664	48 771	45 972	31 960
6	34 012	15 324	38 526	33 577	32 763
7	252 513	302 545	533 732	513 620	568 516
8	527 253	361 925	406 211	528 388	0
9	247 508	219 056	104 570	311 126	0
10	86 376	75 101	71 029	176 000	0
11	70 953	82 520	91 622	123 676	0
12	71 443	61 587	69 120	65 112	0
13	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0
16	0	0	0	0	0

1. táblázat. Bővített búza adatsor

A Walsh-transzformáció (7) végrehajtása után megkapjuk a \widetilde{W} mátrixot (a (12) képletnek megfelelően) spektrális együtthatókkal. A következő lépésben az ily módon kapott \widetilde{W} mátrix minden \widetilde{W}_i sorát tekintjük külön

négyszeres elemes (azaz 2010, 2011, 2012 és 2013 évekhez tartozó adatokból álló) idősorok, és az MS Office Excel táblázatkezelőben beépített *Előrejelzés()* függvény segítségével állítsuk elő a 2014. évre vonatkozó előrejelzéseket. Az eredmény látható a 2. táblázatban.

	2010	2011	2012	2013	2014
1	103925,58	81994,63	99958,46	125537,05	123553,49
2	44390,58	27211,63	57915,87	41047,68	47810,32
3	-67107,77	-62220,68	-70489,10	-99146,94	-100837,60
4	-7572,77	-7437,68	-28446,51	-14657,56	-25094,43
5	51730,38	49853,16	54974,10	75591,79	77213,65
6	27794,41	31096,88	53117,06	38299,60	50960,92
7	-55648,66	-45588,43	-53463,72	-82007,88	-80915,41
8	-31712,69	-26832,14	-51606,68	-44715,69	-54662,68
9	27516,56	11837,37	-8651,08	5506,18	-12577,63
10	7313,68	-3540,39	-10031,07	-4064,03	-12736,40
11	-32553,58	-13505,33	4628,45	-7459,51	11131,50
12	-12350,70	1872,44	6008,45	2110,70	11290,27
13	24155,43	13078,63	-4489,34	10285,56	-4036,83
14	4075,10	-7532,52	-11494,66	-13925,69	-21710,57
15	-24742,67	-12412,49	5726,23	-14222,33	1012,12
16	-4662,33	8198,66	12731,55	9988,93	18685,86
Kiszámolt					Előrejelzett
Walsh együtthatók					

2. táblázat. Búza adatsorhoz előállított Walsh-együtthatók

Végül az inverz (9) transzformáció segítségével megkapjuk a 2014. évre vonatkozó előrejelzéseket. Az ilyen módon kapott előrejelzési értékeket láthatjuk a 3. táblázatban. A táblázatot az összehasonlítás céljából kiegészítettük a következő eszközökkel kapott előrejelzésekkel:

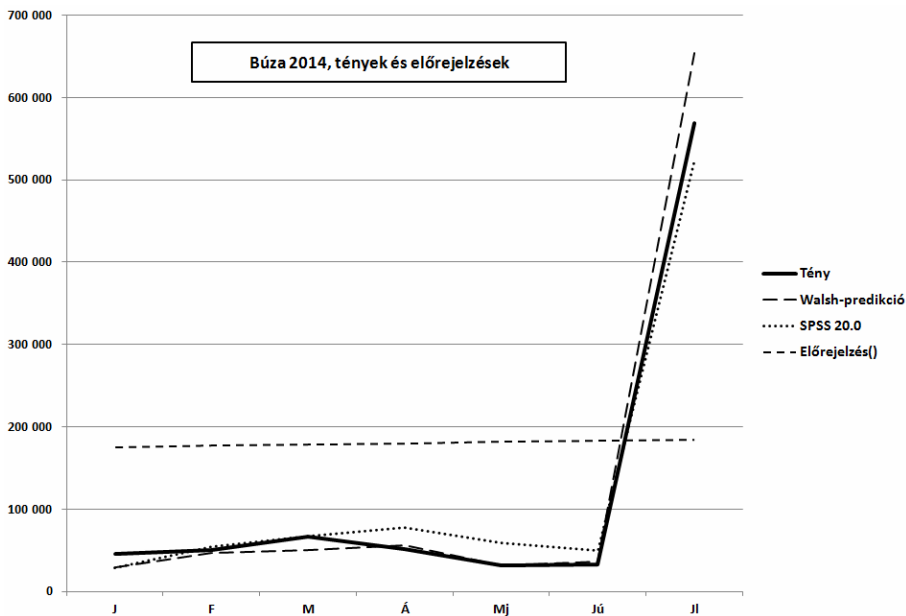
- MS Office Excel táblázatkezelő keretében használható *Előrejelzés()* függvény,
- IBM SPSS Statistics 20.0 programcsomagban beépített *Forecasting* eszköz.

Ezen felül megjelenítettük táblázatban az abszolút eltéréseket is, amelyek közül a legkisebbeket kiemeltük.

	Tény	MS Excel	IBM	Walsh	Abszolút eltérések		
		Előrejelzés()	SPSS 20.0				
J	45 489,39	175 237,54	28 795,27	29 086,60	129748,15	16694,12	16402,80
F	50 308,96	176 792,60	54 597,26	46 969,94	126483,64	4288,30	3339,02
M	66 165,68	178 347,66	67 356,92	49 678,15	112181,98	1191,24	16487,53
Á	50 854,33	179 902,72	78 214,45	55 992,44	129048,39	27360,12	5138,10
Mj	31 959,54	181 457,78	58 535,53	31 252,75	149498,25	26575,99	706,79
Jú	32 762,70	183 012,84	49 787,05	35 833,61	150250,14	17024,35	3070,91
Jl	568 515,68	184 567,90	524 740,70	654 229,71	383947,78	43774,98	85714,03

3. táblázat. Búza 2014: tények, előrejelzett értékek és abszolút eltérések

Továbbá, az ismert és az előrejelzett értékek diagram formában láthatók a 2. ábrán. A búza adatsoron végrehajtott *IBM SPSS Statistics 20.0* predikciós eljárás eredményét tartalmazza a 3. és 4. ábra a mellékletek között.



2. ábra. Búza 2014: tények és előrejelzett értékek diagram formában

Az ily módon (*MS Office Excel Előrejelzés()*, *IBM SPSS Statistics 20.0* és a Walsh-transzformáción alapuló eljárás) kapott háromféle predikciós érték vonatkozásában kiszámoltuk az előrejelző becslések pontosságát, amely a 4. táblázatban látható.

Pontossági becslések			
	MS Excel Előrejelzés()	IBM SPSS 20.0	Walsh
MAD	168736,90	19558,44	18694,17
MSE	36344528796,01	565634137,60	1133609215,49
MAPE	2,79	0,35	0,15
Theil-U	0,84	0,10	0,16

4. táblázat. Búza 2014, előrejelzések: pontossági becslések

Hasonló módon a Walsh-transzformáció segítségével előrejelzéseket állítottunk elő a többi 15 KSH adatsorra, majd a kapott eredmények összehasonlítása céljából végeztünk előrejelzéseket az *MS Excel* táblázatkezelőben (*Előrejelzés()* függvény) és az *IBM SPSS Statistics 20.0* programcsomagban (*Forecasting eszköz Expert Modeler* → *All models* opcióval²)

²Az adott opciónál az IBM SPSS csomag vizsgálja az összes ismert ARIMA/SARIMA és exponenciális simítási modellt, majd alkalmazza az adatsorhoz legjobban illőt.

Az összes 16 adatsoron végzett összehasonlítás eredményei megtekinthetők a Mellékletben a 8, 9 és 10. táblázatban. Az eredmények egyértelműen arra utalnak, hogy a szezonális idősorok esetében nagyobb becslési pontosságot lehet a vizsgált módszerrel elérni, mint a nem szezonális jellegű adatoknál. A különbség érzékeltetésére felhívjuk a figyelmet a melléklet 11, 12 és 13. táblázatban feltüntetett fajlagos eltérésekre ($|\text{Tény-Közelítő érték}|/\text{Tény } \%$), amelyek egyértelműen mutatják, hogy a Walsh alapú predikciós értékek a szezonális idősorok esetében jóval pontosabbak. A vizsgált 16 adatsorból 12 esetben minimális átlagos fajlagos eltérést a Walsh megközelítésnél kaptunk.

Az eltérések illusztrálásához csatoltuk az 5, 6 és 7. ábrákat, amelyekből látszik, hogy a szezonális termékek becslése jóval pontosabb. Ennek magyarázata, hogy a tanulmányban ismertett Walsh alapú megközelítés az egymás után következő évek azonos hónapjai alapján közelíti meg a jövőre vonatkozó becslést. A szezonális jelleg pedig a megfelelő hónapok hasonlatosságát jelentő tulajdonság.

6 Következtetések

Ahogy az előzőekben látható volt, a tanulmányunkban a diszkrét Walsh-transzformációk általi idősor-analízis egy lehetséges módját mutattuk be. Szintén említésre kerültek a folytonos és diszkrét Walsh-transzformációk legfőbb tulajdonságai. Figyelmet fordítottunk a spektrális koefficiensre, illetve a különböző Walsh-függvény változatokra, valamint bemutattuk azokat az algoritmusokat, amelyek felhasználhatóak a gyakorlati idősor-approximációkhoz, amelyek az előrejelzéshez használhatók.

Számításaink alapján nyilvánvaló, hogy a diszkrét Walsh-transzformáció nagyon hasznos lehet a szezonális jellegű (közgazdasági) adatsorok előrejelzésénél a következők miatt:

- a módszer egyszerű és számítási szempontból nem igényel nagy kapacitást (előrejelző számításainkat, melyeket a Walsh-alapú megközelítés alapján végeztük, MS Excel 2007-ben hajtottuk végre, tulajdonképpen manuálisan)
- a predikció során nagy pontosságot értünk el (főleg 12 hónapos szezonális idősoroknál).

A gyakorlati idősorokon végrehajtott numerikus kísérletek azt mutatják, hogy számos esetben (főleg szezonális hatású adatok esetén) a jelen tanulmányban bemutatott megközelítés az előrejelzések pontossága szempontjából felülmúlja a jól ismert statisztikai eszközöket.

Azonban – ahogy ezt korábban már jeleztük – a bemutatott numerikus tesztelési eredmények még nem bizonyítják a módszer feltétlen alkalmazhatóságát sem, nem hogy a felsőbbrendűségét a már jól ismert módszerrel szemben. Ennek bizonyítására gondosan megtervezett szimuláció és jóval több futtatás szükséges. Ennek ellenére néhány előny már most szembetűnő: a módszerünk esetében újracsoportosított szezonális adatok alkotják a számítás

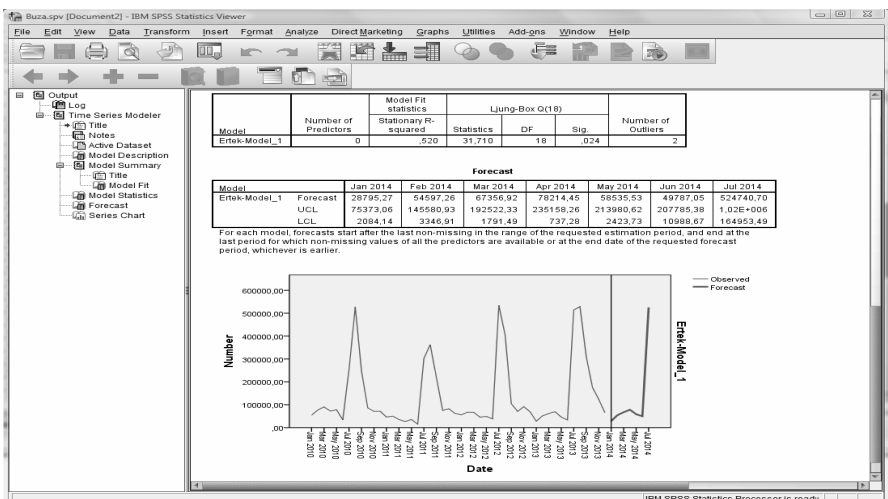
alapját, minden egyes alcsoportot külön számolunk, ezáltal el tudjuk kerülni a lehetséges abnormalitásokat (zajokat), amelyek az utolsó megfigyelésekből származhatnak.

Az eddigi ígéretes eredmények azt támasztják alá, hogy érdemes további kutatásokat végezni a témakörben a predikciók még további pontosítása érdekében. Ezen kívül a végzett numerikus kísérletek azt indokolják, hogy további kutatások során hosszabb (10-15 éves, azaz 120-180 megfigyelési adatot tartalmazó) idősorokon is érdemes lenne végezni hasonló elemzéseket.

Melléklet

	Ertek	YEAR	MONTH	DATE	Predicted_Ertek_Model_1	LCL_Ertek_Model_1	UCL_Ertek_Model_1	NResidual_Ertek_Model_1	var
34	71029.00	2012	10	OCT 2012	73565.87	22767.33	144231.06	1.18	
35	91622.00	2012	11	NOV 2012	81413.10	27319.27	15373.60	22.96	
36	69120.00	2012	12	DEC 2012	72646.87	22246.03	142914.38	-6.69	
37	28168.00	2013	1	JAN 2013	66769.64	18976.86	134429.07	-84.37	
38	51728.00	2013	2	FEB 2013	39356.09	5744.79	9283.05	37.20	
39	61646.00	2013	3	MAR 2013	53935.31	12294.33	115442.95	22.96	
40	69579.00	2013	4	APR 2013	44618.32	7949.18	101154.12	60.18	
41	45972.00	2013	5	MAY 2013	76903.35	24681.95	148991.42	-57.14	
42	33577.00	2013	6	JUN 2013	39207.13	39207.13	5685.93	92594.99	-6.61
43	513620.00	2013	7	JUL 2013	518012.83	363711.43	692180.89	-8.86	
44	528388.00	2013	8	AUG 2013	391854.23	259086.59	544488.52	103.45	
45	311126.00	2013	9	SEP 2013	304431.08	188732.23	439995.59	8.91	
46	17600.00	2013	10	OCT 2013	136372.98	62766.86	229045.75	54.55	
47	123676.00	2013	11	NOV 2013	218029.67	115456.72	325067.28	-104.03	
48	65112.00	2013	12	DEC 2013	109440.57	38985.51	181762.50	-56.72	
49		2014	1	JAN 2014	28795.27	2084.14	75373.06		
50		2014	2	FEB 2014	54597.26	3346.91	145580.93		
51		2014	3	MAR 2014	67356.92	1791.49	192522.33		
52		2014	4	APR 2014	78214.45	737.28	235158.26		
53		2014	5	MAY 2014	58535.53	2423.73	213980.62		
54		2014	6	JUN 2014	49787.05	10988.67	207785.38		
55		2014	7	JUL 2014	524740.70	164953.49	1023594.52		

3. ábra. IBM SPSS 20.0, búza adasor: az eredeti adatok és az előrejelzett értékek



4. ábra. IBM SPSS 20.0, búza adasor: az eredeti adatok és az előrejelzett értékek diagram formában

	2010											
	J	F	M	Á	Mj	Jú	Jl	Au	Sz	O	N	D
1 Alma	2 147	1 806	2 411	2 181	2 349	283	291	15 612	83 771	108 188	26 854	6 476
2 Árpa	3 582	3 877	8 911	2 565	2 073	8 074	91 159	52 720	20 592	3 751	4 631	3 055
3 Burgonya	934	1 577	847	563	791	1 440	2 486	1 972	1 424	1 181	423	501
4 Búza	54 551	77 048	90 972	72 573	78 210	34 012	252 513	527 253	247 508	86 376	70 953	71 443
5 Fejeskásosza	589	554	460	1 057	1 363	785	389	655	887	1 496	1 253	1 227
6 Káposztarepce	854	6 350	8 344	3 217	3 853	298	90 545	72 574	15 353	3 211	2 879	1 176
7 Morzsolt kukorica	91 043	95 571	116 315	151 085	88 848	47 851	21 867	16 802	74 139	539 079	1 275 575	573 087
8 Napraforgó mag	11 885	17 564	11 399	7 531	3 826	3 574	992	902	41 887	162 363	74 580	17 279
9 Paradicsom	39	54	265	769	1 258	2 508	1 700	4 254	19 386	8 798	365	122
10 Vöröshagyma	515	635	179	172	145	211	531	518	980	1 621	1 187	1 519
11 Zöldpaprika	161	203	452	756	420	3 232	4 190	6 381	6 891	4 109	1 736	407
12 Baromfi	22 878	24 135	29 084	26 171	27 002	28 488	27 241	26 707	28 492	27 484	30 437	29 346
13 Juh	200	459	1 544	444	415	365	432	810	404	249	254	1 026
14 Marha	2 581	2 738	2 769	2 424	2 537	2 639	2 498	2 446	2 640	2 993	2 567	2 256
15 Sertés	32 251	34 101	40 737	37 342	34 551	33 202	30 377	32 800	33 348	34 020	37 861	36 025
16 Tyúktartás (millió db)	15	13	14	9	12	14	12	13	12	12	15	13

	2011											
	J	F	M	Á	Mj	Jú	Jl	Au	Sz	O	N	D
1 Alma	832	1 103	974	663	525	286	164	2 708	58 934	52 648	8 906	882
2 Árpa	1 221	783	2 566	2 556	3 191	28 672	66 627	49 227	6 964	4 776	3 105	1 244
3 Burgonya	351	256	412	279	471	1 781	2 314	2 075	2 181	1 955	1 726	1 089
4 Búza	46 074	50 081	35 687	26 350	35 664	15 324	302 545	361 925	219 056	75 101	82 520	61 587
5 Fejeskásosza	490	331	371	625	2 410	1 372	1 389	1 227	1 519	1 485	2 391	1 040
6 Káposztarepce	2 089	71	94	310	487	2 425	75 571	32 604	18 055	2 298	2 189	961
7 Morzsolt kukorica	165 689	105 476	81 623	66 469	72 461	49 036	21 136	32 887	236 725	921 407	848 600	170 406
8 Napraforgó mag	6 122	4 278	4 085	3 379	5 836	3 063	779	2 473	147 764	146 480	41 862	13 043
9 Paradicsom	60	56	249	997	1 884	2 495	2 103	19 490	28 823	2 533	476	129
10 Vöröshagyma	469	343	255	207	280	354	483	660	712	2 199	2 213	925
11 Zöldpaprika	130	151	421	736	1 371	3 243	4 327	7 253	7 473	4 156	1 013	739
12 Baromfi	25 941	23 786	34 092	33 225	38 364	36 672	36 356	38 922	37 437	36 589	39 000	36 385
13 Juh	224	249	544	902	307	359	505	812	281	115	167	448
14 Marha	2 142	2 193	2 234	2 189	2 826	1 693	2 617	2 107	2 352	1 836	1 974	1 337
15 Sertés	30 011	30 910	37 623	34 016	34 141	30 550	29 194	35 277	31 698	34 055	33 849	34 685
16 Tyúktartás (millió db)	16	18	15	13	10	12	15	10	11	11	16	15

	2012											
	J	F	M	Á	Mj	Jú	Jl	Au	Sz	O	N	D
1 Alma	734	1 309	1 712	557	218	91	164	23 129	101 404	114 072	66 730	7 006
2 Árpa	468	1 006	1 991	516	2 504	37 119	106 973	28 211	13 052	4 679	2 190	1 934
3 Burgonya	594	584	893	614	873	1 704	3 687	2 425	1 926	856	979	873
4 Búza	56 388	67 531	66 437	45 399	48 771	38 526	533 732	406 211	104 570	71 029	91 622	69 120
5 Fejéskáposzta	659	591	817	709	1 591	817	487	533	645	1 898	1 164	743
6 Káposztarepce	2 998	1 103	1 834	37	134	3 461	71 853	31 337	7 521	1 582	519	971
7 Morzsolt kukorica	172 772	101 965	126 390	142 366	119 198	92 980	54 392	38 983	266 028	497 539	362 510	138 002
8 Napraforgó mag	12 993	4 505	10 865	8 625	6 279	3 939	594	17 957	251 863	150 774	33 046	13 844
9 Paradicsom	31	31	474	1 324	2 098	3 158	2 712	2 037	11 250	1 454	998	220
10 Vöröshagyma	385	376	298	255	161	379	1 101	587	921	963	1 814	1 705
11 Zöldpaprika	149	169	566	1 069	606	4 854	5 597	7 373	5 330	4 701	1 864	963
12 Baromfi	38 182	35 335	36 851	37 773	40 219	39 867	37 889	38 080	39 558	44 108	42 489	37 072
13 Juh	195	247	977	267	407	392	373	613	243	200	189	654
14 Marha	807	846	2 007	1 336	1 352	1 631	1 947	1 454	1 504	1 411	2 151	1 582
15 Sertés	34 727	32 951	37 405	33 898	33 975	30 450	31 034	30 437	30 387	38 132	32 792	31 821
16 Tyúktartás (millió db)	12	21	13	17	15	19	21	13	10	12	11	11

