

HORVÁTH CSILLA–KREKÓ JUDIT–NASZÓDI ANNA

Kamatátgyűrűzés Magyarországon

Elemzésünkben hibakorrekciós modellek segítségével vizsgáljuk a piaci hozamok és a banki forinthitel- és forintbetéti kamatok közötti transzmissziót az 1997–2004-es periódusra – mind aggregált, mind egyedi banki adatokra vonatkozóan. Lineáris modellünk alapján a rövid lejáratú vállalati hitelek piacán az alkalmazkodás hosszú távon teljes és viszonylag gyorsnak tekinthető. A többi részpiacot azonban részleges és/vagy lassú átárazási magatartás jellemzi, elsősorban a fogyasztási hitelek és lakossági lekötött betétek kamata tűnik ragadósnak.

A bankok átárazására vonatkozó esetleges nemlinearitásokat is vizsgáltuk. Eredményeink szerint a banki kamatok alkalmazkodása függ az egyensúlyi értéktől való eltérés, valamint a hozamváltozás mértékétől. Az átárazás szignifikánsan gyorsabbnak bizonyul egy bizonyos küszöbérték felett, amit a menüköltségek jelenléte indokolhat. Az átárazás sebességét a hozamsokkok iránya is befolyásolja: azt találtuk, hogy a vállalati hitelkamatok lefelé ragadósabbak. A profitmaximalizáló bankok várt viselkedésével ellentétben azonban eredményeink szerint a lakossági betétek a hozamemelkedésre gyorsabban reagálnak, mint a hozamcsökkenésekre. Az eredményekre azonban magyarázatot adhat az a tény, hogy a hozamemelkedések mértéke az elemzett időszakban átlagosan nagyobb volt, mint a hozamcsökkenéseké.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: E43, E52, G21.

Tanulmányunk a monetáris politika gazdasági hatását befolyásoló egyik fontos tényezővel, a piaci és a kereskedelmi banki kamatok közötti kapcsolattal, azaz a kamattranszmisszióval foglalkozik. A monetáris transzmisszió egyik legfontosabb csatornája, a kamatszint változása az egyik kulcskérdése, hogy a jegybank milyen mértékben képes befolyásolni a gazdasági szereplők számára releváns hozamokat és kamatokot, mindegyiket a pénzügyi közvetítésben főszerepet játszó kereskedelmi banki kamatokot.

A kamatszint változása alapvetően három mechanizmuson keresztül fejti ki a beruházásokra és a fogyasztásra gyakorolt hatását. 1. A vállalatok és háztartások kamatváltozásra adott reakciója egyrészt függ a (reál-) kamatváltozás által előidézett *helyettesítési hatás* nagyságától, vagyis a többi megtakarítási és kiadási tétel alternatív költségének relatív változásától. 2. A kamatszint változása megváltoztatja a gazdasági szereplők kamatkidadásait és -betéteit, vagyis a nettó pénzügyi jövedelmét (*jövedelmi hatás*). 3. Végül hatással van

* Köszönettel tartozunk Darvas Zsoltnak, Jakab Zoltánnak, Nagy Mártonnak, Mérő Katalinnak, Vonnák Balázsnak és az MNB-ben megrendezett szakmai viták résztvevőinek hasznos észrevételeikért és tanácsaikért. Az esetleges hibákért kizárólag a szerzőket terheli a felelősség.

Horváth Csilla a Magyar Nemzeti Bank közgazdasági főosztályának munkatársa.

Krekó Judit a Magyar Nemzeti Bank közgazdasági főosztályának munkatársa.

Naszódi Anna a Magyar Nemzeti Bank közgazdasági főosztályának munkatársa.

a reál- és pénzügyi eszközök piaci értékére, s ezáltal a gazdasági szereplők vagyonára (*vagyonhatás*). A jövedelmi és a helyettesítési hatás erősségét is jelentős mértékben befolyásolja, hogy a banki kamatok *milyen sebességgel és milyen mértékben* reagálnak a jegybanki kamatláb változására. A kamatátgyűrűzés tehát fontos szerepet játszik abban, hogy a gazdaság milyen mértékben és milyen késleltetéssel reagál a monetáris politikai lépésekre, ezért a monetáris transzmisszió hatékonyságának szempontjából fontos feltérképezni a pénzügyi közvetítőrendszer legjelentősebb szereplőinek, a bankoknak az árazási szokásait.