	2013											
	J	F	M	Á	Mj	Jú	Jl	Au	Sz	O	N	D
1 Alma	1 169	2 072	2 810	1 879	746	69	27	13 785	94 429	117 406	27 366	6 609
2 Árpa	2 357	2 202	4 808	2 948	2 056	38 163	147 609	46 822	14 143	6 490	4 350	3 955
3 Burgonya	786	951	896	813	935	1 786	2 628	1 732	1 451	1 355	492	1 048
4 Búza	28 168	51 728	61 646	69 579	45 972	33 577	513 620	528 388	311 126	176 000	123 676	65 112
5 Fejéskáposzta	356	656	600	1 064	1 560	900	514	677	1 093	1 166	1 054	1 069
6 Káposztarepce	373	2 360	966	1 245	146	1 383	143 025	44 876	21 973	8 460	2 712	2 482
7 Morzsolt kukorica	95 348	93 093	61 159	80 702	90 805	69 223	48 384	35 992	129 759	502 009	737 467	283 993
8 Napraforgó mag	15 325	16 846	16 508	3 421	1 701	1 170	746	1 465	76 838	291 648	131 500	26 941
9 Paradicsom	38	54	455	1 639	2 567	3 262	3 288	8 831	14 244	8 372	1 152	238
10 Vöröshagyma	486	484	518	242	401	471	690	562	861	2 666	991	712
11 Zöldpaprika	230	215	395	1 094	1 468	3 726	5 858	8 028	5 421	2 943	1 383	366
12 Baromfi	38 082	34 732	36 953	41 077	39 230	36 776	40 724	40 088	41 538	41 772	41 088	32 287
13 Juh	211	301	906	390	372	295	516	644	349	222	169	573
14 Marha	2 265	2 320	1 854	2 067	2 799	1 490	2 004	1 666	2 347	2 349	2 093	2 151
15 Sertés	34 170	30 545	35 749	35 967	33 284	28 516	29 770	28 671	30 037	37 003	35 041	35 452
16 Tyúktartás (millió db)	24	27	34	35	28	27	25	37	47	35	30	46

6. táblázat. Eredeti KSH adatok, 2012-2013. év

	2014											
	J	F	M	Á	Mj	Jú	Jl	Au	Sz	O	N	D
1 Alma	677	1 513	2 055	1 751	1 865	967	333					
2 Árpa	2 217	2 314	2 570	3 861	972	96 523	103 891					
3 Burgonya	465	578	525	776	1 681	1 942	2 634					
4 Búza	45 489	50 309	66 166	50 854	31 960	32 763	568 516					
5 Fejéskáposzta	649	891	758	1 120	1 893	687	500					
6 Káposztarepce	1 409	12 376	4 462	1 305	596	8 744	244 638					
7 Morzsolt kukorica	117 661	175 110	156 096	106 511	95 479	49 470	51 196					
8 Napraforgó mag	27 372	46 520	25 529	13 068	7 868	4 195	2 609					
9 Paradicsom	32	83	557	1 666	2 825	3 366	3 160					
10 Vöröshagyma	330	251	227	599	324	421	793					
11 Zöldpaprika	217	270	525	1 179	1 585	3 453	6 316					
12 Baromfi	40 758	36 466	39 599	38 899	40 354	38 379	41 944					
13 Juh	186	275	403	728	322	359	440					
14 Marha	2 171	2 675	1 816	2 523	2 162	2 268	1 549					
15 Sertés	34 391	34 398	37 312	40 974	35 973	33 972	35 861					
16 Tyúktartás (millió db)	50	42	36	32	23	37	21					

7. táblázat. Eredeti KSH adatok, 2014. év

		J	F	M	A	Mj	Jú	Jl	MAD	MSE	MAPE	Theil-U
Alma	Tény	677	1 513	2 055	1 751	1 865	967	333				
	Előrejelzés()	31 622	32 091	32 560	33 029	33 498	33 967	34 435	31720	1007721783	36,02	38,18
	SPSS 20.0	3 807	2 061	1 211	758	498	341	241	1086	2008701	1,09	0,83
	Walsh	463	1 824	2 460	1 067	-319	-27	-37	737	952795	0,63	0,87
Árpa	Tény	2 217	2 314	2 570	3 861	972	96 523	103 891				
	Előrejelzés()	23 129	23 348	23 568	23 787	24 006	24 225	24 444	36807	1969585171	8,15	0,78
	SPSS 20.0	2 032	2 231	1 581	3 195	11 411	36 742	62 947	16155	765818361	1,78	0,63
	Walsh	800	767	1 348	1 923	2 272	52 686	155 517	14698	656900726	0,65	0,46
Baromfi	Tény	40 758	36 466	39 599	38 899	40 354	38 379	41 944				
	Előrejelzés()	43 020	43 351	43 682	44 012	44 343	44 674	45 004	4527	22891112	0,12	1,02
	SPSS 20.0	32 287	32 287	36 968	36 968	36 968	36 968	36 968	3855	19726301	0,10	1,06
	Walsh	45 734	40 332	40 837	46 878	45 839	42 466	46 048	4534	24077341	0,11	1,08
Burgonya	Tény	465	578	525	776	1 681	1 942	2 634				
	Előrejelzés()	1 393	1 399	1 405	1 412	1 418	1 424	1 430	750	643579	0,97	1,98
	SPSS 20.0	954	895	857	833	818	1 790	2 896	353	184284	0,43	1,04
	Walsh	616	454	919	839	976	1 918	3 229	294	149757	0,29	0,84
Búza	Tény	45 489	50 309	66 166	50 854	31 960	32 763	568 516				
	Előrejelzés()	175 238	176 793	178 348	179 903	181 458	183 013	184 568	168737	36344528796	2,79	0,84
	SPSS 20.0	28 795	54 597	67 357	78 214	58 536	49 787	524 741	19558	565634138	0,35	0,10
	Walsh	29 087	46 970	49 678	55 992	31 253	35 834	654 230	18694	1133609215	0,15	0,16
Fejleszköposzta	Tény	649	891	758	1 120	1 893	687	500				
	Előrejelzés()	1 006	1 008	1 009	1 010	1 012	1 013	1 014	365	194871	0,44	0,98
	SPSS 20.0	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	1 000	361	193429	0,43	0,98
	Walsh	391	675	778	890	1 674	916	563	176	38619	0,21	0,46

8. táblázat. Összehasonlítási adatok, I

	J	F	M	A	Mj	Jú	Jl	MAD	MSE	MAPE	Theil-U	
Juh	Tény	186	275	403	728	322	359	440				
	Előrejelzés()	354	350	346	343	339	336	332	119	28300	0,32	0,82
	SPSS 20.0	355	355	809	355	355	355	355	164	49685	0,43	1,32
	Walsh	208	195	623	302	368	308	487	128	34909	0,28	1,02
Káposztrepce	Tény	1 409	12 376	4 462	1 305	596	8 744	244 638				
	Előrejelzés()	16 966	17 064	17 162	17 260	17 358	17 456	17 554	43065	7514813637	8,08	1,07
	SPSS 20.0	16 271	16 325	16 378	16 431	16 484	16 538	16 591	42512	7560826504	7,66	1,04
	Walsh	1 445	-263	-2 289	-344	-1 714	2 965	133 679	20018	1794092784	1,26	0,59
Kukorica	Tény	117 661	175 110	156 096	106 511	95 479	49 470	51 196				
	Előrejelzés()	223 908	224 371	224 833	225 295	225 757	226 219	226 681	117934	15936660537	1,59	4,45
	SPSS 20.0	97 546	65 359	62 705	76 489	59 161	31 106	2 778	50911	3724775928	0,48	1,57
	Walsh	136 212	96 290	66 196	76 342	105 980	91 788	64 647	40530	2518680387	0,39	1,05
Marha	Tény	2 171	2 675	1 816	2 523	2 162	2 268	1 549				
	Előrejelzés()	1 692	1 676	1 660	1 644	1 628	1 612	1 596	536	392307	0,23	1,21
	SPSS 20.0	2 139	2 139	2 139	2 139	2 139	2 139	2 139	288	129491	0,14	0,67
	Walsh	1 378	1 374	1 473	1 523	2 207	986	1 729	706	731045	0,31	1,65
Napraforgó	Tény	27 372	46 520	25 529	13 068	7 868	4 195	2 609				
	Előrejelzés()	64 478	65 551	66 625	67 699	68 772	69 846	70 920	49533	2728317323	8,16	15,85
	SPSS 20.0	31 171	35 468	35 468	35 468	35 468	35 468	35 468	19846	508091954	3,72	7,55
	Walsh	15 879	10 316	16 241	3 967	2 928	1 352	547	10847	235518906	0,62	1,34

		J	F	M	A	Mj	Jú	Jl	MAD	MSE	MAPE	Theil-U
Paradicsom	Tény	32	83	557	1 666	2 825	3 366	3 160				
	Előrejelzés()	3 991	4 010	4 030	4 049	4 069	4 088	4 107	2379	7399760	25,45	20,46
	SPSS 20.0	85	124	288	1 019	4 382	12 506	18 009	3794	43853176	1,56	1,05
	Walsh	34	53	559	1 916	2 987	3 587	3 795	186	77389	0,13	0,17
Sertés	Tény	34 391	34 399	37 312	40 974	35 973	33 972	35 861				
	Előrejelzés()	32 405	32 363	32 321	32 279	32 237	32 195	32 153	3847	19925536	0,10	1,64
	SPSS 20.0	33 335	32 479	36 910	35 059	32 586	30 782	30 356	3054	13131333	0,08	1,35
	Walsh	35 408	29 970	34 083	34 245	32 996	27 140	30 099	4425	23586228	0,12	1,82
Tojás	Tény	50	42	36	32	23	37	21				
	Előrejelzés()	30	31	31	32	32	33	33	9	111	0,27	0,82
	SPSS 20.0	41	41	41	41	41	41	41	10	138	0,36	1,06
	Walsh	23	31	33	39	29	30	29	10	152	0,28	0,94
Vörshagyma	Tény	330	251	227	599	324	421	793				
	Előrejelzés()	954	963	972	981	990	999	1 008	560	345855	1,76	2,30
	SPSS 20.0	735	870	600	366	497	539	603	302	117305	0,97	1,35
	Walsh	421	355	578	284	409	554	975	180	42849	0,51	1,03
Zöldpaprika	Tény	217	270	525	1 179	1 585	3 453	6 316				
	Előrejelzés()	3 200	3 225	3 250	3 275	3 300	3 325	3 350	2224	5887444	4,76	8,75
	SPSS 20.0	234	629	1 643	2 250	3 154	3 279	3 015	1087	2273711	0,86	2,35
	Walsh	224	198	452	1 251	1 562	4 537	6 561	225	178775	0,12	0,37

	J	F	M	Á	Mj	Jú	Jl		
Alma	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	4570,6%	2021,5%	1484,4%	1786,0%	1696,0%	3413,7%	10240,5%	3601,8%
	SPSS 20.0	462,2%	36,2%	41,1%	56,7%	73,3%	64,7%	27,6%	108,8%
	Walsh	31,6%	20,6%	19,7%	39,1%	117,1%	102,8%	111,1%	63,1%
Árpa	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	943,4%	909,0%	817,1%	516,1%	2370,9%	74,9%	76,5%	815,4%
	SPSS 20.0	8,3%	3,6%	38,5%	17,2%	1074,5%	61,9%	39,4%	177,6%
	Walsh	63,9%	66,9%	47,6%	50,2%	133,8%	45,4%	49,7%	65,3%
Baromfi	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	5,5%	18,9%	10,3%	13,1%	9,9%	16,4%	7,3%	11,6%
	SPSS 20.0	20,8%	11,5%	6,6%	5,0%	8,4%	3,7%	11,9%	9,7%
	Walsh	12,2%	10,6%	3,1%	20,5%	13,6%	10,6%	9,8%	11,5%
Burgonya	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	199,6%	142,2%	167,9%	81,8%	15,7%	26,7%	45,7%	97,1%
	SPSS 20.0	105,2%	54,9%	63,4%	7,3%	51,3%	7,8%	9,9%	42,9%
	Walsh	32,5%	21,4%	75,1%	8,0%	41,9%	1,3%	22,6%	29,0%
Búza	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	285,2%	251,4%	169,5%	253,8%	467,8%	458,6%	67,5%	279,1%
	SPSS 20.0	36,7%	8,5%	1,8%	53,8%	83,2%	52,0%	7,7%	34,8%
	Walsh	36,1%	6,6%	24,9%	10,1%	2,2%	9,4%	15,1%	14,9%
Fejeskaposzta	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	55,1%	13,1%	33,1%	9,8%	46,6%	47,4%	102,9%	44,0%
	SPSS 20.0	54,2%	12,3%	32,0%	10,7%	47,2%	45,6%	100,1%	43,1%
	Walsh	39,8%	24,2%	2,7%	20,5%	11,6%	33,2%	12,7%	20,7%

	J	F	M	A	Mj	Jú	Jl		
Juh	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	90,0%	27,1%	14,0%	52,9%	5,5%	6,7%	24,5%	31,5%
	SPSS 20.0	90,5%	28,8%	100,8%	51,3%	10,3%	1,4%	19,4%	43,2%
	Walsh	11,9%	29,3%	54,6%	58,6%	14,3%	14,3%	10,6%	27,7%
Káposztrepce	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	1104,2%	37,9%	284,6%	1222,2%	2812,9%	99,6%	92,8%	807,7%
	SPSS 20.0	1054,9%	31,9%	267,0%	1158,7%	2666,3%	89,1%	93,2%	765,9%
	Walsh	2,6%	102,1%	151,3%	126,4%	387,7%	66,1%	45,4%	125,9%
Kukorica	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	90,3%	28,1%	44,0%	111,5%	136,4%	357,3%	342,8%	158,6%
	SPSS 20.0	17,1%	62,7%	59,8%	28,2%	38,0%	37,1%	94,6%	48,2%
	Walsh	15,8%	45,0%	57,6%	28,3%	11,0%	85,5%	26,3%	38,5%
Marha	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	22,1%	37,4%	8,6%	34,9%	24,7%	29,0%	3,0%	22,8%
	SPSS 20.0	1,5%	20,0%	17,8%	15,2%	1,0%	5,7%	38,1%	14,2%
	Walsh	36,5%	48,6%	18,9%	39,6%	2,1%	56,5%	11,6%	30,6%
Napraforgó	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							Atl. fajl. eltérés	
	Előrejelzés()	135,6%	40,9%	161,0%	418,1%	774,1%	1565,1%	2618,1%	816,1%
	SPSS 20.0	13,9%	23,8%	38,9%	171,4%	350,8%	745,5%	1259,4%	372,0%
	Walsh	42,0%	77,8%	36,4%	69,6%	62,8%	67,8%	79,0%	62,2%

Paradicsom	J	F	M	A	Mj	Ju	Jl	Atl. fajl. eltérés
	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							
Előrejelzés()	12237,2%	4715,7%	623,4%	143,1%	44,0%	21,4%	30,0%	2545,0%
SPSS 20.0	161,8%	48,7%	48,3%	38,8%	55,1%	271,5%	470,0%	156,3%
Walsh	5,3%	36,5%	0,4%	15,0%	5,7%	6,6%	20,1%	12,8%

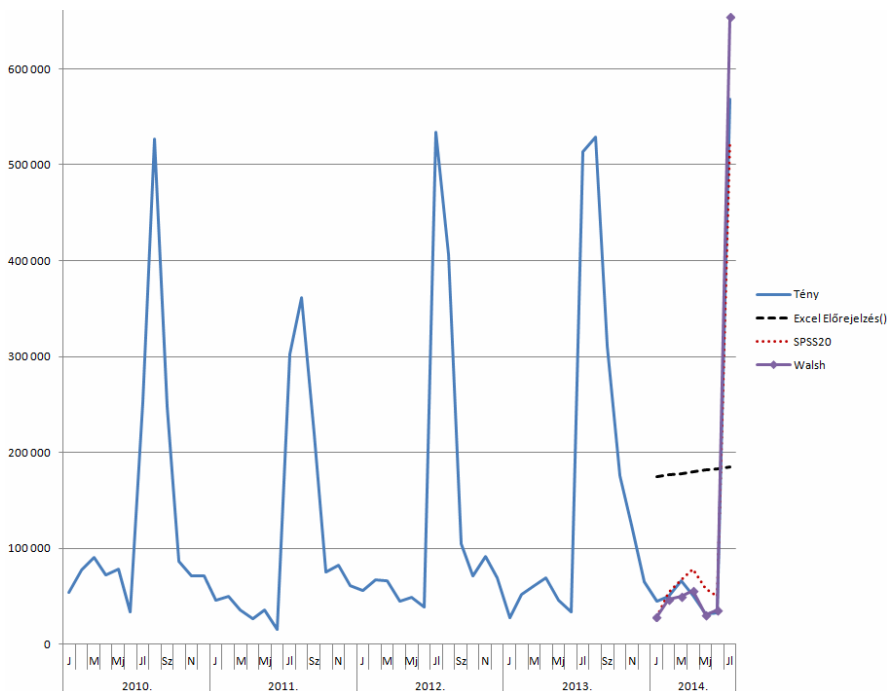
Sertés	J	F	M	A	Mj	Ju	Jl	Atl. fajl. eltérés
	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							
Előrejelzés()	5,8%	5,9%	13,4%	21,2%	10,4%	5,2%	10,3%	10,3%
SPSS 20.0	3,1%	5,6%	1,1%	14,4%	9,4%	9,4%	15,4%	8,3%
Walsh	3,0%	12,9%	8,7%	16,4%	8,3%	20,1%	16,1%	12,2%

Tojás	J	F	M	A	Mj	Ju	Jl	Atl. fajl. eltérés
	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							
Előrejelzés()	38,9%	26,5%	12,9%	0,5%	40,6%	11,3%	58,6%	27,0%
SPSS 20.0	16,6%	1,3%	15,1%	29,5%	80,2%	12,0%	97,4%	36,0%
Walsh	54,4%	26,7%	7,1%	20,7%	27,6%	19,4%	39,0%	27,8%

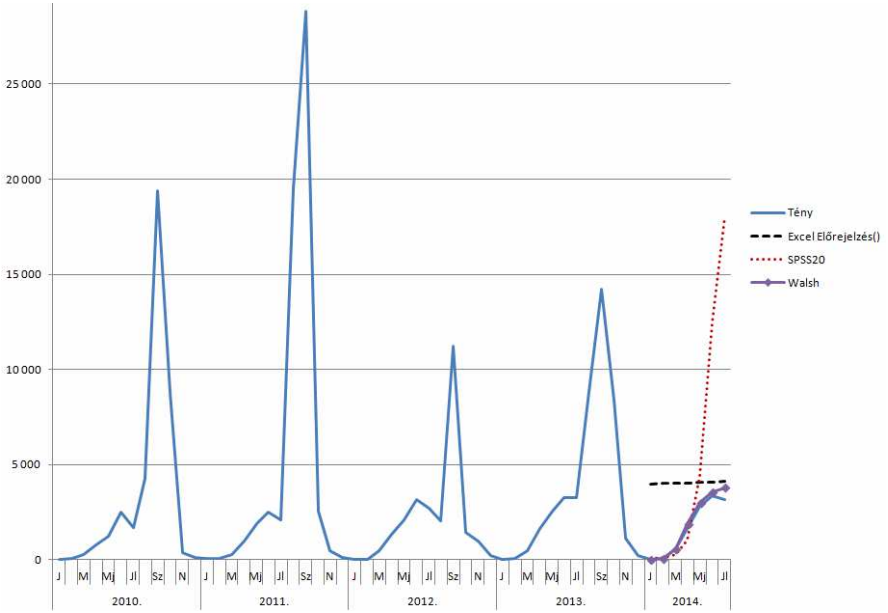
Vöröshagyma	J	F	M	A	Mj	Ju	Jl	Atl. fajl. eltérés
	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							
Előrejelzés()	189,5%	283,6%	327,7%	63,6%	205,9%	137,2%	27,1%	176,4%
SPSS 20.0	123,1%	246,4%	164,1%	38,9%	53,7%	27,9%	24,0%	96,9%
Walsh	27,7%	41,2%	154,3%	52,7%	26,3%	31,6%	23,0%	51,0%

Zöldpaprika	J	F	M	A	Mj	Ju	Jl	Atl. fajl. eltérés
	Fajlagos eltérés Tény-Közelítő /Tény %							
Előrejelzés()	1377,4%	1095,8%	519,1%	177,7%	108,2%	3,7%	47,0%	475,5%
SPSS 20.0	7,9%	133,2%	212,9%	90,8%	99,0%	5,0%	52,3%	85,9%
Walsh	3,4%	26,6%	14,0%	6,1%	1,5%	31,4%	3,9%	12,4%