A magyar piaci és banki kamatok közötti transzmisszióról eddig több tanulmány is készült. *Világi-Vincze* [1995] az 1991–1995 közötti időszakra vonatkozóan ADL- (*autoregressive distributed lag*) modellek alapján azt találták, hogy a banki kamatok alkalmazkodása a betéti és a hiteloldalon is lassú, a hitelek esetén pedig az igazodás még hosszú távon is messze van a teljestől. A szerzők szerint e tökéletlenségeket a magyar bankrendszerre az 1990-es évek első felében jellemző magas koncentráció mellett a kontárszelekció magyarázza, a hosszú távú paraméter alacsony értéke pedig a hiteladagolást jelezheti. *Árvai* [1998] elemzése szerint a jegybanki kamatváltozásokra azonnal reagáló piaci kamatok és a banki kamatok közötti transzmisszió viszonylag hatékonyra vált az 1995–1998-as időszakra, ami a kamatrések (*spread*) csökkenésében és stabilizálódásában mutatkozott meg. A hitelkamatok felárainak csökkenésében a szerző szerint egyrészt a gazdasági fellendüléssel összefüggésben a visszafizetési kockázat csökkenésének, másrészt a bankszektor fejlődése nyomán a verseny erősödésének volt elsődleges szerepe. *Tóth* [1998] panelbecslés segítségével vizsgálta a banki átárazás sebességét az 1996 és 1998 közötti időszakra. Azt találta, hogy a bankok méretbeli különbségével összefügg az átárazás sebessége. A fenti három tanulmányon kívül a hitel- és betéti kamatok piaci kamathoz való alkalmazkodásának kérdését érinti még *Várhegyi* [2003] a bankok közötti verseny elemzése kapcsán. A banki kamatok változásait nézte a kéthetes BUBOR egyidejű és késleltetett változásival magyarázó regressziók alapján a 2000 januárja és 2003 júliusa közötti időszakban. Eredményei szerint a vállalati hitelkamatok változása jól magyarázható a pénzpiaci kamatokéval és az egyidejű hatás viszonylag erős, míg a lakossági lakáshitel- és különösen a fogyasztói hitel-kamatok jobban elszakadnak a pénzpiaci kamattól. A betéti kamatok meghatározásában is különbség mutatkozik a vállalati és a lakossági szegmens között: a vállalati betéti kamatok nagymértékben és gyorsan alkalmazkodnak a piaci kamathoz, míg a lakossági betéti kamatok esetében a kapcsolat gyengébb.

Tanulmányunkban hibakorrekciós modellek segítségével vizsgáljuk a rövid lejáratú piaci hozam kereskedelmi banki forintkamatokba való átgyűrűzésének sebességét és mértékét, az 1997–2004 közötti időszakra. Mivel a tapasztalatok szerint a jegybanki kamat és a rövid lejáratú piaci hozamok közötti transzmisszió – a jegybanki és a piaci eszközök közötti arbitrázslehetőségnek köszönhetően – gyors és hatékony (*Árvai* [1998]), így a bankközi kamatokra vonatkozó következtetéseinket kiterjeszthetjük a jegybanki lépésekre is.

Fontos megjegyezni, hogy a kamattranszmisszió erősségéből még nem következtethetünk egyértelműen a kamatsatorna erősségére. Azt ugyanis döntő módon befolyásolja a fogyasztási és beruházási kiadások banki kamatokra vonatkozó érzékenysége, valamint az, hogy mi a szerepe más hozamok alakulásának a piaci szereplők döntéseiben. E két tényező elsősorban a háztartások és vállalatok nettó pénzügyi vagyonának nagyságától és szerkezetétől, valamint a nem banki pénzügyi közvetítés szerepétől függ. Magyarország esetében érdemes külön megemlíteni a devizafinanszírozás elérhetőségét és növekvő jelentőségét, ami a banki forinthitelek helyettesítője.

A tanulmány szerkezete a következő. Először a banki kamatok transzmisszióját meghatározó tényezőket ismertetjük, külön hangsúlyt helyezve a pénzügyi struktúra szerepére. Ezt követően a magyar pénzügyi rendszer rövid vizsgálatával felmérjük a kamat-

transzmissziót befolyásoló tényezők helyzetét Magyarországon. Majd ismertetjük az ökonometriai elemzés során felhasznált adatokat és modelleket, s ezt követően a panel- és aggregált adatokon végzett elemzések eredményeit. Végül összegezzük a fontosabb következtetéseket.

A kamatátgyűrűzést befolyásoló tényezők

A klasszikus kiindulópont szerint a tökéletes verseny, tökéletes információ és nulla tranzakciós költségek feltételezése mellett az ár egyenlő a határköltséggel, és az ár határköltség szerinti deriváltja egy. A fenti feltételek megsértése azonban tökéletlenné teszi a határköltség változásához való alkalmazkodást. A transzmisszió tökéletlenségei kapcsán két különböző, bár egymástól nem független és empirikusan nem mindig elkülöníthető kérdést kell vizsgálnunk. Az egyik a transzmisszió mértéke, vagyis hogy hosszú távon mekkora a kereskedelmi banki kamatok határköltség szerinti deriváltja. A másik a transzmisszió sebessége, vagyis az a kérdés, hogy az igazodás a hosszú távú értékhez mennyi időt vesz igénybe.

A következőkben áttekintjük a kamattranszmissziót befolyásoló tényezőket, elsősorban a pénzügyi rendszer szerepét. Ezt követően megnézzük, hogy az elmélet mit sugall a banki kamatok átgyűrűzéséről Magyarországon.

A pénzügyi rendszer szerepe

A kamattranszmisszió mértékét és gyorsaságát befolyásolhatják az adott ország pénzügyi rendszerének szerkezeti és egyéb sajátosságai, amelyek közül a következő tényezőknek van kiemelt szerepe:¹ 1. a banki közvetítés mélysége, a dezintermediáció foka, a tőkepiacok fejlettsége, 2. a piaci koncentráció, a verseny erőssége, 3. a bankrendszer tőkeellátottsága, likviditási helyzete, 4. a monetáris politika és a kamatvolatilitás.

A dezintermediáció foka, a tőkepiacok fejlettsége hatással van a hitelkereslet és a betétkínálat hozamrugalmasságára. A hitelkereslet árrugalmassága várhatóan magasabb (két egyébként azonos gazdasági adottságokkal rendelkező gazdaság közül) abban a gazdaságban, amelyik a fejlettebb pénzpiaccal rendelkezik, hiszen a vállalatok számára a nem banki finanszírozás a bankhitelek helyettesítőjeként működik. Analóg módon a betétkínálat piaci hozamrugalmassága is annál nagyobb, minél bővebb az alternatív befektetési lehetőségek köre. Amennyiben a piaci kamatozású eszközök csak korlátozott helyettesítői a bankbetéteknek, és ezért a betétkínálat nem reagál rugalmasan a piaci hozamok változására, a jegybanki kamatok változása csak kisebb hatást gyakorol a bankok forrás-költségére (Árva [1998]).

A bankok közötti verseny erőssége szintén befolyásolja a betétkínálat és a hitelkereslet kamatrugalmasságát. Mind a bankok és a többi pénzpiaci szereplők közötti, mind a bankrendszeren belüli erős verseny a kamatrések csökkenésének irányába hat, és befolyásolja a kereskedelmi bankoknak a piaci hozam változására vonatkozó reakcióját. A hatás azonban aszimmetrikusan működhet kamatemelés és kamatcsökkentés esetén. A bankok közötti verseny az eszközoldalon a kamatcsökkentésekhez való gyorsabb, a kamatemelésekhez pedig lassabb alkalmazkodással járhat együtt, míg forrásoldalon fordított hatás érvényesül.

Az erős *tőkehelyzetű* és *likvid* bankok kevésbé kénytelenek a monetáris politika válto-

¹ Lásd például Cottareli–Kourelis [1994], Ehrmann és szerzőtársai [2001], Mojon [2000].

zásaihoz alkalmazkodni, mivel a tőke- és a likviditási korlátjuk kevésbé korlátozza lehetőségeiket. A tőkével jobban ellátott és likvidebb bankok az árazásban eltérhetnek a pénzpiaci hozamok változásától, ha más szempontok (például piacszerzés) azt megkívánják, valamint nagyobb mértékben vállalhatnak kockázatot, így például olyan kockázatot is, amely az ideiglenesnek ítélt kamatváltozások mellett a banki kamatok változatlanul hagyásával jár. Megjegyezzük azonban, hogy a kedvezőbb tőke- és likviditási helyzet mellett az optimális árazás egybeeshet a kedvezőtlenebb helyzetben lévő bankok optimális viselkedésével.

A forrásköltség változása által indukált átárazás, tehát az új kamatok meghatározása a bank számára költséges (menüköltségek). Ha a bank ideiglenesnek ítéli meg a forrásköltség változását és az átárazási költség magas, akkor még viszonylag jelentős forrásköltség-változás mellett is megérheti a banknak halogatnia az átárazást. Ez a stratégia azonban veszteséget okoz, ha a forrásköltség nem áll vissza a várt rövid időn belül az eredeti szintjére. A fentiek miatt a bankok átárazási viselkedésére jelentős hatással van az egyes kamatlépések várakozásokra gyakorolt hatása, például a *kamatvolatilitás* mértékének alakulásán keresztül. Volatilibb kamatalakulás csökkentheti az alkalmazkodás sebességét/mértékét, ugyanis a bankok a változást nem feltétlenül tekintik tartósnak.