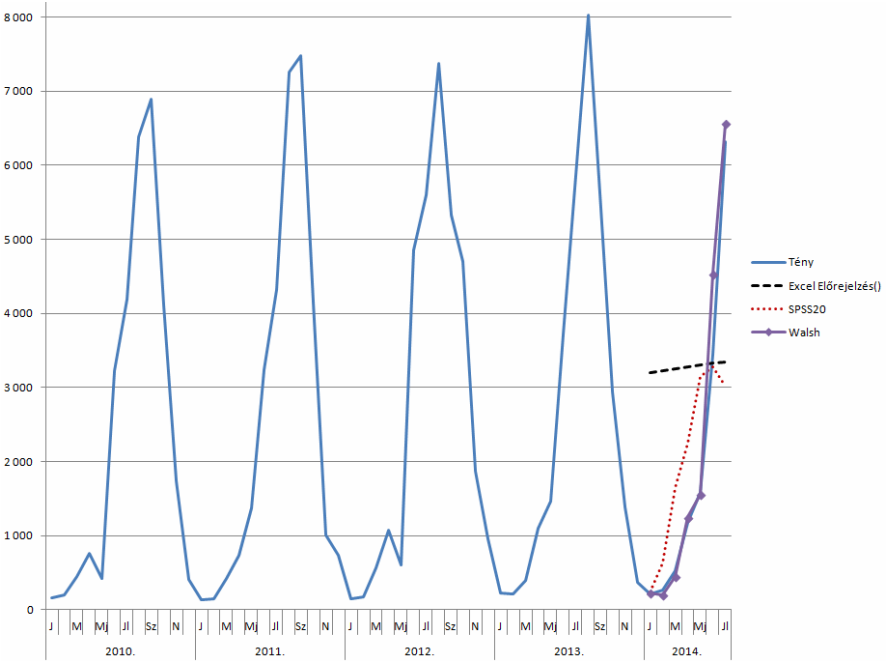
13. táblázat. Fajlagos eltérések, III



5. ábra. Búza: tények és előrejelzett értékek diagram formában



6. ábra. Paradicsom: tények és előrejelzett értékek diagram formában



7. ábra. Zöldpaprika: tények és előrejelzett értékek diagram formában

Irodalom

1. Ahmed, N., Schreiber, H. H., Lopresti, P. V., On notation and definition of terms related to a class of complete orthogonal functions, *IEEE Trans. on Electromag. Compat.*, Vol. 15, May 1973, 75–80.
2. Ahmed, N., Rao, K. R., *Orthogonal Transforms for Digital Signal Processing*, Springer, 1975.
3. Basu, T. K., Bhattacharya, T. K., Purkayastha, P., Medium range forecasting of hourly power system load by time series analysis using the Walsh transform, *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*. 1991, 13(4), 193–200.
4. Beauchamp, K. G., *Walsh Functions and Their Applications*, Academic Press, London, 1975, Ch. 2, 17–20.
5. Beauchamps, K. G., *Applications of Walsh functions and related functions with an introduction to sequency theory*, Academic Press, London, 1984.
6. Bhattacharya, T. K., Basu, T. K., Medium range forecasting of power system load using modified Kalman filter and Walsh transform, *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*. 1993, 15(2), 109–115.
7. Bichescu, B. C., Fry, M. J., Polak, G. G., Workload Balancing Through Recurrent Subcontracting, *Production and Operations Management*, 2009, Vol. 18, No. 1, 33–47.
8. Bíró A., Elek P., Vincze J., Szimulációk és érzékenységvizsgálatok a magyar gazdaság egy középmeretű makromodelljével, *Közgazdasági Szemle*, 54(9) 774–799, 2007.
9. Bochner, S., Chandrasekharan, K., *Fourier Transforms*. Princeton Book Comp. Publ., 2001.
10. Box, G., Jenkins, G., *Time series analysis: Forecasting and control*, San Francisco: Holden-Day, 1970.
11. Brown, R. D., A Recursive Algorithm for Sequency-Ordered Fast Walsh Transforms, *Computers, IEEE Transactions on*, Vol. C-26, Issue 8, 819–822, 1977.
12. Chatfield, C., Prothero, D. L., Box-Jenkins seasonal forecasting: problems is a case study, *J. Roy. Stat. Soc. (A)*, 1973, Vol. 136, 295–336.
13. Cryer J. D. *Time-series Analysis* Boston. Duxbury Press, 1986.
14. Falkowski, B. J., Sasao, T., Implementation of Walsh function generator of order 64 using LUT cascades, *Proc. 47th IEEE International Midwest Symposium on Circuits and Systems*, Hiroshima, Japan, July 2004, Vol. 3, 467–470.
15. Falkowski, B. J., Sasao, T., Unified algorithm to generate Walsh functions in four different orderings and its programmable hardware implementations, *IEE Proc.-Vis. Image Signal Process.*, Vol. 152, No. 6, December 2005.
16. Fino, B. J., Algazi, V. R., Unified Matrix Treatment of the Fast Walsh - Hadamard Transform, *IEEE Transactions on Computers* 25 (11), 1142–46, 1976.
17. Gát, Gy., Pointwise convergence of double Walsh-Fejér means, *Annals Univ. Sci. Budapestiensis*, Sect. Comp. 1996, Vol. 16, 173–184.
18. Gát, Gy., Nagy K., Pointwise convergence of cone-like restricted two-dimensional Fejér means of Walsh-Fourier series, *Acta Mathematica Sinica*, English Series, Vol. 26, Issue 12, 2295–2304, December 2010.

19. Gács J., Bíró A., A munkaerő-piaci előrejelzések nemzetközi gyakorlata – áttekintés a kvantitatív módszerekről és felhasználásukról, *MTA KRRTK KTI műhelytanulmányok*, MT-DP-2012/28, 2012.
20. Gelei, A., Dobos I., Kereslet-előrejelzés sporadikus keresletű termékekre: egy gyógyszer-nagykereskedelmi vállalat esettanulmánya, *Sigma*, 43(3-4) 125–143, 2012.
21. Goginava, U., On the Uniform Convergence of Walsh-Fourier Series, *Acta Mathematica Hungarica*, Vol. 93, Issue 1-2, 59–70, Oct. 2001.
22. Golubov, B., Efimov, A., Skvortsov, V., *Theory and applications of Walsh series and transforms*, Kluwer Academic, Boston, 1991.
23. Gordon, K., Chen, C., Winters, P. R., Forecasting peak demand for an electrical utility with a hybrid exponential model, *Management Science*, 1996, Vol. 20, No. 1, 21–31.
24. Harmuth, H. F., *Sequency theory foundations and applications*, Academic Press, New York, 1977.
25. Hurst S. L., Miller D. M., Muzio J. C., *Spectral Techniques in Digital Logic*, London: Academic Press, 1985.
26. Knuth, D., *The Art of Computer Programming*, Volume 2, Third Edition, Addison-Wesley 1997.
27. Kohn, R., On the spectral decomposition of stationary time series using Walsh functions, *Advances in Applied Probability*, 1980, Vol. 12, No. 1, 183–199.
28. Kuklinski, W. S., Fast Walsh transform data-compression algorithm: E.c.g. applications, *Medical and Biological Engineering and Computing*, Vol. 21, Issue 4, 465–472, 1983.
29. Kunt, M., In place computation of the Hadamard transform in Cal-Sal order, *Signal Processing*, Vol. 1, No. 3, July 1979, 227–231.
30. Lighthill, M. J., *Introduction to Fourier Analysis and Generalised Functions*. Cambridge University Press, Cambridge 2003.
31. Mabert, V. A., Introduction to short term forecasting using Box-Jenkins methodology, *American Institute of Industrial Planning Control Publ.*, 1975, No. 2, Paper 46-75-1.
32. Manz, J., A sequency-ordered fast Walsh transform, *Audio and Electroacoustics, IEEE Transactions on*, Vol. 20, Issue 3, 204-205, 1972.
33. Mellár T., Balatoni A., Rövid távú előrejelzésre használt makroökonómiai modell, *Statisztikai Szemle*, 89(12), 1213–41, 2011.
34. Meslier, F., New advances in short term load forecasting using Box-Jenkins approach, *IEEE PES Winter Meeting*, 1975, New York, No. 5.
35. Morettin, P. A., Walsh Spectral Analysis, *SIAM Rev.*, 1981, Vol. 23, No. 3, 279–291.
36. Morettin, P. A., A Note on a Central Limit Theorem for Stationary Processes, *Journal of Time-series Analysis*. 1983, Vol. 4, 49–52.
37. Nakata, S., On the unconditional convergence of Walsh series, *Analysis Mathematica*, Vol. 5, 201–205, 1979.
38. Nason, G. P., Sapatinas, T., Sawczenko, A., Statistical Modeling of Time-series Using Non-decimated Wavelet Representations, 1998, CiteSeerX: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.48.5045>
39. Paley, R. E. A. C., A remarkable series of orthogonal functions (I). *Proc. London Math. Soc.*, 1932, Vol. 34, 241–264.

40. Schipp, F., Wade, W. R., Simon, P., *Walsh series: an introduction to dyadic harmonic analysis*, Adam Hilger, 1990, Bristol & New York
41. Shanks, J. L., Computation of the Fast Walsh-Fourier Transform, *Computers, IEEE Transactions on*, Vol. C-18 , Issue 5, 457–459, 1969.
42. Stankovic, R. S., Stoic, M. R., Stankovic, M. S., *Recent developments in abstract harmonic analysis with applications in signal processing*, Nauka, Belgrade, Yugoslavia, 1996.
43. Stankovic, R. S., Stankovic, M., Jankovic, D., *Spectral transforms in switching theory, definitions and calculations*, Nauka, Belgrade, Yugoslavia, 1998.
44. Stoffer, D. S., Central Limit Theorems for Finite Walsh-Fourier Transforms of Weekly Stationary Time Series, *Journal of Time-series Analysis*. 1985, Vol. 6, 261–267.
45. Stoffer, D. S., Walsh-Fourier Analysis of Discrete Valued Time Series, *Journal of Time-series Analysis*. 1987, Vol. 8, 449–467.
46. Stoffer, D. S., Scher, M. S., Richardson, G. A., Day, N. L., Coble, P. A., A Walsh-Fourier Analysis of the Effects of Moderate Maternal Alcohol Consumption on Neonatal Sleep-State Cycling, *Journal of the American Statistical Association*, 1988, Vol. 83, 954–963.
47. Stoffer, D. S., Multivariate Walsh-Fourier Analysis *Journal of Time-series Analysis*. 1990, Vol. 11, 57–73.
48. Stoffer, D. S., Walsh-Fourier Analysis and its Statistical Applications, *Journal of the American Statistical Association*. 1991, Vol. 86, No. 414, 461–479.
49. Usha, K., Sankar, K. J., Generation of Walsh codes in two different orderings using 4-bit Gray and Inverse Gray codes, *Indian Journal of Science and Technology*, Vol. 5 No. 3 (Mar 2012), 2341–45.
50. Varga J., *Idősorelemzés-előrejelzés*, IGK, Prodinform, Budapest, 1986.
51. Winters, P. R., Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages, *Management Science*, 1960, Vol. 6, No. 3, 324–342.
52. Walsh, J. L., A Closed Set of Orthogonal Functions, *American Journal of Mathematics*, 1923, Vol. 45, 1923, 5–24.
53. Wang, Z., In-place and in-order algorithms for Paley- and sequency-ordered Walsh-Hadamard transforms, *Proceedings of "IEEE International Symposium on Electromagnetic Compatibility"*, 90,94, 21-23 Aug 1990.
54. Yaroslavsky, L. P. *Digital picture processing. An introduction*, Springer-Verlag, Berlin, 1985.
55. Yaroslavsky, L. P. *Digital holography and digital image processing: principles, methods, algorithms*, Kluwer Academic, Boston, 2003

AN APPLICABLE METHOD FOR SEASONAL TIME SERIES ANALYSIS:
THE INTRODUCTION OF THE WALSH-TRANSFORM

The analysis and forecasting of time series has not only been in focus of mathematical-statistical research for long but also has got significant practical relevance since there are many examples in economic practice for the need of the prognosys of such kind of data. The objective of the present study is twofold: on one hand we demonstrate a process (based on Walsh-approach, dyadic analysis) that can be considered as a novelty in the Hungarian economic research, on the other hand we illustrate that for some reproductive time series, very accurate forecasting can be gained by the application of the method. However, we strongly stress that these examples do not sufficiently prove the relevance of the method or its dominance on other mainstream techniques while the gained results are remarkable enough to publish. Further research is needed to systematically test the approach through carefully planned simulations in order to draw more serious conclusions in terms of the applicability of the Walsh-transform based forecasting method.

A FOGYASZTÓI MÁRKAÉRTÉK, MINT MÁSODRENDŰ LÁTENS VÁLTOZÓ OKOZATI BECSLÉSE¹

SZŐCS ATTILA – BERÁCS JÓZSEF

Sapientia Egyetem, Csíkszereda – Budapesti Corvinus Egyetem

Cikkünk a fogyasztói márkaérték meghatározása során az *okozati illetve reflektív mérési modellek* problematikájából indul ki. Véleményünk szerint a márkaérték meghatározására használt *strukturális egyenlet modellek* becslésének csak akkor van létjogosultsága, ha ezek a modellek megfelelő specifikációra épülnek. A fogyasztói márkaérték modelleket ez idáig anélkül építették és becsülték, hogy érveltek volna a választott (reflektív specifikáció) mellett. Arra a megállapításra jutottunk, hogy a fogyasztói márkaértéket okozati modellben célszerű mérni, mivel az okozati modell tekinthető elméletileg megalapozottnak. Az elméletileg megalapozott, okozati specifikációnak köszönhetően azt is sikerült bizonyítanunk, hogy a fogyasztói márkaérték üzleti életben használt sokdimenziós fogalma egy alapvetően sokkal egyszerűbb struktúrában becsülhető, mint ahogyan az irodalom egy jelentős áramlata azt sugallja. Az elméleti tisztánlátás mellett a *márkaérték két dimenziója*, az érzelmen alapuló *bizalom*, valamint a racionális gondolkodást tükröző *előny*, összhangban áll a közgazdaságtan magatartási elméleteivel is.

1 Irodalmi áttekintés

Az üzleti életben, a marketingben egyre nagyobb szerepe van a megfoghatatlan (intangible) erőforrásoknak, mint amilyen a márkaérték. A márka tájékoztatja a vevőt a megvásárolni szándékozott termék, szolgáltatás minőségéről, megbízhatóságáról, értékéről. Miközben megkülönböztet más termékektől, egyben azonosít a termelővel, kereskedővel, a márka identitás hordozójával. A közgazdaságtanban gyakran kizárólagosan használt árjelzők mellett vagy helyett, egyre nagyobb szerepet tölt be a márka vásárlót, fogyasztót orientáló szerepe (Erdem-Swait:1998, Keller:1993). Kutatásunkban kísérletet teszünk a márkaérték fogalmának egy elméletileg és módszertanilag megalapozott, a gyakorlat számára is releváns meghatározására.

Az elméleti fogalmakat képesek vagyunk okozati illetve reflektív formában operacionalizálni (Jarvis et al. 2003, Temme és Hildebrandt 2006), azonban a kutatásokban, a szakirodalomban, hosszú időn keresztül szinte kizárólag a reflektív mérési modellek domináltak. A kovariancia alapú méréseknek és a látens változók reflektív operacionalizálásának a széles körű elterjedtségét Churchill (1979) módszertani cikkének hatásával magyarázzák (Temme és Hildebrandt 2006, Coltman et al. 2008, Diamantopoulos et al. 2008).

¹Beérkezett: 2015. január 21. E-mail: szocsattila@sapientia.siculorum.ro.

Míg a reflektív modellek dominálják a pszichológia és menedzsment tudományos irodalmat, addig az okozati megközelítésnek nagyobb szerepe van a gazdaságtudományokban és a szociológiában (Borsboom et al. 2003, Colman et al. 2008).

Tipikus példája a reflektív mérési modelleknek az attitűd, vagy a vásárlási hajlandóság (Jarvis et al. 2003). Az attitűdről vagy a vásárlási hajlandóságról is megalapozott feltételeznünk, hogy olyan nem megfigyelhető állapotot jeleznek, amelyek mérhető jelenségeket befolyásolnak. Okozati mérési modellel tipikus példa lehet az „élet minősége” (Bollen és Ting 2000). Az életminőséget olyan tényezőkkel mérhetnénk, mint az egészség, a boldogság és gazdasági helyzet, ezekről a tényezőkről azonban elméletileg nem megalapozott feltételezni, hogy az életminőség okozatai lennének (Bollen és Ting 2000).

A strukturális egyenlet modellek használata a fogyasztói márkaérték kutatásban

A fogyasztói márkaérték irodalomban a strukturális egyenlet használata általánosnak mondható (Yoo-Donthu 2000, Vazquez et al. 2002, Netemeyer et al. 2003, Erdem-Swait 1998, Erdem et al. 2006, Martensen-Gronholdt 2004, Jensen és Klastrup 2008, Chau és Ho 2008, Boo et al. 2009, Atilgan et al. 2009, Kim és Hyun 2010).

A strukturális egyenletek elterjedt használata és az elméleti előfeltevések (Aaker 1991, Keller 1993) megléte ellenére azonban a márkaértéket kevesen határozták meg, mint reflektív látens változót (Atilgan et al. 2009), és egyetlen fogyasztói márkaérték modell szerkesztése esetében sem érveltek a szerzők, miért használtak reflektív illetve okozati modellt.

Atilgan et al. (2009) reflektív mérési modelleket használt, azonban nem érvelt a specifikáció mellett. Erdem és Swait (1998), Erdem et al. (2006) a fogyasztói márkaértéket a márka hitelességet jelző (signal) képességében határozzák meg, aminek köszönhetően csökken az észlelt kockázat, a keresési költség, és nő az elvárt hasznosság. Martensen és Gronholdt (2004) a márka és fogyasztó közötti kapcsolat fogalmát építi be a modellbe, és ezt értelmezi márkaértékként.

Bizonyos szerzők a strukturális modellben a márkaértéket nem, csak a dimenzióit operacionalizálják (Vazquez et al. 2002, Boo et al. 2009, Netemeyer et al. 2004). Az Atilgan et al. (2009) modellben a fogyasztói márkaérték reflektív mérési modellben szerepel, a strukturális kapcsolatokról azonban nem számol be (ellenben bizonyítják a modell kulturális érvényességét).

Atilgan et al. (2009) számos szerzővel ellentétben látens változóként operacionalizálta a márkaértéket. Yoo és Donthu (2001), Kim és Hyun (2010) függő változóként értelmezte a négy változóval mért általános márkaértéket, Martensen és Gronholdt (2004) és Jensen és Klastrup (2008) is független változóként építették a modelljükbe a „márka és fogyasztó közötti kapcsolat” fogalmát.

A Martensen és Gronholdt (2004) modell alapján sajnos sok mindent nem állapíthatunk meg, mivel nem számoltak be a becsült paramétereikről.

A fogyasztói márkaérték modellek szerzőinek jelentős többsége Aaker konceptuális modelljére építi empirikus modelljét, vagy ezt használja kiindulópontként (Yoo és Donthu 2000, Yoo és Donthu 2001, Netemeyer et al. 2003, Atilgan et al. 2009, Boo et al. 2009, Kim és Hyun 2010). Aaker (1991) olyan vagyonértékek összességéként jellemzi a márkaértéket, amelyek a márkanévnek köszönhetően hozzáadódnak a termék értékéhez. Aaker (1991) szerint tehát a márkaértéket, mint mérhető elemek összességét határozhatjuk meg, ami a fogyasztói márkaérték okozati természetére utal.

2 Az okozati illetve reflektív mérési modellek problémája

A cikkünkben a Bollen (2011) által ajánlott terminológiát használjuk. Ennek megfelelően háromféle mérési modellt különböztetünk meg.

1. Reflektív modellek. A látens változó határozza meg annak indikátorait. Grafikusan ábrázolva a nyilak a látens változótól az indikátorok felé mutatnak.
2. Okozati modellek. Az indikátorok határozzák meg a látens változót. Grafikusan ábrázolva a nyilak az indikátortól mutatnak a látens változó irányába. Becsülünk hibátagot mind az indikátor, mind a másodrendű látens változó szintjén.
3. Kompozit mérési modellek. Az indikátorok határozzák meg a kompozit változót. Grafikusan ábrázolva a nyilak az indikátortól mutatnak a kompozit változó irányába. Nem becsüljük a hibátagot a másodrendű látens változó szintjén.

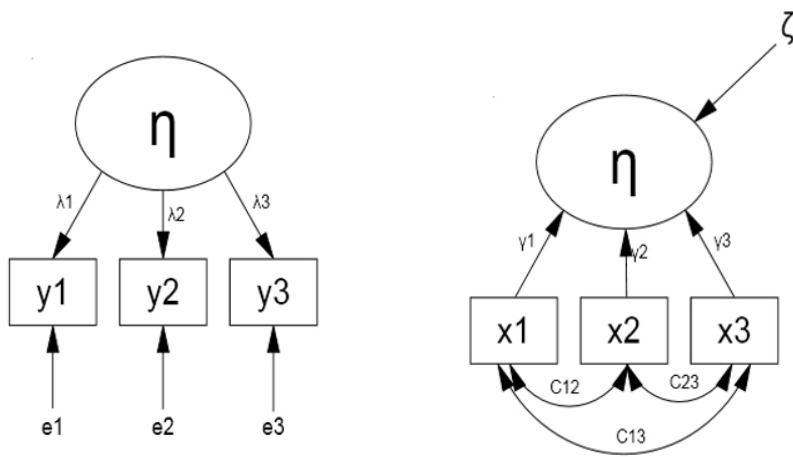
A reflektív mérési modellek esetében azt tételezzük fel, hogy az oksági folyamatok a látens változó irányából tartanak az indikátorok irányába. Vagyis azt tételezzük fel, hogy a látens változóban bekövetkezett változás, az indikátorokban is változást fog előidézni (Bollen és Lennox 1991, Jarvis et al. 2003, Coltman et al. 2008). Grafikus ábrázolásban a látens változót jelölő ellipszistől mutatnak a nyilak a négyzettel jelölt indikátorok (mért változók) irányába (1.a ábra). A reflektív mérési modellek indikátorairól (mért változóiról) azt állítjuk, hogy a nem megfigyelhető látens változó reflexiói, innen származik a reflektív megnevezés.

Az okozati (causal) és a kompozit (formatív) mérési modellek közötti lényegi különbség az, hogy az okozati mérésben látens változót vagyunk képesek becsülni, míg a kompozit mérési modellekben ez nem lehetséges, itt kompozit (formatív) fogalmakat tudunk mérni (Bollen és Lennox 1991, Jarvis et al. 2003, Bollen 2011). A lényegi különbség a látens változó szintjén becsült hiba (disturbance) tényezőben rejlik, ami nincsen jelen a kompozit mérési modellekben. Ennek következtében az utóbbi modellekben a kutatónak biztosítania kell, hogy a fogalmat magyarázó minden indikátort bevont az elem-

zésbe, hiszen azt tételezi fel, hogy hiba nélkül becsüli az adott kompozit fogalmat.

Bollen (2011) javaslatára amennyiben lehet, kerüljük a formatív fogalom használatát, mert a szakirodalomban ezzel a fogalommal gyakran jelöltek tényleges látens változós mérési modellt (okozati) és főkomponens mérési modellt (kompozit) is.

Az okozati mérési modellekben az oksági folyamat iránya éppen fordítottja a reflektívnek. Ebben az esetben azt tételezzük fel, hogy az okozati indikátorokban bekövetkezett változás idéz elő változást a látens változóban (Edwards és Bagozzi 2000, Jarvis et al. 2003, Wilson et al. 2007, Diamantopoulos et al. 2008, Collier és Bienstock 2009). Grafikus ábrázolásban az indikátorok felől mutatnak a nyilak a látens változót jelző ellipszis irányába (1.b ábra). Az okozati látens változóról azt állítjuk, hogy az indikátorok közös varianciájára határozza meg annak a jelentését.



1.a Reflektív modell

1.b Okozati modell

1. ábra. Reflektív illetve okozati mérési modellek sematikus ábrázolása

Forrás: Bollen és Lennox (1991).

A fenti modell (1. ábra) alapján a *reflektív mérési modell* egyenletét a következőképpen írhatjuk fel:

$$y_i = \lambda_i \eta + \varepsilon_i, \quad (1)$$

ahol y_i a reflektív η látens változó i -edik indikátora, ε_i az i -edik indikátorhoz tartozó mérési hiba (az ábrán e betű jelöli), és λ_i paraméter az η látens változó hatása y_i -re. A mérési hibákról feltételezzük, hogy függetlenek egymástól ($\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, i \neq j$), és függetlenek a látens változótól ($\text{cov}(\eta, \varepsilon_i) = 0$). Továbbá a reflektív modellekben az indikátorok között pozitív interkorrelációnak kell léteznie. Az utóbbi feltételt Bollen (1984) bizonyította Curtis és Jackson (1962) cikkének következtéseiből kiindulva.

Az *okozati mérési modellt* a következő egyenlet segítségével tudjuk ábrázolni:

$$\eta = \sum_{i=1}^n \gamma_i \chi_i + \zeta, \quad (2)$$

ahol χ_i az i -edik okozati indikátor, γ_i paraméter az i -edik indikátornak az η látens változóra kifejtett hatását méri, ζ pedig a látens változóhoz tartozó hibatenyező (disturbance effect). A hibatenyező és az indikátorok között nem létezik korreláció (vagyis $\text{cov}(\chi_i, \zeta) = 0$). A hibatenyező jelentését többféleképpen magyarázták. Jarvis et al. (2003) szerint a hibatenyező a mért változók együttes hibája, MacKenzie et al. (2005) szerint pedig a hibatenyező három forrásból is fakadhat: az indikátorok mérési hibájából, az indikátorok közötti interakcióból, és lehet a fogalomnak az indikátorok által nem magyarázott része.

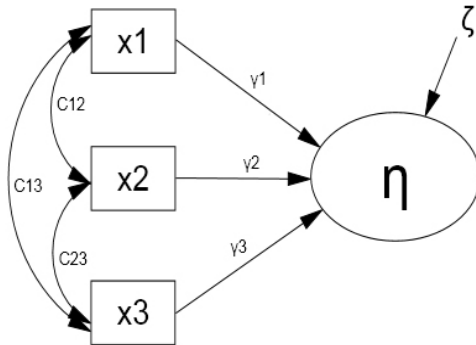
Diamantopoulos (2006) bizonyította, hogy a hibatenyezőt nem lehet a mérési hibával magyarázni, mert az okozati indikátorok értelmezés szerint hiba nélkül vesznek részt a becslésben. Az indikátorok közötti interakció, mint magyarázat statisztikai szempontból elfogadható lenne, azonban komoly értelmezési problémát vet fel, hiszen az okozati látens változó éppen az indikátorok közötti interakció hatására jön létre. Az egyetlen elfogadható magyarázat az, hogy az okozati látens változóhoz kapcsolódó hibatenyező (disturbance) a mért változók által nem magyarázott része a látens változónak.

A reflektív modellek esetében az indikátorok közötti pozitív korreláció követelmény (Bollen 1984, Diamantopoulos et al. 2008), ezzel szemben a kompozit indikátorok esetében az is elfogadható, hogy ne létezzen közöttük korreláció, vagy negatívan korreláljanak (Collier és Bienstock 2009). Az okozati indikátorok esetében lehetővé tesszük a modellben, hogy szabadon korreláljanak, másfelől azt is elvárjuk, hogy valamilyen közös tartalmat megosszanak, hiszen együtt befolyásolnak egy látens változót (Bollen 2011). Az okozati modellekben ezt a hatást minden indikátor között becsüljük, és grafikus ábrázolásban a kétvégű íves nyíl ábrázolja (c12, c23 – 1.b ábra). Azáltal, hogy a reflektív modellekbe nem építjük be a szabad korrelációt lehetővé tevő nyilakat (az okozati modellekkel szemben), elvárjuk, hogy minden indikátor pozitívan korreláljon a másikkal. Amennyiben ez nem történik meg, a modell nem fog jól illeszkedni, adott esetben indikátorokat kell törölnünk a modellből.

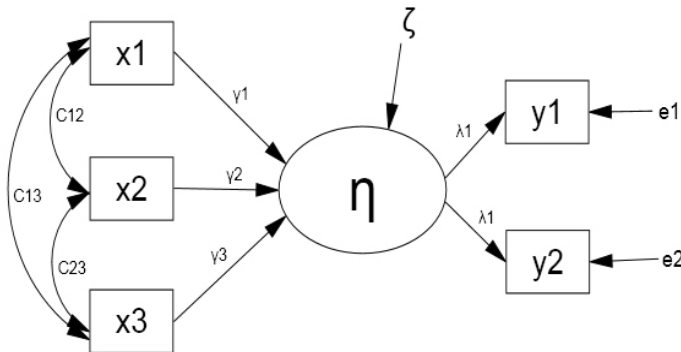
Az okozati mérési modellek legkorábbi elméleti megalapozását Curtis és Jackson (1962) és Blalock (1964) munkáihoz kapcsolhatjuk. Az okozati mérési modellekben (az eredeti elképzelés szerint) az indikátoroknak nem kell pozitívan korrelálniuk egymással, mint ahogyan azt a reflektív modellek esetében elvárjuk, ezért belső konzisztencia vizsgálatát sem végezhetjük el rajtuk (Bollen 1984).

A reflektív mérési modelleket izolációban is képesek vagyunk helyesen becsülni (Diamantopoulos et al. 2008), miközben okozati mérési modellek izolációban nem azonosíthatóak, ezért nem is becsülhetőek (Jarvis et al. 2003, Bollen és Lennox 1991, MacKenzie et al. 2005). Annak érdekében, hogy a

látens változó szintjén a hibátényezőt becsülni lehessen, az okozati mérési modellt egy nagyobb modellbe kell beépítenünk. Széles körben elfogadott megoldás a probléma kezelésére, ha az okozati látens változót következményeivel együtt egy strukturális modellben becsüljük. Pontosabban, annak érdekében, hogy a látens fogalom szintjén a hibátényezőt becsülni tudjuk, szükség van arra, hogy az okozati látens fogalom irányából legalább két nyíl mutasson két reflektív változó vagy látens fogalom irányába (Jöreskog és Goldberger 1975, MacCallum és Browne 1993, MacKenzie et al. 2005).



2.a Izolációban



2.b Strukturális modellben

2. ábra. Okozati indikátorokkal mért látens változó *Forrás:* Saját szerkesztés (Bollen és Lennox 1991, Diamantopoulos et al. 2008 alapján).

A fenti összehasonlításban a 2.a ábra izolációban szemlélteti az okozati mérési modellt, ami azt jelenti, hogy a modellünk egyetlen okozati mérési modelltől áll. A 2.b ábra egy sematikus MIMIC (Multiple Indicators Multiple Causes) modell, ahol a látens változó már nincs izolációban, mivel a modellbe még beépítettünk két reflektív indikátort (y_1 , y_2), így az okozati látens változóhoz tartozó hiba (ζ) becsülhető. A két reflektív indikátorhoz tartozó mérési hibákat e_1 , e_2 jelöli (lásd az 1-es egyenletet). Ez a probléma

a reflektív modellek esetében azért nem merül fel, mert ott a hibátényezők a mért változókhoz kapcsolódnak, és nem a látens változóhoz (kivéve, ha egy strukturális közvetlen hatás nem mutat rájuk, mert ekkor, mint endogén változók szintjén, itt is kell a hibával számolni).

Az okozati és reflektív mérési modellek közötti különbségtételnek azért van nagy fontossága, mert amennyiben adott fogalmat helytelenül operacionalizálunk, akkor a becsült paraméterek, az oksági viszonyra vonatkozó következtetéseink is helytelenek lesznek.

A Jarvis et al. (2003) által a helytelen operacionalizálásról végzett metaelemzés négy jelentős marketing-folyóíratra terjedt ki (Journal of Consumer Research, Journal of Marketing, Journal of Marketing Research, Marketing Science). Az általuk kapott eredmény szerint, a megvizsgált 1192 látens fogalomból 71% helyesen volt modellezve. A fennmaradó 29% helytelenül operacionalizált látens fogalom közül a nagy többség olyan okozati fogalom volt, amit a szerzők reflektív fogalomként modelleztek.

3 A fogyasztói márkaérték okozati modellje

Kutatásunk elsődleges célja egy másodrendű látens változó okozati specifikációjának empirikus tesztelése. Ennek érdekében egy konkrét fogalom, a fogyasztói márkaérték esetében építjük fel és becsüljük a strukturális egyenlet modellünket.

A dolgozat kiinduló konceptuális modelljét (3. ábra) az Aaker (1991), Keller (1993) konceptuális modellek, az Aaker (1991) modellre épülő empirikus modellek és Lehman et al. (2008) cikk eredményeire támaszkodva építettük fel. Modellünk szerkezetét Aaker (1991) konceptuális modellje határozta meg elsősorban. Az aakeri modellt követve építettük be a modellbe az Ismertséget, az Észlelt minőséget, az Előnyt és Egyediséget. Az utóbbi kettő Aaker (1996) javaslatait követve a márka megkülönböztethetőségét mérik. A két másik dimenziót annak érdekében építettük be, hogy a megváltozott piaci körülmények tényezőit is figyelembe vegyünk. Az Aktivitás (a Lehman et al. (2008) modellből átvéve) szerepe többek között a szociális közösségeknek köszönhetően növekedett meg, a Bizalom (szerepel még az Atilgan et al. (2009) modellben is) pedig a minőségre vonatkozó nagy mennyiségű információnak a széles körű elérhetősége következtében vált fontossá.

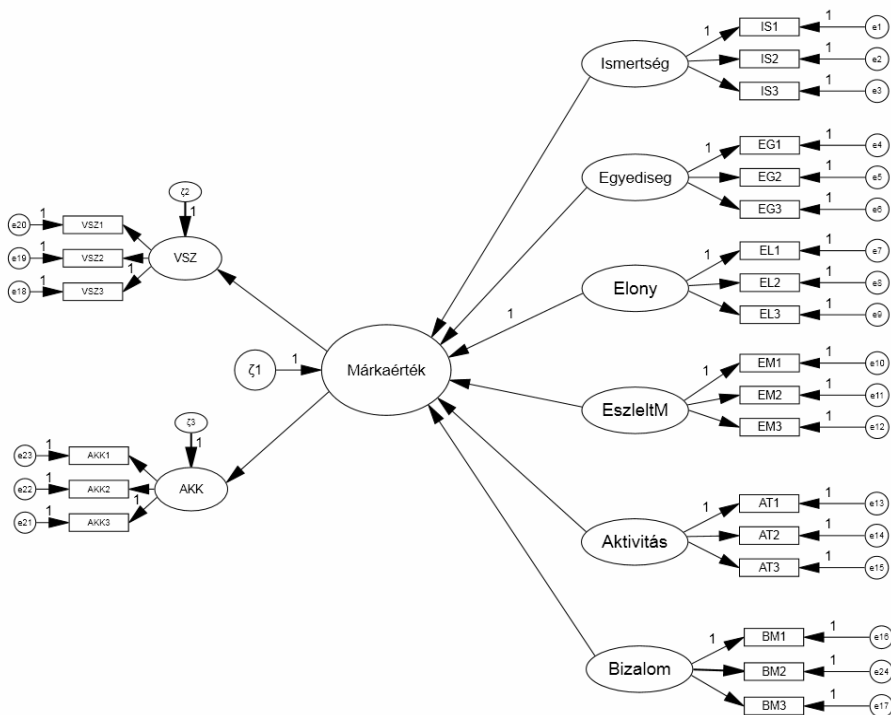
Kiinduló modellünk, más modellekhez hasonlóan sokdimenziós szerkezetű. Lehman et al. (2008) cikke 27 fogalomból kiindulva hat faktort fogad el, Vazques et al. (2002) nyolc dimenziót javasol, Martensen és Gornholdt (2004) és Keller (2003) hat dimenziót fogad el.

A kiinduló modellben (3. ábra) a Márkaérték egy másodlagos látens változó, abban az értelemben, hogy a Márkaértéket elsődleges látens változók hatásán keresztül becsüljük. A Márkaérték dimenziói (Ismertség, Egyediség stb.) elsődleges látens változók, amelyek jelentését a mért változók (az Ismertség esetén IS1, IS2, IS3) és a hozzájuk tartozó hibatagok (az Ismertség esetén e1, e2, e3) határozzák meg. A Márkaérték szintjén becsült hibatag (ζ_1)

a dimenziók által nem magyarázott tartalmat képviseli. Mivel a Márkaértéket egy okozati modellben becsüljük (a dimenziók okozzák a márkaértéket), a Márkaértéket egy nagyobb modellben, következményeivel (Vásárlási szándék és Alacsony keresési költség) együtt becsüljük.

Megközelítésünk szerint a *fogyasztói márkaérték* a márkához kapcsolódó asszociációk által közösen okozott olyan fogalom, amiben a márkához kapcsolódó asszociációk hatása fókuszálódik. A márkaértéket olyan másodrendű látens fogalomként határozzuk meg tehát, amelyet a következő fogalmak okoznak: Ismertség, Egyediség, Előny, Észlelt minőség, Aktivitás, Bizalom. Technikai szempontból ez azt jelenti, hogy a fogyasztói márkaértéket egy II.-ős típusú (Diamantopoulos et al. 2008) másodrendű látens változós modellben megfelelő becsülni.

Az Aaker (1991) modell négy összetevője, az Észlelt minőség, Hűség, Ismertség és Asszociációk épült be a legtöbb empirikus kutatásba (Yoo és Donthu 1997, 2000, Chau és Ho 2008, Atilgan et al. 2009, Kim és Hyun 2010), ezzel a gyakorlattal ellentétben a jelen modell kidolgozásakor a Hűséget, akárcsak mások (Erdem és Swait 1998), a márkaérték következményeként és nem előzményeként értelmeztük. A Hűség mérésére Aaker (1996) utasításait követve olyan kérdéseket használtunk, amelyek vásárlási gyakorlatra utalnak, így azonban sem elméleti, sem technikai szempontból nem elfogadható, hogy a Hűség dimenzió, a Márkaérték közvetítésével magyarázza a Márkaérték olyan következményét, mint a Vásárlási szándék.



3. ábra. Az okozati úton mért fogyasztói márkaérték kiinduló modellje

Az Ismertséget olyan fogalomnak tekintjük, amelyik konkrétan utal a fogyasztó fejében létező asszociációs csomópont meglétére, minden más márkával kapcsolatosan mért fogalmat asszociációnak minősítünk. A konceptuális modellünkben tehát a Márkaérték dimenziói az Ismertség, és a márkanévhez kapcsolódó asszociációk az Egyediség, Előny, Észlelt minőség, Aktivitás és Bizalom. Az Ismertséget annak ellenére beépítjük a kiinduló modellünkbe, hogy a vizsgált 13 empirikus modell közül csak egyetlen modellben szerepel, mint önálló dimenzió, mivel a konceptuális modellek nagy fontosságot tulajdonítanak neki. Ennek eredményeként fogalmazzuk meg első hipotézisünket:

H1: *Az ismertség pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a márkaértéket.*

Az Egyediség és Előny együtt a márka megkülönböztethetőségének mérésére kell, hogy alkalmas legyen. Aaker (1996) utasításai szerint az Asszociációk dimenzió tartalmát a legjobban a megkülönböztetés összesíti. A megkülönböztetés fontosságát jelzi, hogy Aaker 1996-os cikkében az Asszociációk dimenziót az Asszociációk/Megkülönböztetés formában írja le. Az egyediség és az előny a márka azon képességét méri, hogy kitűnjön a többi közül. A két dimenzió között a különbség az, hogy az egyediség esetén csak azt mérjük, milyen mértékben észlelik a márkát különbözőnek a konkurensoktól a fogyasztók, függetlenül attól, hogy ennek a különbségnek pozitív vagy negatív jelentést tulajdonítanak. Ezzel szemben az előny a márka megkülönböztető képességét méri azt, hogy a márka milyen mértékben képvisel valamilyen hasznosságot a fogyasztónak, van-e a fogyasztók számára pozitív jelentése a megkülönböztetésnek.

H2: *Az egyediség pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a márkaértéket.*

H3: *Az előny pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a márkaértéket.*

Az észlelt minőség számos fogyasztói márkaérték összetevő eleme (Yoo és Donthu 2001, Netemeyer et al. 2003, Atilgan et al. 2009, Boo et al. 2009, Kim és Hyun 2010), és az ismertséggel együtt az Aaker (1991) klasszikus márkaérték modelljének dimenzióját képezi. Az észlelt minőség fogalmának operacionalizálása egyszerű, a fogalom segítségével azt mérjük, a fogyasztók az adott márkával kapcsolatban milyen mértékben gondolják azt, hogy magas minőséget képvisel.

H4: *Az észlelt minőség pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a márkaértéket.*

Az aktivitás dimenzió az egyetlen magatartási összetevő, ami a fogyasztók arra irányuló hajlandóságát méri, hogy a márkát az életük szerves részének tekintsék, hogy beszéljenek róla, hogy megosszák a márkával kapcsolatos információkat ismerőseikkel.

H5: *Az aktivitás pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a márkaértéket.*

Az Aaker (1991) modell és az erre épülő más modellekhez (Yoo és Donthu 2000) képest újdonságnak minősül a Bizalom dimenzió beépítése a modellbe.

Úgy értékeljük, hogy olyan körülmények között, amikor látványos ütemben növekedik a piacon elérhető márkák száma, amikor egyre nagyobb számú gyenge minőségű termék jelenik meg a piacon, a márkával szembeni bizalom a márka fogyasztói értékének egyik legfontosabb tényezőjévé válik.

H6: *A bizalom pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a márkaértéket.*

A magas márkaértékkel rendelkező márkák esetében magasabb vásárlási hajlandóságra számítunk, azt tételezzük fel, hogy a magas márkaérték pozitívan befolyásolja a vásárlási hajlandóságot (Laroche et al. 1996, Cobb-Walgreen et al. 1995, Yoo és Donthu 2001, Christodoulides et al. 2006). Agarwal és Rao (1996) a márkaértékről készült metaelemzésében a vásárlási hajlandóságot, mint kiemelten fontos márkaértékmérőt jelölte meg, azonban nem értelmezte a márkaérték következményeként.

H7: *A fogyasztói márkaérték pozitívan és szignifikánsan befolyásolja a vásárlási hajlandóságot.*

A közgazdasági szakirodalomban a márka által nyújtott egyik legfontosabb előnyként a keresési költség csökkenését nevezik meg (Ramello 2006). Bizonyították például, hogy az idő relatív költségének növekedése megnöveli az ismert, nemzeti márkák iránti keresletet (Pashigian és Bowen 1994). Az információaszimmetria feltételei között, amikor a fogyasztók a minőséggel kapcsolatosan bizonytalanok (Akerlof 1970), a márka fontossága megnő, hiszen azáltal, hogy képes minőséget jelezni, csökkenti az információaszimmetriát, csökkentve ezáltal a keresési költségeket és az észlelt kockázatot (Tsao et al. 2006).