A pénzügyi rendszer hatása a kamattranszmisszióra Magyarországon

Empirikus vizsgálódásunk első lépéseként áttekintjük a magyar pénzügyi rendszer azon jellemzőit, amelyek befolyásolhatják a kamattranszmisszió nagyságát. *Mojon* [2000] szerint e tényezők vizsgálata azért is különösen fontos, mivel jelentős részük olyan intézményi adottság, amely az EMU-csatlakozást követően is csak lassan, fokozatosan változik, előrevetítve a kamattranszmisszióban meglévő különbségek fennmaradását.

Dezintermediáció. A lakossági betéteket helyettesítő alternatív befektetésekhez való hozzáférés, azaz a háztartásbetét-kínálat kamatrugalmasságának megítéléséhez érdemes megvizsgálni a lakosság pénzügyi megtakarításainak struktúráját. 2002-ben a lakossági betétállomány a háztartások üzletrészeket is tartalmazó pénzügyi eszközeinek mindössze 31 százalékát, míg az üzletrészek nélkül számolt eszközök 43 százalékát tette ki, amely arány nem tér el az európai országokra jellemző szinttől (1. táblázat).

1. táblázat

A bankbetétek aránya a háztartások pénzügyi eszközeiben, 2002

Ország	Százalékarány
Belgium	26,1
Németország	33,3
Spanyolország	36,5
Franciaország	28,3
Hollandia	19,7
Ausztria	52,1
Portugália	44,1
Finnország	32,5
Svédország	13,6
Norvégia	32,4
Magyarország	31

Forrás: Eurostat, MNB.

A betétek aránya emellett folyamatosan csökkenő tendenciát mutat: az elmúlt öt évben a betétek részaránya csaknem 10 százalékponttal mérséklődött, ami a nem banki befektetések fokozatos térnyerését mutatja. E csökkenés nem a közvetlen tőkepiaci befektetések, hanem mindenekelőtt az életbiztosítási díjtartalékok és a pénztári vagyon javára történt, amelyben a dezintermediáció általános tendenciája mellett komoly szerepe lehetett az megtakarítási formákat érintő adókedvezményeknek is. Mindez azt mutatja, hogy a háztartások számára elérhető az egyéb befektetési formák is, amelyek a bankbetétek helyettesítőjeként szolgálhatnak. E tény azonban önmagában még nem jelenti feltétlenül azt, hogy a betétek hozamrugalmassága magas.

Az eszközoldal tekintve a banki és nem banki pénzügyi rendszer közötti verseny szempontjából a kép vegyes. Egyrészt *Magyarországon a tőkepiaci finanszírozás szerepe elhanyagolható*. A GDP-arányos tőkepiaci kapitalizáció még az alapvetően banki típusú pénzügyi rendszerekkel rendelkező EMU-országokra jellemző átlagnak is kevesebb mint 30 százaléka, különösen a vállalati kötvény piac elmaradott. A jövőre vonatkozóan továbbra is várható, hogy fennmarad a bankszektor dominanciája a vállalatfinanszírozásban – mindenekelőtt a hazai tőkepiac fejlődése előtt álló korlátok miatt. Mindemellett a pénzügyi közvetítés folyamatosan mélyül.

Ugyanakkor a vállalati szektor teljes hitelállományának több mint 30 százaléka közvetlen külföldi hitel – zömmel bankhitel –, a hazai bankszektortól felvett devizahiteleket is figyelembe véve pedig a vállalati hitelek több mint 55 százaléka devizában denominált (2. táblázat). Vagyis a vállalatok – elsősorban a nagyvállalatok – könnyen tudják helyettesíteni a hazai forintban denominált bankhiteleket. A banki finanszírozás dominanciája a hitelkereslet alacsony, míg a külföldi hitelek elérhetősége – legalábbis a nagyvállalati körben – a kereslet magas kamatrugalmasságának irányába hat.

2. táblázat

A vállalati és a háztartási szektor hiteleinek és betéteinek deviza-összetétele, 2003. december

Megnevezés	Nem pénzügyi vállalati szektor		Háztartások	
	hitel	betét	hitel	betét
Belföldi bankok, forint	44	54	97	87
Belföldi bankok, deviza	29	12	3	13
Külföldi bankok, deviza	27	34	–	–
Összesen	100	100	100	100

Forrás: MNB.