A marketing irodalomban a márka által nyújtott egyik lényeges előnyként ugyancsak a keresési költség csökkenését tárgyaljuk (Erdem és Swait 1998, Erdem et al. 2006, Christodoulides et al. 2006).

H8: *A fogyasztói márkaérték pozitívan és szignifikánsan befolyásolja az alacsony keresési költségeket.*

Az alacsony keresési költséget olyan változóként operacionalizáltuk, amely a márkának köszönhető megtakarított időt és energiát méri. Amennyiben a fogyasztók egyetértettek a kijelentésekkel, azt jelenti, az adott márkanévnek köszönhetően könnyebben tudtak vásárlási döntést hozni, mivel az a megbízható minőség jeleként működött. Ha a márkaérték pozitív hatással van az alacsony keresési költségre, azt jelenti, a magas márkaérték növeli annak a valószínűségét, hogy a márkanévnek köszönhetően csökkenjen a keresési költség.

3.1 Okozati specifikáció

Az okozati fogyasztói márkaérték modellezését a dolgozat által kiemelten kezelt, és a fogyasztói márkaérték irodalomban nagy népszerűségnek örvendő meghatározások is támogatják (Farquhar 1989, Aaker 1991, Achenbaum 1993). Ezekből a meghatározásokból kiindulva a cikkünk a következőképpen határozza meg a fogyasztói márkaértéket: *az okozati fogyasztói márkaérték a*

márka által a termékhez hozzáadott érték, ami a márkához kapcsolódó asszociációk hatására jön létre.

Amikor arra keressük a választ, hogy a fogyasztói márkaértéket okozati vagy reflektív indikátorokkal mérjük, akkor nem azt akarjuk megválaszolni, hogy a fogyasztói márkaértéknek milyen a természete. A fogyasztó márkaérték, mint (látens) fogalom, egy olyan konceptuális fogalom, ami önmagában nem minősíthető sem reflektívnek, sem okozatnak. Az okozati specifikáció azt tételezi csupán fel, miként cikkünkben állítjuk, hogy a fogyasztói márkaértéket – elméleti meghatározása alapján – okozati modellben kell mérni.

Ha olyan modellt építenénk, amelyben a fogyasztói márkaérték indikátorai reflektív első rendű látens változók, akkor azt állítjuk, hogy a fogyasztói márkaérték okozza a márka előnyeit, a márka ismertségét vagy a márkával szemben kialakult bizalmat. Mindez azonban logikailag nem védhető feltevés, hiszen a fogyasztói márkaértékre, mint olyan döntéstámogató eszközre utal a szakirodalom, amely a menedzserek számára hasznos diagnózist állít fel a márkáról kialakult fogyasztói elképzelésekről. Ha azt tételezzük fel, hogy a fogyasztói márkaérték okozza a márkához kapcsolódó asszociációkat, ezzel azt is feltételezzük, hogy a fogyasztók fejében eredetileg létezik a fogyasztói márkaérték fogalma, aminek reflexióiként létrejönnek a márkához kapcsolódó olyan asszociációk, mint az egyediség, vagy a bizalom.

Cikkünk tehát egyrészt elveti a reflektív mérés lehetőségét, másfelől azt állítja, hogy elméletileg az okozati specifikáció megalapozott, azonban megkülönböztetett módon tárgyalja az elsőrendű látens változók (a márkaérték dimenziói) és a másodrendű látens változó (a fogyasztói márkaérték) mérésének problémáját.

A márkával szembeni bizalom például kialakulhat jól felépített kommunikációs kampányok, szóbeszéd, tapasztalat stb. hatására. Ilyen értelemben megalapozott lehet az is, hogy a bizalmat okozati indikátorokkal mérjük, hiszen a bizalom a tapasztalatnak, az ismerősök meggyőző beszámolóinak az okozata.

A fogyasztói márkaérték dimenzióinak az okozati mérését egyetlen tényező azonban „kompromittálja”. A fogyasztói adatgyűjtés során úgy mérjük a látens fogalmakat, hogy a fogyasztó fejében már létrejött, márkához kapcsolódó asszociációkról kérdezzük az interjúalanyt. Ebben a formában azonban nem tudjuk rajtakapni a létrejövés pillanatát. Amikor az alany az előnnyel, vagy észlelt minőséggel kapcsolatos kérdésekre válaszol, akkor a márka által nyújtott előnyökről, minőségről a fejében már létrejött képzetek fognak megnyilvánulni. Ennek következtében a fogyasztói márkaérték dimenzióinak a mérésére alkalmasabb módszer a reflektív indikátorokkal való mérés.

A fogyasztói márkaértéket másodrendű okozati látens változóként definiáljuk. A dimenziókkal szemben a fogyasztói márkaérték, mint tudományos szakfogalom jelent meg a szakirodalomban, míg egy átlagos embernek lehetnek egyértelmű elképzelései az általa ismert (és esetleg használt) márkák előnyeiről, minőségéről, a fogyasztói márkaérték fogalmáról nincsen kialakult képzele a fogyasztóknak (legalábbis abban a formában, ahogyan a szakirodalom azt tárgyalja), így az sem feltételezhető, hogy annak reflexiói lennének.

A fogyasztói márkaérték reflektív mérésének lehetőségét elméleti alapon vetettük el, azonban fontosnak tartjuk megfogalmazni, hogy a reflektív mérés használata módszertani megfontolásokból is kerülendő. A reflektív mérésnek köszönhetően csak annyit tudunk meg, hogy a márkához kapcsolódó fogalmak milyen mértékben osztanak meg közös varianciát egymással. Mivel a márkákkal kapcsolatos mérésekben számítanunk kell a halo hatás jelenlétével is, és a módszer alkalmazásából származó hibával (common method bias), könnyen megtörténhet, hogy egy reflektív modellre szinte bármilyen érvényes és megbízható, a márkával kapcsolatos fogalmat képesek vagyunk illeszteni, hiszen a halo hatás és a módszer miatt közös varianciát fognak megosztani. A halo hatás annak az erős hatásnak köszönhetően jön létre, amit a márkanév gyakorol a fogyasztóra. A halo hatás következtében a márkanévhez kapcsolódó pozitív viszonyulást a fogyasztó kiterjeszti mindenre, amivel kapcsolatban a márkanév említésre kerül (például a márkaérték kutatások esetében a termékjellemzőkre).

A dolgozat konceptuális kidolgozásakor több szempontot is figyelembe vettünk. A fogyasztói márkaérték modellünknek hasznosságot kell nyújtania a menedzsment számára, például az is lényeges szempont, hogy a márkaérték dimenziói a menedzsment eszközeivel kontrollálhatóak, vagy befolyásolhatóak legyenek. A márkaérték mérőnek alkalmasnak kell lennie arra, hogy iparágaktól függetlenül, a névben rejlő erőt mérje, vagyis a mért dimenziók magas absztrakciós szinten legyenek értelmezve. Az előbbiből következik, hogy a mérést vállalati márkákra, esernyőmárkákra vagy termékmarkákra érdemes alkalmazni, kevésbé konkrét termékmodellre.

4 Módszertan

Mivel az okozati modellek teszteléséről még az irodalom keveset tud, az okozati modellek tudatos építésére és használatára, ott ahol az elméletileg megalapozott, nagy szükség van (Diamantopoulos et al. 2008). A kutatásunk során kovariancia alapú környezetben (Amos 19) illesztettünk egy másodszintű faktor modellt, míg a Diamantopoulos et al. (2008) által ismertett másodszintű faktor modellek jelentős többségét PLS-ben becsülték.

Az okozati modellt kovariancia alapú keretben építjük fel és becsüljük, mivel a MLE (Maximum Likelihood Estimation) eljárás a PLS-hez képest pontosabb paraméterbecsléseket képes végezni. Továbbá a PLS-ben a hiba (disturbance) nem építhető be a modellbe, ezért nem alkalmas az okozati modellek becslésére (míg a formatív specifikáció esetében éppen előnyösebb keretet biztosít a kovariancia alapú környezethez képest). A kovariancia alapú becslés (Amos, Lisrel, Mplus) a PLS-el szemben pontosabban becsüli a paramétereket (Reinartz et al. 2009), ezért ha a normalitás és a mintaméret feltételei teljesülnek, az előbbieket javasolt választani. A PLS egyik hiányossága, hogy az illesztés során nem minimalizál egyetlen kritériumot sem (Goffin 2007). A problémára a megoldást a GSCA (Generalized Structured Component Analysis) nyújtaná, amelyik következetesen minimalizálja az endogén

változók reziduális varianciáját (Hwang és Takane 2004, Hwang és Takane 2009). A GSCA eljárást egy GeSCA nevű internetes felületen futó szoftver teszi elérhetővé (Hwang 2010).

Mivel a PLS nem határoz meg semmilyen szigorú követelményt az adatokkal szemben, nem tesz elérhetővé a modell illeszkedésére vonatkozó általános tesztet, és kizárólag rekurzív modellekre alkalmazható, vagyis nem becsülhetőek a visszaható vagy reciprok hatások (Temme és Hildebrandt 2006).

A PLS alapú modellek előnye, hogy olyan körülmények között is stabil becslést ad, amikor a kovariancia alapú modellek (Amos, Lisrel) feltételei, mint például a minta kellően nagy mérete, vagy az eloszlás normalitása nem teljesülnek (Reinartz et al. 2009).

Skálafejlesztés, adatgyűjtés és minta

Az Aaker (1991, 1996) modelljére épülő empirikus kutatásokra, empirikus eredményekre és a jelen cikk kiinduló modelljére támaszkodva egy 66 kérdésből álló kérdéslistát generáltunk, amelyek jelentős részét más kutatások kérdéseinek adaptált változatai adják (Yoo és Donthu 2001, Lehman et al. 2008, Erdem és Swait 2006) míg néhányat mi fogalmaztunk.

Egy előzetes 50 fős mintán elvégzett kutatás célja a fogyasztói márkaérték dimenzióinak mérésére alkalmas változók tesztelése volt. A fogalmakat összesen 46 kérdéssel mértük, és beépítettük a 4 változóval mért Általános Márkaértéket (Overall Brand Equity – Yoo és Donthu 2001), ami az alternatív mérő szerepét játszotta az érvényességi vizsgálatokban. Mivel a PLS a korábban ismertetett hiányosságai mellett rendelkezik számos előnnyel is, a modellt PLS-ben becsültük. A PLS-ben alacsony mintaelemszám esetén is becsülhető a modell, amit kovariancia alapú becslési eljárás esetén nem tehetünk meg, így a PLS alkalmas elméleti feltevések tesztelésére, strukturális egyenletekre épülő modellek fejlesztésére. PLS alapú környezetben ugyanakkor az okozati iránytól függetlenül ugyanolyan biztonsággal becsülhetünk modelleket. A becslés eredménye, a belső konzisztencia, multikollinearitás, érvényesség és megbízhatóság vizsgálata után 28 kérdést őriztünk meg és generáltunk még 4 újat.

A 32 kérdés mellett, még beépítettünk 16 kérdést a dimenziókhoz hasonló fogalmak (Megbecsültség, Relevancia, Piacvezető szerep, Választék) és alternatív következmények mérésére, amelyeknek elsősorban az érvényesség mérésekor lesz szerepük. Mivel az volt a célunk, hogy a márkanevekben rejlő értéket mérjük, a kérdések általánosan alkalmazhatóak bármilyen márkára, vagyis a modellünk iparágfüggetlen.

Egy marketingkutató és két átlagos személy tesztelte a kérdőívet érthetőség szempontjából. A célunk az volt, hogy kiszűrjük a redundanciákat, az esetleges hibás megfogalmazásokat, a nem szakmai közönség számára nehezen érthető megfogalmazásokat. A visszajelzések alapján minimális finomításokat végeztünk a kérdéseken.

Feltételeztük, hogy mindenkinek részletes ismeretei vannak a választott termék kategóriáról, a mobiltelefonokról, amelyek közül hármat választottunk

ki tesztlésre (Nokia, Samsung, iPhone). Feltételeztük, hogy a nagy többség rendszeresen kapcsolatba került több márkával is, így lehetősége volt véleményyt formálni azokról, így relevánsabb válaszokat kaphatunk.

Az elemzés 421 megfigyeléssel indult, ami egy romániai, magyar nyelvű kvótás mintából származott (lásd 1. táblázat). Alapsokaságnak a 15 és 59 év közötti erdélyi magyarokat tekintettük. Az adatgyűjtés idején feltételeztük, hogy a mobiltelefonok elterjedtsége és a márkák ismertsége (kiváltképp az iPhone ismertsége) a 60 év fölöttiek körében még annyira alacsony, hogy nem fogunk tőlük releváns válaszokat kapni. A sokaságra vonatkozó adatokat a Román Nemzeti Statisztikai Hivatal (www.insse.ro) adatszolgáltatójáról (Tempo) töltöttük le. A sokaság nem és kor szerinti eloszlásának elemzését Erdély 16 megyéjével kezdtük, majd megvizsgáltuk a magyarok által nagyobb számban lakott megyéket is, és nem találtunk csupán néhány tizedesnyi eltérést a romániai illetve erdélyi átlagoktól. Így a kvótás minta kialakításának alapját négy olyan megyére vonatkozó eloszlási adatok képezik, ahonnan az adatok származtak: Hargita, Kovászna, Maros és Kolozs. A mintánkat az előbbi eloszlási adatok alapján súlyoztuk. A magyar nyelvűek megszólítása kizárólag kényelmi célt szolgált, túlságosan nagy feladatnak éreztük egy román nyelvű fordítás elkészítését, annak ellenőrzését és tesztelését. A nagy mennyiségű hiányzó adatot és kiugró értékeket tartalmazó adatsorok törlése után 332 megfigyelés került be az elemzések kiindulópontjaként szolgáló adattáblába. Mivel azonban korábban töröltük a kiugró értékeket, és azokat a megfigyeléseket, amelyek sok hiányzó adatot tartalmaztak, nagyon lecsökkent a 15-19 évesek száma a mintában, annyira, hogy a súlyok alkalmazásánál 4-szeres szorzót kellett volna használnunk. Ennek a korosztálynak a látványos csökkenését a mintában magyarázza, hogy számukra, a többi megkérdezetthez képest, nehézségeket okozott a kérdések megértése és megválaszolása. Miután a 15-19 éveseket töröltük, a mintánk 315-re csökkent, ami statisztikai értelemben nem tekinthető reprezentatívnak.

A hiányzó adatok elemzése során töröltük azokat a megfigyeléseket, amelyek esetében a hiányzó adatok aránya meghaladta a 30%-ot, és mivel a hiányzó adatok nem minősültek MCAR-nak (Missing Completely at Random) a 3.7% hiányzó adat pótlására az Amos által biztosított Direct ML becslési eljárást használtuk, ami az egyetlen elméletileg is megalapozott imputációs eljárás. A nem és kor szerint súlyozott adatok alapján egy korrelációs mátrixot generáltunk, és azt olvastuk be Amosba, mivel az Amos nem támogatja a súlyozott adattáblákat.

A kovariancia alapú elemzések mintaméretre vonatkozó feltételei így teljesültek, hiszen a szakirodalom a 200 megfigyelést tekinti alsó elfogadott határnak. A normalitásra vonatkozó feltételt az elemzés során és a végleges modell elfogadásakor teszteljük (3. táblázat).

Életkor	20-29	20-29	30-39	30-39	40-49	40-49	50-59	50-59	Összesen
Nem	Férfi	Nő	Férfi	Nő	Férfi	Nő	Férfi	Nő	
Eloszlás, %	13.33	25.08	13.29	23.73	5.06	7.28	6.96	5.06	100%

1. táblázat. A minta eloszlása nem és kor szerint. *Forrás:* Saját számítás.

5 Elemzés

A kutatás nem követelte meg, hogy az alanyoknak tapasztalatuk legyen az adott márkával, azonban feltételezi a kategóriában szerzett tapasztalatot. Egy márka értékelésekor az alanyok két nagy forrásra támaszkodhatnak: absztrakt információ, ami a márkanévhez kapcsolódik és konkrét termékjellemzők (Dillon et al. 2001, Tafani et al. 2004). Jelen cikk a tapasztalat alapú adatokat tekinti a legjobb minőségűeknek, következésképpen az okozati modellt a Nokia márka adataival építettük fel (a minta több mint 60%-ának Nokia telefonja van, továbbá a mintából 16.5%-nak a második telefonja Nokia, míg 16.9%-nak van Samsungja, 1.7%-nak iPhone-ja).

A multikollinearitásnak nem szabad problémákat okoznia, mivel a maximális VIF érték a mért változók esetében 3.68.

Az elemzés első lépéseként a mérési modelleket kell becsülnünk egy konfirmatív modell segítségével, vagyis ebben a fázisban még nem építettük be a strukturális kapcsolatokat. Ebben a szakaszban alacsony súly, szignifikancia hiánya vagy alacsony magyarázott variancia miatt néhány mért változót töröltünk a modellből. A hat faktoros konfirmatív modell (CFA - Nokia) nem illeszkedik jól. Az illeszkedés jóságát mérő mutatók értékei nem érik el a szakirodalom által megkövetelt minimális 0,90-es értéket (TLI 0.83, CFI 0.85), vagy meghaladják a még elfogadhatónak minősülő 0,10-es értéket (RMSEA 0.101). Az Ismertség alacsony súlyú (0.29, 0.48) mért változónak (indikátorainak) a törlése után az illeszkedés látványosan javult (TLI 0.83, CFI 0.915, RMSEA 0.82).

A Bizalom és Észlelt minőség közötti magas korreláció (0.95) a diszkrimináns érvényesség hiányát jelzi, azt sugallva, hogy a két dimenzió valójában ugyanazt a tartalmat méri. Kielemezve a jelenséget, a következő magyarázatot fogalmazzuk meg. Az alanyok a minőségbe vetett bizalmukat proxyként használják akkor, amikor az észlelt minőségre vonatkozó kérdésekre válaszolnak. Vagyis csak akkor tudnak az észlelt minőségre vonatkozó kérdésre válaszolni, ha gyorsan megvizsgálják, milyen mértékben bíznak az adott márkában. A minőségre vonatkozó kérdés megzavarhatja őket, mert úgy érezhetik, szakértői tudást igényel tőlük, a bizalom ezzel szemben egy könnyen feldolgozható, elvont fogalom.

Annak ellenére, hogy az Ismertség része a konceptuális modelleknek, nem illeszkedik a jelen cikk végső modelljére. A konceptuális meghatározás szerint az Ismertség közvetlenül arra az asszociációs csomópontra vonatkozik, amelyik a márkanévre vonatkozó információkat tárolja. Így az ismertséget nem is tekinthetjük a márkanévhez kapcsolódó asszociációnak, olyan fogalom, ami a márkanév asszociációs csomópont meglétére utal.

Az alacsony súlyok és a nem szignifikáns hatások ugyancsak arra kényszerítenek, hogy az Ismertséget kizárjuk a modellből. Az Ismertségnek önálló fogalomként való illesztése problémákat okozott más kutatásokban is (Yoo és Donthu 1997, 2001, Kim és Hyun 2001), mások ugyancsak arra kényszerültek, hogy a végső modellből töröljék az Ismertséget (Atilgan et al. 2009). A módszertani magyarázat erre a jelenségre az, hogy a márkanévek többsége

ismert, így a változók eloszlása annyira torzul (szélsőséges skew és kurtosis), hogy ML (Maximum Likelihood) segítségével nem lehet a modellre illeszteni.

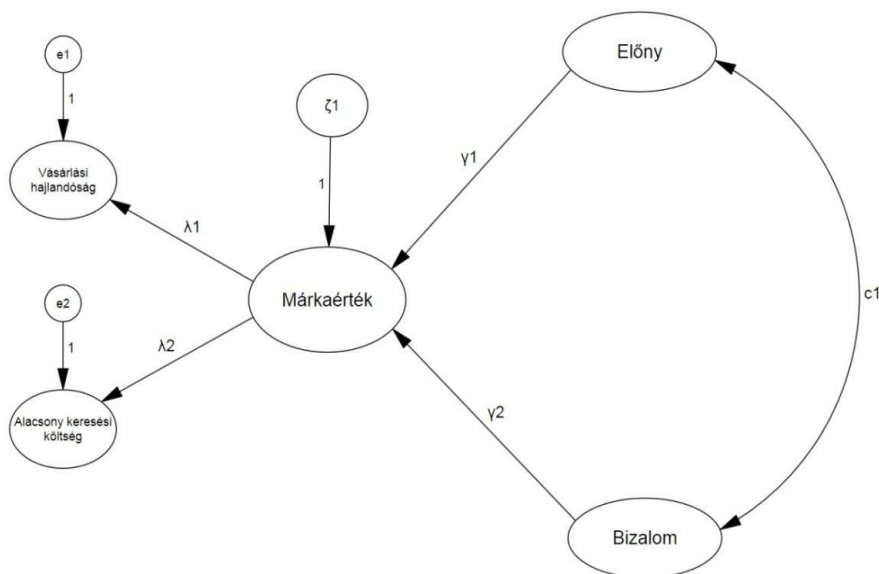
A Magatartás dimenzió benne maradt a kiinduló modellben, akkor is, ha az általunk megfogalmazott konceptuális követelmények szerint magatartás jellegű fogalom nem lehet előzménye a márkaértéknek, csak következménye. Ebben az esetben olyan fontosságot véltünk felfedezni a magatartásban, aminek következtében éppen saját konceptuális követelményeinkkel szemben nem voltunk következetesek. Az elemzés során azonban megmutatkoztak ennek a dimenzióknak a hiányosságai, úgy konceptuális, mint empirikus érvek alapján töröltük a modelltől. Másfelől a Magatartás dimenzióknak nincsen szinte semmilyen magyarázó ereje (standardizált becslés érték: 0.04), és a hatása a Márkaértékre nem szignifikáns.

Az Egyediség dimenzió értékelése magas absztrakciós szinten problémásnak minősült. Például nehéznek bizonyulhat értékelni azt a kijelentést, miszerint a Nokia márka egyedi, hiszen a Nokiának egyaránt vannak középszerű átlagos és kiemelkedő egyedi modelljei. Ez lehet az oka annak, hogy az Egyediségnek nincsen magyarázó ereje, és az indikátorai (mért változói) nem becsülhetőek az általánosabb jelentésű Megkülönböztettség dimenziókn sem. Így elméleti és módszertani okokból is, töröltük ezt a dimenziót is a modelltől.

Eredményképpen egy kétdimenziós modellt fogadtunk el, amelyben a Bizalom (a minőségben) és az Előny a Márkaérték több mint 70% variációját magyarázza. Ugyanakkor a Márkaértéknek pozitív hatása van annak következményeire.

5.1 Eredmények

Összességében a 8 hipotézisből a cikkünk elfogad 5-öt és elutasít 3-at. Mivel az Ismertség, Egyediség és Magatartás nem épült be a végleges modellbe, a H1, H2 és H3 hipotéziseket elutasítottuk. Minden más hipotézist erősen támogat a jól illeszkedő végleges modell (2. táblázat), a strukturális hatások szignifikánsak (3. táblázat) és a bootstrap elemzés szerint a többváltozós nem normál eloszlás nem befolyásolja a becslést (3. táblázat), hiszen az „Estimate” és az „Est. (BS)” oszlopok értékei megegyeznek.



4. ábra. A fogyasztói márkaérték okozati modellje. Forrás: Saját becslés.

Az alábbi modell (4. ábra) a végső, elfogadott modellt szemlélteti. A kétdimenziós megoldás egyszerűvé és gazdaságossá teszi a mérést, és intuitív eszközt biztosít a menedzsment számára.

Az Előny és Bizalom (a minőségben) exogén változók, így a modell nem becsül az ő szintjükön hibátagot, ugyanakkor szabadon korrelálhatnak. A két következmény esetében mért hibátagok (e_1 , e_2) a márkaérték által nem magyarázott variációt méri. A márkaérték szintjén mért hiba (ζ_1) információt nyújt arra vonatkozóan, milyen mértékben magyarázza a két dimenzió (Előny és Bizalom) a központi fogalom variációját. Az 2. táblázat az általános illeszkedés mutatóit szemlélteti. A Nokia márka esetében az illeszkedés kitűnő, a TLI és CFI meghaladják a konzervatív 0.95-ös értéket, a relatív chi négyzet (chi négyzet/szabadságfok) megfelel a Hair et al. (2009) által megfogalmazott elvárásoknak, az RMSEA értéke jó, és az SRMR kitűnő (0.034). A másik két márka esetében a 0.9 érték fölötti mutatók jó illeszkedést jeleznek, kivéve az RMSEA értékeit, amelyek a határon mozognak. Mindkét esetben (Samsung, iPhone) az SRMR 0.05-ös értéke jó illeszkedést mutat.

	χ^2	Sz.F.	TLI	CFI	RMSEA
Nokia	198	72	0.96	0.97	0.08
Samsung	299	72	0.93	0.95	0.10
iPhone	420	73	0.90	0.92	0.13

2. táblázat. Az illeszkedés mutatói. Forrás: Saját számítás.

Mivel az adatok megfelelnek az egyváltozós normalitás követelményének, de kevésbé a sokváltozós normalitás követelményének, fontos tesztelni a modellt a parametrikus bootstrap eljárás segítségével is, ami független a sokváltozós normalitás követelményétől (Schumacker és Lomax 2010). A szignifikancia szintje és becsült paraméterek értéke megfelel az ML segítségével

végzett becsléseknek, így elfogadhatjuk az ML által végzett becsléseket a sokváltozós normalitás hiányában is (3. táblázat). A standardizált reziduum mátrix alacsony értékei (mind a 2.58-as érték alatt) ugyancsak a modell jó illeszkedését mutatják.

Az indikátorok és a látens változók közvetlen hatása mind szignifikáns (3. táblázat), mind a Maximum Likelihood (P(ML)) és mind a bootstrap elemzés (P(BS)) szignifikáns hatás jelenlétét jelzik.

		Estimate	S.E.	C.R.	P(ML)	P(BS)	Est.(BS)
Márkaérték	← Előny	1				...	1.000
Márkaérték	← Bizalom	0.379	0.176	2.155	0.031	.010	.379
VH	← Márkaérték	0.726	0.091	7.937	***	.002	.726
AKK	← Márkaérték	0.732	0.092	7.981	***	.002	.732
EL1	← Előny	1				...	1.000
EL2	← Előny	0.918	0.033	27.509	***	.002	.918
EL3	← Előny	0.938	0.053	17.652	***	.002	.938
EL4	← Előny	0.98	0.047	20.804	***	.002	.980
B1	← Bizalom	1				...	1.000
VH3	← VH	0.967	0.047	20.462	***	.002	.967
VH2	← VH	1				...	1.000
VH1	← VH	0.879	0.057	15.39	***	.002	.879
AKK3	← AKK	0.87	0.037	23.321	***	.002	.870
AKK2	← AKK	1				...	1.000
AKK1	← AKK	0.92	0.039	23.655	***	.002	.920
B2	← Bizalom	0.945	0.044	21.231	***	.002	.945
EM1	← Bizalom	0.86	0.049	17.572	***	.002	.860
EM2	← Bizalom	0.829	0.046	18.051	***	.002	.829

3. táblázat. Az elfogadott modell paramétereinek szignifikanciája. *Forrás:* Saját számítás (Amos output).

5.2 A mérési modellek megbízhatósága és érvényessége

Mivel a modell az elsőrendű látens változókat reflektív mérési modellekben operacionalizálta, az ő esetükben alkalmazhatjuk a klasszikus tesztelmélet eszközeit. A megbízhatóság és érvényesség vizsgálatok Hair et al. (2009) utasításait követjük (4. táblázat).

A standardizált regressziós súlyok (SRW) és magyarázott variancia (SMC – squared multiple correlations) az indikátorok megbízhatóságát és érvényességét mérik, míg a kompozit megbízhatóság (CR) és az AVE (average variance extracted) a látens változók megbízhatóságát és érvényességét mérik. Az Amos nem biztosítja az outputban az utolsó két mutató értékeit, ezeket Hair et al. (2009) utasításai alapján számoltuk ki. Az SMC értékei minden mért változó esetében meghaladják a 0.5-ös értéket, és a standardizált súlyok értékei (SRW) minden esetben meghaladják 0.7 értéket, hasonlósági (konvergencia) érvényesség meglétét igazolva. Minden látens változó esetében a CR értéke meghaladja a 0.7-et és az AVE meghaladja a 0.5-ös értéket, jelezve, hogy a mért változók az elméleti feltevéseknek megfelelően ugyanazt a tartalmat mérik.

	Nokia				Samsung				iPhone			
	CR	AVE	SRW	SMC	CR	AVE	SRW	SMC	CR	AVE	SRW	SMC
Előny	0.91	0.73			0.91	0.72			0.93	0.77		
E11			0.93	0.86			0.91	0.82			0.95	0.91
E12			0.91	0.82			0.92	0.85			0.93	0.86
E13			0.75	0.56			0.78	0.6			0.79	0.62
E14			0.82	0.67			0.8	0.64			0.83	0.69
Bizalom	0.91	0.71			0.90	0.68			0.92	0.74		
ÉM1			0.79	0.63			0.81	0.59			0.82	0.67
ÉM2			0.81	0.66			0.8	0.58			0.81	0.66
B1			0.87	0.76			0.85	0.77			0.88	0.78
B2			0.88	0.78			0.86	0.75			0.92	0.84
Vásárlási hajlandóság	0.86	0.67			0.9	0.75			0.92	0.80		
VH1			0.71	0.51			0.85	0.72			0.9	0.81
VH2			0.9	0.81			0.91	0.82			0.92	0.82
VH3			0.84	0.71			0.85	0.72			0.88	0.77
Alacsony keresési költség	0.92	0.79			0.95	0.86			0.92	0.81		
AKK1			0.89	0.79			0.91	0.82			0.85	0.72
AKK2			0.9	0.81			0.94	0.88			0.92	0.85
AKK3			0.88	0.78			0.94	0.88			0.92	0.85

4. táblázat. A megbízhatóság és érvényesség mutatói. Forrás: Saját számítás.

A diszkrimináns érvényesség mérését különböző módszerekkel valósíthatjuk meg. A cikkünk hármát alkalmaz: az AVE módszert, a konfirmatív modellek összehasonlítását és korrelációk konfidencia intervallumát. Az első konzervatív módszer összehasonlítja két fogalom AVE értékét az általuk megosztott varianciával (Fornell and Larcker 1981). Ha mindkét esetben az AVE nagyobb, mint a megosztott variancia, elfogadjuk a diszkrimináns érvényesség létezését. A Nokia és az iPhone esetében az AVE feltétel érvényes, a Samsung márka azonban nem felel meg az AVE tesztnek, de megfelel a másik kettőnek. A Samsung esetében a korrelációk bootsrap eljárással becsült konfidencia intervalluma (.86) bizonyítja, hogy a Bizalom és az Előny közötti korreláció szignifikánsan különbözik 1-től. A Samsung márka esetében a konfirmatív modellek összehasonlítása ugyancsak a diszkrimináns érvényesség jelenlétét igazolta. Az ECVI ($0.398 < 0.799$) és AIC ($122.87 < 246.96$) értékei egyértelműen alacsonyabbak a kétdimenziós megoldás esetében az egydimenziós megoldással szemben, amelyben azt tételeztük fel, hogy a két dimenzió (Bizalom és Előny) indikátorai egyetlen faktoron ülnek. A modellünk szempontjából kevésbé lényeges probléma, hogy a Nokia esetében a következmények között nem tudtuk bizonyítani a diszkrimináns érvényesség létezését. Ha a következményeket, mint kompozit változókat építjük be a modellbe, ez a probléma megszűnik, ugyanakkor a külső érvényesség mérése ugyancsak megoldást nyújthat.

Ha a márkaérték modellünk elméletileg megalapozott, akkor más következményekkel is ugyanolyan stabilan illeszkedni fog. Amikor a modellt más olyan következményekkel is teszteltük, mint az általános márkaérték (Overall Brand Equity, Yoo and Donthu 2000) és Hűség, a modell stabil

maradt, a mutatók kiváló illeszkedést mutatnak (5. táblázat). A modell stabilitását látványosan bizonyítja, hogy más következményekkel is ugyanolyan jól illeszkedik, és az alábbi kiváló illeszkedési mutatók mellett az SRMR értéke (0.03) is jó illeszkedést mutat.

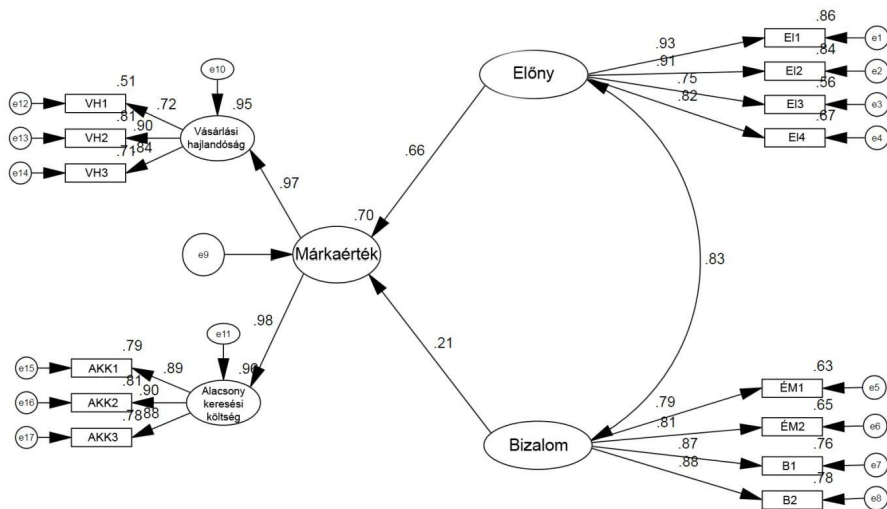
χ^2	DF	CMIN/DF	GFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
244	88	2.87	0.908	0.964	0.955	0.963	0.075

5. táblázat. A márkaérték okozati modelljének tesztelése más következményekkel. *Forrás:* Saját számítás.

5.3 Az okozati hatások megbízhatósága és érvényessége

Okozati mérések esetében az érvényesség vizsgálatának lehetősége vitatott (Diamantopoulos et al. 2008). Ez a cikk, a szkeptikusokkal ellentétben, fontosnak találja az érvényesség vizsgálatát (Edwards and Bagozzi 2000), és ezt Diamantopoulos et al. (2008) és Bollen (2011) utasításai segítségével valósítja meg.

Jelen modell az okozati hatásokat a strukturális hatások szintjén becslő, a márkaérték dimenziói meghatározzák a másodrendű látens változót, a márkaértéket. A szignifikás γ -k az elsőrendű látens változók érvényességét jelzik (Előny és Bizalom) (Diamantopoulos et al. 2008, Bollen 2011). Egy másik mérője az érvényességnek az általános illeszkedés (Bollen 2011). A 2. táblázat mutatói megfelelő módon bizonyítják az általános illeszkedést.



5. ábra. A fogyasztói márkaérték modellje – Standardizált becslések (Nokia).

Forrás: Saját becslés.

A külső érvényesség vizsgálata érdekében Bollen (2011) azt javasolja, hogy építsük be a modellt egy több összefüggést mérő, nagyobb modellbe, és amennyiben az elmélet által előrejelzett eredményt kapjuk, az a modell külső érvényességét bizonyítja. A modell más következményekkel (Hűség és OBE

– Általános Márkaérték) való tesztelése is sikeresnek bizonyult, az illeszkedés kiváló ($\chi^2 = 244$, $df=88$, $TLI=.955$, $CFI=.963$, $RMSEA=.075$). Diamantopoulos et al. (2008) utasításait követve ez a cikk a hibatagot (ζ) tekinti az érvényesség legfontosabb mérőjének. Ennek standardizált értéke a dimenziók által magyarázott variancia mértékét mutatja, ami a szemléltetett példában kellőképpen magas (70%) ahhoz, hogy a modell érvényességét alátámassza.

6 Következtetések

Kutatásunk egyik lényeges eredménye, hogy sikerült egy másodrendű látens változós modell okozati specifikációját megfelelően becsülni, azonban nem találtunk olyan okozati struktúrát, amelyben az irodalomban népszerű, sokdimenziós megoldás becsülhető lett volna. Az elemzés azt mutatja, hogy ha arra a kérdésre keressük a választ, hogy melyek azok a márkához kapcsolódó fogalmak, amelyek együtt okoznak valamit (aminek a márkaérték jelentést tulajdonítjuk), akkor egy sokkal egyszerűbb modell struktúrát kapunk, mint amit az irodalom egy része feltételez.

Ez az eredmény összhangban van más empirikus modellekkel (Yoo és Donthu 1997, 2000, Netemeyer et al. 2004, Atilgan et al. 2009, Jensen és Klustrup 2008), amelyek ugyancsak egyszerűbb struktúrát fogadtak el, miközben teljesen más úton indultak el, mint a jelen kutatás.

Úgy véljük, hogy az egyszerűbb struktúra az emberi gondolkodásnak is jobban megfelel. A gazdaságosságra törekvő elméről sokkal inkább elképzelhető, hogy egy márkák ezreitől zsúfolt piacon, sokkal egyszerűbb asszociációs struktúrában vési be a memóriájába a kapcsolódó információkat, mint azt korábban feltételezték. Kahneman (2011) gyors és lassú gondolkodást, döntéshozatalt szembeállító elmélete, amely a magatartási közgazdaságtan alapjait vetette meg, az intuitív és az elemző, az érzelmi és a racionális gondolkodás szembeállításával, a heurisztikák alkalmazásával jó elméleti hátteret nyújt kutatási eredményeink számára is.

Az elfogadott kétdimenziós modellünkben a Bizalom azt a valamit képviseli, ami a márkához kapcsolja a fogyasztókat, ilyen értelemben a márkaérték érzelmi dimenziójának is tekinthetjük. Az Előny azt képviseli, amit a márka nyújt a fogyasztónak, ilyen értelemben a márkaérték racionális dimenzióját képviseli.

A kétdimenziós szerkezet egy ideális mérőeszközt jelenthet a menedzsment számára, hiszen megkönnyíti az adatgyűjtést, a becslés folyamatát. Ugyanakkor jelentős támpontot nyújthat a márkafejlesztésben, hiszen a lényeges, a márkaértéket okozó asszociációk kialakítására kell a menedzsmentnek fókuszálnia. A modellünk a márkafejlesztés kérdéskörét így két lényeges területre szűkíti. Ha a menedzsment értéket akar létrehozni, akkor olyan módon kell a terméket fejlesztenie, hogy az való előnyöket nyújtson a konkurenciához képest, másfelől olyan tartós minőséget kell a terméknek képviselni, vagy olyan garanciális feltételeket kell a vállalat biztosítson, amelyek képesek bizalmat kialakítani a márkával szemben.

A kiinduló modellünket a következő, általunk megfogalmazott meghatározás alapján építettük fel. A *fogyasztói márkaérték* a márkához kapcsolódó asszociációk által közösen okozott olyan fogalom, amiben a márkához kapcsolódó asszociációk hatása fókuszálódik. A márkaértéket olyan másodrendű látens fogalomként határozzuk meg tehát, amelyet a következő fogalmak okoznak: Ismertség, Egyediség, Előny, Észlelt minőség, Aktivitás, Bizalom. A modellünk sikeres becslése, a meghatározásunk első részének érvényességét is igazolta, míg a meghatározásunk második részét az eredményeink alapján újra kell fogalmaznunk. Ennek értelmében a fogyasztói márkaérték olyan fogalom, amelyet két fogalom okoz: Előny és Bizalom.

A kutatásunk egyben rávilágít a fogyasztói márkaérték reflektív specifikációjának egyik fontos hiányosságára. Reflektív specifikáció lehetővé teszi nagyszámú fogalom illesztését a modellbe, mivel ezek a közös módszernek és a halo hatásnak köszönhetően mindig meg fognak osztani varianciát. Következésképpen nagyszámú fogyasztói márkaérték modellt építhetünk fel különböző dimenziók segítségével, anélkül, hogy tudnánk, melyek azok a dimenziók, amelyek közösen képesek hatni a márkaértékre. Például Lehman et al. (2008) kutatásában 27 fogalom a variancia több mint 60%-át osztja meg a közös módszer és a halo hatás miatt.

A kutatás korlátai és jövőbeni lehetséges irányai

A jelen okozati specifikációra fókuszáló kutatásunknak van néhány hiányossága. Nem véletlen mintavételt alkalmaztunk, a modell csak egy termékkategóriára érvényes, és a kulturális érvényességet sem biztosítottuk. A mintánk nem reprezentatív, így az eredményeink nem általánosíthatóak.

A kutatásunk nem szembesül a márkaérték mérésekor egy viszonyítási alapként használható márka megválasztásának problémájával. Az irodalomban használatos viszonyítási alapok (kereskedelmi márka, fiktív márka, leggyengébb márka) használata mind vitatható, problémás megoldás. Nem állíthatjuk például, hogy a kereskedelmi márkáknak nincsen márkaértékük, számos iparágban pedig nem létezik kereskedelmi márka, továbbá a leggyengébb márka kiválasztásának módszere mindig vitatható lesz. Fiktív márka használata esetében a kapott válaszok irrelevánsak. Jövőbeni kutatási irányként érdemesnek tartjuk megvizsgálni a legerősebb márka használatát viszonyítási alapként.

A modell építése során a szakirodalommal összhangban azt tételeztük fel, hogy a márkaérték mérése megvalósítható a terméket nem használók körében is. A válaszadók válaszai és a becslés tapasztalatai alapján azt állítjuk, hogy a termék bizonyos szintű ismerete az interjúalanyok által fontos, annak érdekében, hogy biztonságosan becsljük modellünket.

Melléklet. Az okozati úton mért fogyasztói márkaérték skálakérdései

Előny

1. Úgy érzem, ez a márka jobb, mint bármelyik mobiltelefon-márka a piacon (BrandZ - módosított).
2. Úgy érzem, a mobiltelefonok lényeges tulajdonságait illetően ez a márka egyértelműen jobb (BrandZ - módosított).
3. Az a benyomásom, hogy olyan egyértelmű előnyei vannak ennek a márkának, hogy más márkát nem is érdemes kipróbálni.
4. Ennek a márkának olyan előnyei vannak másokkal szemben, amelyekre nekem szükségem van.

Bizalom

1. Úgy érzem, ezzel a márkanévvel értékesített összes terméknek kiváló a minősége (ÉM1).
2. Úgy gondolom, ez a márka következetesen ugyanazt a minőséget nyújtja (EM2) (Ambler2003, in Lehman et al. 2008).
3. Bizalmat érzek, ha ezzel a márkanévvel találkozom (B1).
4. Ez a márka mindig azt nyújtja, amit ígér(B2).

Vásárlási hajlandóság

1. Tervezem ennek a márkának a megvásárlását a jövőben (Keller, in Lehman et al. 2008).
2. A következőben, ha mobiltelefont vásárolok, ezt a márkát fogom vásárolni (Keller módosított, in Lehman et al. 2008).
3. Akkor is ezt a márkát vásárolok meg, ha a konkurens márka hasonló tulajdonságokkal rendelkezik.

Alacsony keresési költség

1. Tudom, mire számíthatok ennek a márkának a megvásárlása esetén, ezért időt fogok megspórolni, ha ezt választom (Erdem és Swait2006).
2. Ennek a márkának köszönhetően nem kell sok időt töltsék a választással, ha mobiltelefont szeretnék vásárolni.
3. Ha nem tudnék dönteni mobiltelefon vásárlás során, kézenfekvő megoldásnak találnám, hogy ezt a márkát válasszam.

Irodalom

1. Aaker, D. A. (1991): *Managing brand equity: capitalizing on the value of a brand name*. New York: Free Press.
2. Aaker, D. A. (1996): Measuring brand equity across products and markets. *California Management Review*, 38(3), 102–120.

3. Achenbaum, A. A. (1993): The mismanagement of brand equity. In ARF Fifth Annual Advertising and Promotion Workshop.
4. Agarwal, M. K. és Rao, V. R. (1996): An Empirical Comparison of Consumer Based Measures of Brand Equity. *Marketing Letters*, 7(3), 237–247.
5. Akerlof, G. A. (1970): The market for „lemons”: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.
6. Atilgan, E., Akinci, S., Aksoy, S. és Kaynak E. (2009): Customer-based brand equity for global brands: a multinational approach. *Journal of Euromarketing*, 18(2), 115–132.
7. Blalock, H. M. (1964): *Causal inferences in nonexperimental research*. University of North Carolina Press, Chapel Hill.
8. Bollen K. (1984): Multiple indicators: internal consistency or no necessary relationship? *Quality and Quantity*, 18(4), 377–385.
9. Bollen K. and Lennox , R. (1991): Conventional wisdomon measurement: a structural equation perspective. *Psychological Bulletin*, 110(2), 305–14.
10. Bollen K. and Ting, K. (2000): A tetrad test for causal indicators. *Psychological Methods*, 5(1), pp. 3–22.
11. Bollen, K. (2011): Evaluating effect, composite, and causal indicators in structural equation models. *MIS Quarterly*, 35(2), 359–372.
12. Boo, S., Busser, J. és Baloglu, S. (2009): A model of customer-based brand equity and its application to multiple destinations. *Tourism Management*, 30(2), 219–231.
13. Borsboom D., Mellenbergh, G. J. és Heerden, J. (2003): the theoretical status of latent variables. *Psychological Review*, 110(2), 203–19.
14. BrandZ. <http://www.wpp.com/wpp/marketing/brandz>. Letöltve január 1, 2012.
15. Chau, P. és Ho, C. (2008): Developing consumer-based service brand equity via the internet: the role of personalization and triability. *Journal of Organizational Computing & Electronic Commerce*, 18(3), 197–223.
16. Christodoulides, G., Chernatony, L., Furrer, O., Shiu, E. és Abimbola T. (2006): Conceptualizing and measuring the equity of online brands. *Journal of Marketing Management*, 22(7-8), 799–825.
17. Churchill, G. A. (1979): A paradigm for developing better measures of marketing constructs. *Journal of Marketing Research*, 16(1), 64–73.
18. Cobb-Walgren, C. J., Beal, C. és Donthu, N. (1995): Brand equity, brand preferences, and purchase intent. *Journal of Advertising*, 24(3), 25–40.
19. Collier, J. E. és Bienstock, C. C. (2009): Model misspecification: contrasting formative and reflective indicators for a model of e-service quality. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 17(3), 283–293.
20. Coltman, T., Devinney, T. M., Midgley, D. F. és Venaik, S. (2008): Formative versus reflective measurement models: two applications of formative measurement. *Journal of Business Research*, 61(12), 1250–62.
21. Diamantopoulos, A., Riefler, P. és Roth, K. P. (2008): Advancing formative measurement models. *Journal of Business Research*, 61(12), 1203–18.
22. Dillon, W. R., Madden, T. J., Kirmani. A. és Mukherjee, S. (2001): Understanding what’s in a brand rating: a model for assessing brand and attribute effects and their relationship to brand equity. *Journal of Marketing Research*, 38(4), 415–30.

23. Edwards, J. R. és Bagozzi, R. (2000): On the nature and direction of relationships between constructs and measures. *Psychological Methods*, 5(2), 155–74.
24. Erdem, T. és Swait, J. (1998): Brand equity as a signaling phenomenon. *Journal of Consumer Psychology*, 7(2), 131–157.
25. Erdem, T., Swait, J. és Valenzuela, A. (2006): Brands as signals: a cross-country validation study. *Journal of Marketing*, 70(1), 34–49.
26. Farquhar, P. H. (1989): Managing brand equity. *Marketing Research*, 1(3), 24–33.
27. Fornell, C. és Larcker, D. F. (1981): Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50.
28. Goffin, R. D. (2007): Assessing the adequacy of structural equation models: golden rules and editorial policies. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 831–839.
29. Hair, J. F., Anderson, R., Tatham, R. és Black, W. (2009): *Multivariate data analysis*. New York: Prentice Hall.
30. Hwang, H. (2010): GeSCA User’s Manual. www.sem-gesca.org.
31. Hwang, H., és Takane, Y. (2004): Generalized structured component analysis. *Psychometrika*, 69(1), 81–99.
32. Hwang, H., és Takane, Y. (2009): Nonlinear generalized structured component analysis. *Behaviormetrika*, 37(1), 1–14.
33. Jarvis, C. B., Mackenzie, S. B. és Podsakoff, P. M. (2003): A critical review of construct indicators and measurement model misspecification in marketing and consumer research. *Journal of Consumer Research*, 30(2), 199–218.
34. Jensen, M. B. és Klastrup, K. (2008): Towards a B2B customer-based brand equity model. *Journal of Targeting, Measurement and Analysis for Marketing*, 16(2), 122–128.
35. Jöreskog, K. G. és Goldberger, A. S. (1975): Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable. *Journal of the American Statistical Association*, 70(351), 631–639.
36. Kahneman, Daniel (2011): *Gyors és lassú gondolkodás*, HVG Könyvek.
37. Keller, K. L. (1993): Conceptualizing, measuring, and managing customer-based brand equity. *Journal of Marketing*, 57(1), 1–22.
38. Kim, J. és Hyun, Y. J. (2010): A model to investigate the influence of marketing-mix efforts and corporate image on brand equity in the IT software sector. *Industrial Marketing Management*, 40(3), 424–438.
39. Laroche, M., Kim, C. és Zhou, L. (1996): Brand familiarity and confidence as determinants of purchase intention: an empirical test in a multiple brand context. *Journal of Business Research*, 37(2), 115–120.
40. Lehmann, D. R., Keller, K. L. és Farley, J. U. (2008): The structure of survey-based brand metrics. *Journal of International Marketing*, 16(4), 29–56.
41. Leong, S. M. (1993): Consumer decision making for common, repeat purchase products: a dual replication. *Journal of Consumer Psychology*, 2(2), 193–208.
42. MacCallum, R. C., Browne, M. W. és Sugawara, H. M. (1996): Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130–149.

43. MacKenzie, S. B., Podsakoff, P. M., és Jarvis, C. B. (2005): The problem of measurement model misspecification in behavioral and organizational research and some recommended solutions. *Journal of Applied Psychology*, 90(4), 710–730.
44. Curtis, R. F. és Jackson, E. F. (1962): Multiple Indicators in Survey Research. *American Journal of Sociology*, 68(2), 195–204.
45. Martensen, A. és Gronholdt, L. (2004): Building brand equity: a customer-based modeling approach. *Journal of Management Systems*, 16(3), 37–51.
46. MSI (2010): 2010-2012 research priorities. Marketing Science Institute - <http://www.msi.org>.
47. Netemeyer, R. G., Krishnan, B., Pullig, C., Wang, G., Yagci, M., Dean, D., Ricks, J. és Wirth, F. Developing and validating measures of facets of customer-based brand equity. *Journal of Business Research*, 57(2), 209–224.
48. Pashigian, B. P. és Bowen, B. (1994): The rising cost of time of females, the growth of national brands, and the supply of retail services. *Economic Inquiry*, 32(1), 33–65.
49. Ramello, G. (2006): What's in a sign? Trademark law and economic theory. *Journal of Economic Surveys*, 20(4), 547–565.
50. Reinartz, W., Haenlein, M. és Henseler, J. (2009): An empirical comparison of the efficacy of covariance-based and variance-based SEM. *International Research in Marketing*, 26(4), 332–344.
51. Schumacker, R. E. és Lomax, R. G. (2010): *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
52. Tafani, É., Michel, G. és Rosa, E. (2004): Vertical product line extension strategies: an evaluation of brand halo effect according to range level. *Recherche et Applications en Marketing*, 24(2), 73–88.
53. Temme, D. és Hildebrandt, L. (2006): *Formative measurement models in covariance structure analysis: specification and identification model*. SFB 649 „Economic Risk” Discussion Paper, Humboldt University, Berlin.
54. Tsao, H., Pitt, L. F. és Berthon, P. (2006): An experimental study of brand signal quality of products in an asymmetric information environment. *Omega: International Journal of Management Science*, 34(4), 397–405.
55. Vázquez, R., del Río A. B. és Iglesias, V. (2002): Consumer-based brand equity: development and validation of a measurement instrument. *Journal of Marketing Management*, 18(1-2), 27–48.
56. Wilson, B., Callaghan, W. és Stainforth, G. (2007): An application of vanishing tetrad analysis to a brand. *International Review of Business Research Papers*, 3(2), 456–485.
57. Yoo, B. és Donthu N. (1997): Developing and validating a consumer-based overall brand equity scale for Americans and Koreans: an extension of Aaker's and Keller's conceptualizations. AMA Summer Educators Conference, Chicago.
58. Yoo, B. és Donthu, N. (2000): Developing and validating a multidimensional consumer-based brand equity scale. *Journal of Business Research*, 52(1), 1–14.
59. Yoo, B. és Donthu, N. (2001): Developing and Validating a Multidimensional Consumer-Based Brand Equity Scale. *Journal of Business Research*, 52(1), 1–14.

CAUSAL ASSESSMENT OF CONSUMER BASED BRAND EQUITY
AS SECOND ORDER LATENT VARIABLE

Our research is based on the causal/formative vs. reflective measurement debate. In our opinion building structural equation models is acceptable only when the appropriate specification (causal or reflective) is defined. Until now, the consumer-based brand equity models were built and assessed without arguing about the (dominantly reflective) specification. We came to the conclusion that in the case of consumer-based brand equity the causal specification is the only theoretically supported specification. By using in our estimation the correct, that is, the causal specification we found that consumer-based brand equity, a multidimensional construct in the business practice, can be estimated in a simpler structure than suggested by dominant literature. Beyond theoretical clarification, the two dimensions of brand equity, the emotion based trust, and the rational behavior based advantage are in line with theories of behavioral economics.

A TERMELÉKENYSÉG KONVERGENCIÁJA VAGY DIVERGENCIÁJA. A VÁLSÁG UTÁNI SZAKIRODALOM ÁTTEKINTÉSE¹

GYÖRFY LEHEL

Babes-Bolyai Tudományegyetem, Kolozsvár

A jelen tanulmány célja, hogy az utóbbi időben megjelent cikkek által közölt eredményeket feltérképezve áttekintse a termelékenység aktuális szakirodalmát, különös tekintettel a termelékenység válság után várható konvergenciájának vagy divergenciájának kérdéskörére. Ennek megfelelően a tanulmány főként a válság utáni szakirodalomra alapoz, kiegészítve ezt olyan kisszámú, válság előtti szakirodalommal, amelynek különös relevanciát ítélünk meg a vizsgált téma aktuális vonatkozásaiban.

Az OECD (2015) tanulmánya szerint is a termelékenység a világgazdaság növekedésének motorja. Növekedése ezért mindig alapvető kihívás a fejlődni szándékozó országoknak. Az elemzés azt mutatja, hogy a legtermelékenyebb vállalatok erősek maradtak a 21. században is, úgy, hogy a globális szinten vezető vállalatok és a többi vállalat termelékenysége közötti különbség idővel növekedett, különösen a szolgáltatási ágazatban. Mindez azután, hogy az 1950-1995-ös időszakban egy konvergenciafolyamat volt kimutatható a termelékenység tekintetében lemaradt országok és az USA termelékenysége között. Ez a konvergenciafolyamat azonban 1995 után már nem volt tapasztalható. Az európai termelékenység 1995 utáni, USA-hoz képesti lemaradását Bloom és társai (2012) is kiemelik, első sorban azzal magyarázva, hogy az amerikai multinacionális cégek az információtechnológia és annak alkalmazása terén magasabb termelékenységet tudtak elérni, sőt, eredményeik szerint igaz ez az amerikai multinacionális cégek Európai tevékenységére is.

Saia és társai (2015) is rámutattak a termelékenység növekedésének lassulására az utóbbi évtizedben, azután, hogy a 20. század végén a munkatermelékenység gyorsan növekedett az OECD országok többségében, a nagy mennyiségű, ki nem használt, létező technológia adaptációjának köszönhetően. A termelékenység növekedésének utóbbi évtizedben történt lassulása arra a következtetésre vezet, hogy ahogy a gazdaságok konvergálnak a globális szinten legtermelékenyebb gazdaságok felé, úgy a vezető innovációk tőkésítésének képessége egyre meghatározóbbá válik. Egy gazdaság annál nagyobb mértékben részesül a vezető innovációkból, minél nagyobb fokon kapcsolódik a világ-gazdasághoz, minél több lehetősége van a képességek hatékony allokálására és a tudásalapú tőkébe történő beruházásra, beleértve a K+F-et.

Összességében a termelékenység növekedési üteme már a válság előtti időszakban csökkenni kezdett számos OECD országban. Az OECD 2015

¹Beérkezett: 2015. március 4. E-mail: lehelgy@yahoo.co.uk.

tanulmánya szerint a tudásalapú tőke akkumulációjának lassulása és a vállalkozásindítások csökkenése már ebben az időszakban aggodalomra adhatott okot a termelékenység-növekedés strukturális lassulásának tekintetében. Fernald (2014) kimutatta, hogy a munka- és teljes tényezőtermelékenység növekedésének lassulása az USA-ban már a válság időszaka előtt kimutatható volt, különös tekintettel az információtechnológia és kommunikáció (ICT) ágazatra. Az ICT ágazattal kapcsolatban Brynjolfsson és McAfee (2011) arra hívják fel a figyelmet, hogy az információtechnológia fejlődése túlságosan gyors napjainkban ahhoz, hogy a munkaerőpiac ehhez alkalmazkodni tudjon, valamint arra, hogy a technológiában vezető vállalatok növelik elsősorban termelékenységbeli előnyüket ezáltal. Az utóbbi évek technológiai fejlődésével kapcsolatban viszont nem a Brynjolfsson és McAfee (2011) által is képviselt techno-optimista irányzat az egyetlen. Létezik ún. techno-pesszimista irányzat is, amely szerint a 21. század eleji technológiai vívmányok jelentősége messze elmarad a 20. század eleji fejlesztések életszínvonalra és termelékenységre gyakorolt hatásának jelentőségétől, ezzel (is) magyarázva a termelékenység növekedésének lassulását napjainkban: Gordon (2012), OECD (2015).

Arnold és társai (2008) egyes kontinentális európai országok és Japán termelékenységének stagnálását és lemaradását jelezték, elsősorban az USA-val és Ausztráliával való összehasonlításban, az OECD országok eltérő képességeire világítva rá az új ICT technológiai fejlesztések kihasználását illetően. Ennek okát elsősorban az eltérő versenypolitikában jelölik meg, viszonylag szabályozatlan – az angol nyelvterület országaiban – és viszonylag restriktív politikákat – a kontinentális Európában – azonosítva. Konvergenciára utaló elemeket csupán az utóbbi években tudtak azonosítani. Következtetései rámutatnak arra, hogy az új technológiákba – és kiemelten az ICT ágazatba – történő beruházások és a teljes tényezőtermelékenység növekedése az ICT és ICT felhasználó ágazatokban alátámasztja a termelékenység növekedésének OECD országok között mutatkozó különbségét.

Acemoglu és társai (2006) válság előtti következtetései relevánsnak tekinthetők a válság után is a termelékenység növelésének lehetséges módzatai tekintetében. Cikkükben olyan növekedési modellt építettek, ahol a cégek egyrészt másolják és adaptálják a világszinten vezető technológiákat, másrészt önmaguk is innovatív projektekbe kezdenek. Tanulmányukban – a termelékenység növelésének forrását keresve – igazolják, hogy minél közelebb van egy gazdaság a világszinten vezető technológiai színvonalhoz, annál jobban megnő az innováció relatív fontossága az utánzással szemben. Mivel a magas képességű vállalkozók és vállalatok kiválasztása fontosabb az innováció, mint az adaptáció szempontjából, azon országok vállalatai, amelyek távol állnak a világszínvonalú technológiától, beruházás-alapú stratégiát folytathatnak² a termelékenységbeli felzárkózás érdekében, a világszínvonalhoz közel álló vállalatok pedig innováció-alapú stratégiára kellene hogy átváltsanak³.

²Jellemzői: magas átlagos vállalati méret és kor, magas beruházások, de alacsony szelekció.

³Ahol kevesebb lehetőség van másolásra és adaptálásra, fiatalok a vállalatok, kevesebb beruházás, és a vállalkozók erőteljesebb szelekciója jellemző.

Az OECD (2015) tanulmánya három csoportba sorolja a termelékenység vizsgálatánál a vállalatokat: globális viszonylatban legtermelékenyebb vállalatok, országos viszonylatban legtermelékenyebb vállalatok és lemaradó vállalatok. Elemzése azt mutatja, hogy a globális viszonylatban legtermelékenyebb vállalatok termelékenységének növekedése erőteljes maradt, annak ellenére, hogy az összes vállalat átlagos termelékenységének növekedése lassult. Ez a növekvő különbség és ennek csökkentése felvet a fejlesztési politikák számára néhány megoldandó feladatot a következőkkel kapcsolatban: a globális szinten kifejlesztett tudásnak és technológiáknak az országos szinten legtermelékenyebb vállalatok által való adaptálása, a létező technológiának és tudásnak az országos szinten legtermelékenyebb vállalatoktól a lemaradók felé való diffúziója, illetve a tacit tudás hangsúlyozottabb versenyelőnyvé válása a globális viszonylatban legtermelékenyebb vállalatok esetében.

Továbbá az OECD (2015) tanulmánya szerint a globális viszonylatban legtermelékenyebb vállalatok tudásából és technológiájából származó aggregált nyereség növelhető olyan politikákkal, amelyek a szűkös erőforrásokat a legtermelékenyebb vállalatok felé irányítják, ezáltal három fő probléma megoldását célozva: egyrészt több esetben az országos szinten legtermelékenyebb vállalatok közel állnak termelékenység tekintetében a globális szinten vezető vállalatokhoz, viszont méretben elmaradnak ezektől, ezért hatásuk az aggregált termelékenységre alacsonyabb. Másrészt a képességekbeli eltérések viszonylag magas aránya jelenthet problémát, harmadrészt pedig biztosítani kell, hogy a belépő cégek hamar növekedjenek vagy könnyen hagyják el a piacot, elkerülve, hogy ezek kis és „öreg” cégekké váljanak, alacsony termelékenység mellett használva fel a szűkös erőforrásokat. Ez utóbbit vizsgálva Decker és társai (2014) az új start-up vállalkozásoknak a termelékenység-növekedéshez való hozzájárulását mutatják ki, rávilágítva annak szükségességére, hogy a magas termelékenységű fiatal vállalkozások tovább növekedjenek, míg a kevésbé versenyképesek elhagyják a piacot.

Caballero és Hammour (2005) tanulmánya ugyan a válság előtt született, viszont megközelítésük – az addigi recessziókat vizsgálva – már ezt megelőzően a recesszió kettős megközelítésére irányítja a figyelmet. Egyik megközelítés szerint a recesszió önmagában nem kívánatos esemény, viszont akkor, amikor a termelési tényezők termelékenysége alacsony, átstrukturálási lehetőséget jelent viszonylag alacsony alternatív költségek mellett. Másik szempont szerint a recesszió alatti koncentrált felszámolások jelentős erőforráspazarlással járnak, amelyet el kell kerülni.

Oulton és Sebastia-Barriel (2013) a pénzügyi válság hosszú- és rövid távú hatását tanulmányozta a munkatermelékenységre, a tőkére és a kibocsátásra. Annak keresték a magyarázatát, hogy az Egyesült Királyságban regisztrált munkatermelékenység a válság időszaka utáni években miért nem érte el a válság előtti szintet. Ennek megfelelően két hipotézist vizsgáltak 1955–2010 között, 61 országra. Az egyik, hogy a válság után a termelékenység növekedése helyreáll, amint a kereslet is helyreáll. A másik, hogy a válság permanens módon károsítja a gazdaság termelőképességét, mely szerint ha a termelékenység növekedése vissza is tér a válság előtti ütemre, a termelékenység

szintje alatta marad annak az értéknek, ami a válság meg nem történése esetén előrejelezhető lett volna. Eredményeik mindkét típusú hatás egyidejű meglétét igazolták.

Lewis és társai (2014) a tárgyi beruházások csökkenését mutatták ki a válság, illetve a válság utáni időszakban az OECD országokban, - főként a KKV-k esetén -, és különösen azon euro-övezeti országokban, ahol a pénzügyi rendszer gyengébb. Ennek fő okául Baker és társai (2013) alapján a magas szintű bizonytalanság jelölhető meg a jövőbeli potenciális kibocsátások szintjét és növekedési ütemét illetően. Ezzel szemben az OECD (2015) tanulmánya szerint a tudásalapú tőkeberuházás nagyobb rugalmasságot mutat. Aghion és társai (2014) az anticiklikus fiskális politika szerepét emelték ki, ennek pozitív hatását igazolva a hozzáadott értékre, a termelékenységre, a K+F költségekre, elsősorban azokban az ágazatokban, amelyek erőteljesebben támaszkodnak a külső finanszírozásra vagy alacsonyabb a tárgyi eszköz szintjük.

Továbbá az OECD (2015) tanulmánya szerint azok a gazdaságok és vállalatok, amelyek lemaradtak a globális szinten vezető termelékenységu gazdaságoktól és vállalatoktól, a már alkalmazott vezető innovációkkal kapcsolatos tudás-átcsordulás és adaptáció révén is javíthatják versenyképességüket. Ez megteremtheti az alapját az országok közti, termelékenység szintbeli konvergenciának, tekintettel a lemaradók gyorsabb növekedésére, amennyiben a technológiai implementáció és a szervezeti innovációk határtermelékenysége magasabb lesz mint annak a kevésbé szofisztikált technológiának az esetén, amely a már meglévő tőkében testesül meg. Hosszú távon a gazdaságok nem feltétlenül azonos termelékenységi szint fele fognak konvergálni, hanem inkább a termelékenység azonos növekedési rátájához. A termelékenység szintjének konvergenciája országspecifikus jellemzők feltétele lesz, beleértve a politikákat.

Johansson és társai (2013) a hosszú távú – 2060-ig várható – növekedéssel kapcsolatos világszintű előrejelzései kapcsán azt állapították meg, visszatekintve az elmúlt időszakokra, hogy a növekedést főként a teljes tényezőtermelékenység, továbbá a humán- és fizikai tőke intenzitása vezérelte. Megállapításuk szerint a tőke határhozadékának csökkenése mellett az egy munkásra jutó tőke növekedését folyamatos technológiai haladással lehet fenntartani, mely a teljes tényezőtermelékenységben is benne foglaltatik. Ez hosszú távon a – technológiai fejlesztéseken keresztül – meghatározó az egy főre jutó GDP növekedése során. A teljes tényezőtermelékenység növekedését minden országban a technológiai haladás rátája és a gazdaságok azon sebessége vezérli, amilyen gyorsan a gazdaság az új technológiákat integrálni tudja saját strukturális feltételeivel és politikáival összhangban. Ennek megfelelően a teljes tényezőtermelékenységben mutatkozó különbségek az egy főre jutó GDP-beli különbségek fő meghatározói. Történelmileg e különbségek, és, kisebb mértékben a humán tőkében meglévő különbségek számítottak az egy főre jutó GDP-beli, országok közötti különbségek fő okának. Továbbá Johansson és társai (2013) is kiemelik a teljes tényezőtermelékenységben mutatkozó különbségeket az USA, illetve Kelet-Európa, Latin Amerika, valamint a BRIC országok között, de néhány magas jövedelmű országhoz képest is,

mint Japán, Dél-Korea és Svájc. Ezen különbségek fokozatos csökkentésére és az egy főre jutó GDP hosszú távú konvergenciájához, a teljes tényezőtermelékenységet kulcstényezőként azonosították. A növekedésével kapcsolatos előrejelzések a technológiai haladáson alapulnak, melynek üteme Johansson és társai (2013) szerint hosszú távon arra az évi 1,3%-ra tehető a jövőben, amely az 1996-2006-os időszakot is jellemezte a fejlett gazdaságokban. A lemaradó gazdaságok jövőbeli növekedését az aktuális technológiai színvonal, a gazdaságok kereskedelmi nyitottsága és a gazdasági verseny intenzitása határozza meg. A nagyobb kereskedelmi nyitottság megállapításaik szerint növeli a technológiai konvergenciát a technológiai vezetők irányába, fokozva a teljes tényezőtermelékenység növekedését és az innovációt. A termékpiacokon erősödő verseny is hozzájárul a teljes tényezőtermelékenység növekedéshez új vállalatok megjelenése révén – melyek önmagukban új minőséghez vezethetnek –, illetve az inkumbens vállalatokat arra kényszeríthetik, hogy vezető technológiákat adaptáljanak, ugyanakkor ösztönzőleg hathatnak az erőforrások újraelosztásában a termelékenyebb vállalatok és ágazatok irányába (Johansson és társai 2013).

Adalet McGowan és Andrews (2015a) az eltérő képességek hatását vizsgálta a munkatermelékenységre. Eredményeik azt mutatják, hogy a magasabb eltérések alacsonyabb munkatermelékenységgel párosulnak, tekintettel az erőforrások kevésbé hatékony allokálására. Ennek oka az, hogy amikor a túlképzett munkások aránya magas, a termelékenyebb vállalatok számára nehezebbé válik a képzett munkaerő vonzása és piaci részesedés szerzése a kevésbé termelékeny vállalatok rovására. Ugyanakkor az alulképzett munkások magas aránya is alacsonyabb hatékonysággal és termelékenységgel párosítható. Egy másik munkájukban (Adalet McGowan és Andrews 2015b) – az eltérő képességek és politikák közötti kapcsolatot vizsgálva – arra az eredményre jutottak, hogy a képességbeli eltérések összefüggésbe hozhatóak a különböző politikákkal. Az eltérő képességek és a munkatermelékenység közötti negatív kapcsolatból kiindulva a képességbeli eltérések csökkentését egy olyan területnek jelölik meg, ahol a jól kialakított politikák fokozhatják a munkatermelékenységet. A képességbeli különbségek kisebbek azokban az országokban, ahol az erőforrások hatékony újraellokálását elősegítik, ahol a lakáspolitikák nem akadályozza a mobilitást⁴, ahol a bértárgyalások rugalmasabbak, ahol magasabb az élethosszig való tanulásban való részvétel és ahol a menedzseri képességek magasabb szintűek.

Andrews és társai (2015) a globális szinten vezető termelékenységű vállalatok jellemzőit és ezek kapcsolatát vizsgálták a gazdaság többi vállalatával, a globális termelékenységi előnyök diffúziójára fókuszálva és azokra a politikákra, melyek ezt megkönnyítik. Megállapítják, hogy az aggregált termelékenység lassulása ellenére a globális szinten vezető termelékenységű vállalatok termelékenysége rendkívül magas maradt a 2000-es évek során, illetve növekvő különbséget mutattak ki ezek, és a gazdaság többi vállalata között a termelékenység tekintetében. Elemzésük szerint a technológiai diffúzió nagyon egyen-

⁴Például magas ingatlanvásárlási tranzakciós költségekkel vagy szigorú tervezési szabályozással.

lőtlen folyamat. A globális szinten vezető technológiák lemaradó vállalatok felé való diffúziója csak akkor megy végbe, ha ezek az országos szinten vezető termelékenységu vállalatok által már alkalmazkodtak az ország-specifikus körülményekhez. E diffúziós folyamat felgyorsítására vonatkozó eredményeik kapcsán azon politikák szerepét emelik ki, amelyek erősítik a technológia adaptációjával kapcsolatos ösztönzéseket és egy olyan a piaci környezetet teremtenek, amely az erőforrásokat a legtermelékenyebb vállalatok felé allokálja. Emellett rámutatnak arra is, hogy a globális és a nemzeti szinten legtermelékenyebb vállalatok között mutatkozó termelékenységbeli különbségek alacsonyabbak azokban az országokban, ahol magas színvonalú az oktatás és ahol a K+F intenzív ágazatokban a szabadalmak védelme erősebb. Amennyiben a politikák segítik az új technológiák diffúzióját és növelik a vállalatokon belüli termelékenységet, az aggregált előnyök akkor lesznek a legnagyobbak, ha a legtermelékenyebb vállalatok tudják bevonítani a szükös erőforrásokat, és ha ezek növekedni is tudnak (Andrews és társai 2015).

Acemoglu és társai (2013) kimutatták, hogy az inkumbensek K+F tevékenységét és műveleteiknek folytatását célzó politikák önmagukban csökkenthetik a növekedést és a jólétet, mert ronthatják a az új, magas innovativitású vállalatok belépésének esélyeit. Ezek bátoríthatják ugyan az inkumbensek nagyobb beruházásait, termelékenységük növelését és a munkahelyek védelmét, de csökkenthetik az innovációs kedvet úgy az inkumbensek, mint az új belépők esetén és lassíthatják az erőforrások újraallokálását. Az újraallokálás fontosságát mutatja az is, hogy Acemoglu és társai (2013) szerint a szakirodalom az USA termelékenységnövekedésének több mint 70%-át az újraallokálásnak⁵ tulajdonítja. Jelentős javulást látnak viszont lehetségesnek, amennyiben az inkumbensek műveleteinek folytatása adóztatásra kerül, és ezzel párhuzamosan az új belépők és az inkumbensek K+F tevékenysége egyaránt támogatásban részesül. Ezt azzal magyarázzák, hogy az alacsony képességű inkumbens vállalatok túlélésének és terjeszkedésének elősegítése a magas képességű potenciális belépők kárára történhet.

Andrews és Westmore (2014) egy 42 országból álló panel segítségével vizsgálta a menedzseri tőke és az üzleti K+F szerepét a többtényezős termelékenység konvergenciájának elősegítésében. Hosszú távú növekedési modelljük megmutatja, hogy a kereskedelmi nyitottság mellett egy gazdaság konvergenciájának sebessége a teljes tényezőtermelékenység hosszú távú egyensúlyi állapota felé pozitívan függ a menedzseri tőkétől és a hazai K+F ágazattól. Eredményeik szerint, ha ezt a két tényezőt is figyelembe vesszük, akkor a teljes tényezőtermelékenység növekedése a világszinten vezető technológiájú gazdaságok esetén évi fél százalékponttal magasabb, mint az alapszcenário esetén⁶. E két tényező figyelembevétele átrendezi a növekedési perspektívákat ahhoz képest, mintha csak a kereskedelmi nyitottságot vennék figyelembe⁷.

⁵A kevésbé hatékony vállalatok kilépése és a hatékonyabb vállalatok belépése révén.

⁶2060-ig számítva.

⁷Ennek megfelelően például Japán, Németország, Svédország jobban részesülhet a vezető technológiákból, míg Dél- és Kelet-Európában, ahol a tudás alapú tőkeberuházások alacsonyak, ezek a hatások várhatóan sokkal alacsonyabbak lesznek.

Modelljük integráns része a nemzetközi tudásdiffúzió, ezirányban a modell eredménye alátámasztja az OECD hosszú távú projekcióit, megállapítva, hogy a technológiai vezetők növekedésének kulcsszerepe van minden ország hosszú távú, becsült teljes tényezőtermelékenységének szintjében. Rámutatnak, hogy annak ellenére, hogy a globális integráció fokának növekedése várhatóan elősegíti az országok közti tudástranszferet, az új technológiák diffúziója hosszú távú és változó lemaradásokkal is párosulhat, így szerintük a jövőbeli konvergencia folyamat távolról sem egyértelmű és biztos.

A teljes tényezőtermelékenység mérésével kapcsolatban Brandt és társai (2013), (2014) a számítások során a természeti tőke figyelembe vételére hívja fel a figyelmet, arra utalva, hogy az output ezen erőforrások felhasználásának is az eredménye.

Tanulmányunkban összefoglaltuk a termelékenység konvergenciájának kérdéskörét vizsgáló válság utáni szakirodalom egy releváns részét. A feldolgozott szakirodalom rávilágít azokra a tényezőkre és folyamatokra, amelyek befolyásolják a termelékenység jövőbeli alakulását. A termelékenység jövőbeli divergenciájának vagy konvergenciájának kérdése nem dönthető el egyértelműen ezek alapján. Ennek ellenére a feldolgozott szakirodalom alapján úgy tűnik, hogy feltárt befolyásoló tényezők elsősorban a termelékenység tekintetében világszinten vezető gazdaságok és vállalatok számára tűnnek kedvezőbbnek, s ezek a termelékenység divergenciáját fogják hosszú távon erősíteni. A hosszú távú előrejelzések is legfeljebb a termelékenység növekedési rátájának konvergenciájáról beszélnek. A források alapján viszont úgy tűnik, hogy a termelékenység jövőbeli esetleges konvergenciája, elsősorban a megfelelően kialakított – a tanulmányunkban fent részletesebben tárgyalt szempontokat figyelembe vevő – alkalmas politikák és a kereskedelmi nyitottság esetén mégis bekövetkezhet.

Irodalom

1. Acemoglu, D., U. Akcigit, N. Bloom és W. Kerr (2013), "Innovation, Reallocation and Growth", NBER Working Papers, No. 18993.
2. Acemoglu, D., P. Aghion és F. Zilibotti (2006), "Distance to Frontier, Selection and Economic Growth", *Journal of the European Economic Association*, pp. 37–74.
3. Adalet McGowan, M. és D. Andrews (2015a), "Labour Market Mismatch and Labour Productivity: Evidence from PIAAC Data", OECD Economics Department Working Papers, No. 1209.
4. Adalet McGowan, M. és D. Andrews (2015b), "Skill Mismatch and Public Policy in OECD Countries", OECD Economics Department Working Papers, OECD Economics Department Working Papers, No. 1210.
5. Aghion, P. D. Hemous és E. Kharroubi (2014), "Credit Constraints, Cyclical Fiscal Policy and Industry Growth", *Journal of Monetary Economics* 62, pp. 42–58.
6. Andrews, D., C. Criscuolo és P. Gal (2015), "Frontier Firms, Technology Diffusion and Public Policy: Micro Evidence from OECD Countries", OECD Mimeo.

7. Andrews, D., és B. Westmore (2014), “Managerial Capital and Business R&D as Enablers of Productivity Convergence”, OECD Economics Department Working Papers, No. 1137.
8. Arnold, J., G. Nicoletti és S. Scarpetta (2008). “Regulation, Allocative Efficiency and Productivity in OECD Countries” , OECD Economics Department Working Papers, No. 616.
9. Baker, S., N. Bloom és S. Davis (2013), “Measuring Economic Policy Uncertainty”, Chicago Booth Research Paper, No. 2.
10. Bloom, N., R. Sadun és J. Van Reenen (2012), “Americans Do IT Better: US Multinationals and the Productivity Miracle”, *American Economic Review*, 102(1): 167–201.
11. Brandt, N., P. Schreyer és V. Zipperer (2014), “Productivity Measurement with Natural Capital and Bad Outputs”, OECD Economics Department Working Papers, No. 1154.
12. Brandt, N., P. Schreyer és V. Zipperer (2013), “Productivity Measurement with Natural Capital”, OECD Economics Department Working Papers, No. 1092.
13. Brynjolfsson, E, és A. McAfee (2011), *Race Against The Machine: How the Digital Revolution is Accelerating Innovation, Driving Productivity, and Irreversibly Transforming Employment and the Economy*, Digital Frontier Press.
14. Caballero, R. és M. Hammour (2005), “The Cost of Recessions Revisited: A Reverse - Liquidationist View”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 72(2), pp. 313–341.
15. Decker, R., J. Haltiwanger, R. Jarmin és J. Miranda (2014), “The Role of Entrepreneurship in US Job Creation and Economic Dynamism”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28(3), pp. 3–24.
16. Fernald, J. (2014), “Productivity and Potential Output Before, During, and After the Great Recession”, *NBER Macroeconomics Annual 2014*, Vol. 29.
17. Gordon, R. (2012), “Is U.S. Economic Growth Over? Faltering Innovation Confronts the Six Headwinds”, *NBER Working Papers*, No. 18315.
18. Johansson, A. és társai (2013), “Long-Term Growth Scenarios”, OECD Economics Department Working Papers, No. 1000.
19. Lewis, C., N. Pain, J. Strasky és F. Menkyna (2014), “Investment Gaps After the Crisis”, OECD Economics Department Working Papers, No.1168.
20. OECD (2015), “The Future of Productivity”, OECD, Paris, www.oecd.org/eco/growth/OECD-2015-The-future-of-productivity-book.pdf.
21. Oulton, N. és M. Sebastián-Barriol (2013), “Long and short-term effects of the financial crisis on labour productivity, capital and output”, *Bank of England working papers*, 470.
22. Saia, A., D. Andrews és S. Albrizio (2015), “Public Policy and Spillovers From the Global Productivity Frontier: Industry Level Evidence”, OECD Economics Department Working Papers, No. 1238.

PRODUCTIVITY CONVERGENCE OR DIVERGENCE.
POST-CRISIS LITERATURE REVIEW

The main objective of the paper is the review of the post-crisis literature regarding the productivity. Recent studies indicate that convergence in productivity is far from being a fait accompli. Global leaders in productivity appear to be stronger than ever and technology diffusion towards less productive actors and economies meet several obstacles. The paper deals with some of the mechanisms, influencing factors and possible policies behind the expected evolution of the productivity. The paper indicates that divergence is more likely to happen in medium and long term. As for convergence, studies point that, at the most, the convergence in productivity growth rate can be expected, rather than convergence in the level of productivity. Despite these expectations, the paper also presents a series of policy elements which could also bring contribution towards a convergence process.

CONTENTS

CSÓKA, PÉTER – KISS, TAMÁS: The Effect of Interconnectedness in a Homogeneous Banking System	1
SZABÓ, ANDREA: The Role of the Monetary Macro-Fundamentals in Determining the Long Run Behaviour of Exchange Rates of Several OECD Countries	17
BAJALINOV, ERIK – DULEBA, SZABOLCS: An Applicable Method for Seasonal Time Series Analysis: The Introduction of the Walsh-Transform	71
SZŐCS, ATILA – BERÁCS, JÓZSEF: Causal Assessment of Consumer Based Brand Equity as Second Order Latent Variable	99
GYÖRFY, LEHEL: Productivity Convergence or Divergence. Post-Crisis Literature Review	127

TARTALOM

CSÓKA PÉTER – KISS TAMÁS: Az összekapcsoltság hatása a rendszerkockázatra homogén bankrendszerben	1
SZABÓ ANDREA: A monetáris makrogazdasági fundamentumok szerepe néhány OECD ország devizaárfolyamának hosszú távú meghatározásában	17
BAJALINOV ERIK – DULEBA SZABOLCS: A Walsh-transzformáción alapuló módszer az idősorok elemzéséhez	71
SZŐCS ATTILA – BERÁCS JÓZSEF: A fogyasztói márkaérték, mint másodrendű látens változó okozati becslése	99
GYÖRFY LEHEL: A termelékenység konvergenciája vagy divergenciája. A válság utáni szakirodalom áttekintése	127

SZIGMA

Matematikai-közgazdasági folyóirat

A Gazdaságmodellezési Társaság lapja

Főszerkesztő:

BESSENYEI ISTVÁN

PTE Közgazdaságtudományi Kar, H-7622 Pécs, Rákóczi út 80.

Tel.: 72/501-599, Fax: 72/501-553

e-mail: essenyei@ktk.pte.hu

Társszerkesztők:

FÜLÖP JÁNOS

e-mail: fulop@oplab.sztaki.hu

HUNYADI LÁSZLÓ

e-mail: laszlo.hunyadi@office.ksh.hu

KOMLÓSI SÁNDOR

e-mail: komlosi@ktk.pte.hu

KOVÁCS ERZSÉBET

e-mail: erzsebet.kovacs@uni-corvinus.hu

VÍZVÁRI BÉLA

e-mail: vizvari@cs.elte.hu

Szerkesztőbizottság:

CSERHÁTI ILONA, FORGÓ FERENC, LIGETI CSÁK, MELLÁR TAMÁS,
MESZÉNA GYÖRGY, SISAKNÉ FEKETE ZSUZSA, SZÉP KATALIN,
TEMESI JÓZSEF, VÖRÖS JÓZSEF

Terjeszti a Gazdaságmodellezési Társaság. A kiadvány megjelenését az MTA
Könyv- és Folyóiratkiadó Bizottsága támogatta.

ISSN 0039-8128

www.sigma.ktk.pte.hu