Bankok közötti verseny. A bankok közötti verseny egyik indikátora a bankrendszer koncentrátságát mérő mutatók köre. Magyarország az öt legnagyobb bank összes eszközbeli részesedését, illetve a Herfindahl-indexet² tekintve is az euróövezet országainak középmezőnyében helyezkedik el, ez utóbbi 1000 körüli értéke még éppen versenyzőinek tekinthető piacot tükröz (3. táblázat). A fenti összetett mutatók azonban elrejtik a különböző részpiacok között lévő versenybeli különbséget. Például azt, hogy a vállalati üzletágban a verseny kifejezetten erősnek mondható, a Herfindahl-index e szegmensben az elmúlt években 700–800 körül alakult, amely a vállalati hitelkamatok rugalmasabb alkalmazkodásának irányába hat. A lakossági üzletágban azonban alacsony a verseny

² A Herfindahl-index a piacon jelenlévő bankok százalékban kifejezett piaci részesedésének a négyzetösszegét jelenti, részletesebben lásd *Hunyadi-Vita* [2002].

foka, amelyet a Herfindahl-index magas, 2000 fölötti értéke jelez.³ Fel kell hívnunk a figyelmet, hogy e mutatók nem feltétlenül tükrözik jól a versenyhelyzetet, ugyanis azt más tényezők, például a belépési korlátok,⁴ illetve a dereguláció is befolyásolja (Móré-Nagy [2003], Mojon [2000]).

3. táblázat

Koncentráció az euróövezet országainak bankszektoraiban, 2002

Ország	Az öt legnagyobb bank együttes piaci részesedése a mérlegfőösszeg alapján	Herfindahl-index
Ausztria	46	548
Belgium	82	
Dánia	68	
Finnország	79	2000
Franciaország	45	
Görögország	67	1125
Hollandia	83	1700
Írország	46	486
Németország	20	150
Olaszország	54**	
Portugália	81**	1000
Spanyolország	53	870
<i>Euróövezet átlaga</i>	39	640
Svédország	63	
Anglia	30	
Egyesült Államok*	27	
Japán*	30	
Magyarország	58	950

* 2000.

** Az öt legnagyobb bankcsoport részesedése.

Forrás: ECB [2002].

A vállalati szegmenst jellemző erős verseny következtében a bankváltás költségessége Magyarországon jelenleg nem okoz ragadós kamatalkalmazkodást. A bankok ugyanis jellemzően nem hárítják át a bankváltással kapcsolatos költségeket a vállalatokra – sőt, a jobb adósok számára külön ösztönzőket kínálnak –, így e költségek nem csökkentik a vállalati hitelkereslet kamatrugalmasságát. Ezt támasztja alá az is, hogy a vállalatok gyakran több bankkal állnak kapcsolatban, ami várhatóan még kevésbé teszi költségessé a bankváltást a vállalatok számára, s ezáltal a rugalmasabb hitelkeresleti alkalmazkodás irányába hat. A lakossági üzletágban ugyanez nem mondható el – ott a kedvezőbb hozamot kínáló bank vagy más alternatív befektetési formák keresésével kapcsolatos költségek feltehetően csökkentik a betétkínálat és a hitelkereslet hozamrugalmasságát.

Kamatalakulás. A magyarországi – más országokhoz és az alkalmazott kamatmarzsokhoz képest is – nagy kamatváltozások elvben a jobb transzmisszió irányába hathatnak, hiszen

³ Az OTP Bank domináns szerepet tölt be ebben az üzletágban. Ezzel összhangban az OTP rendelkezik a teljes betétállomány jelentős részével.

⁴ A lakossági üzletágban jelentős belépési korlátnak számít a fiókhálózat költséges kiépítése.

a profitmaximalizáló bankoknak a nagy kamatváltozásokra érdemes azonnal reagálniuk, ellentétben a kisebb 25–50 bázispontosokkal, amelyek a kamatmarzson belül vannak. Az – elsősorban 2003-ban jellemző – magasabb kamatbizonytalanság, volatilis kamatalakulás ugyanakkor a gyors kamattranszmisszió ellen hat, a nem tartós kamatváltozásokra a bankok ugyanis kevésbé reagálnak.

Magyarországon a jegybanki alapkamat csökkenő trendjét a csökkenő infláció és a Gazdasági és Monetáris Unióhoz való csatlakozással együtt járó kamatkonvergencia alakítja. A trend azonban bizonytalan, részben mivel a csatlakozás tervezett időpontja még változhat, valamint előfordulhat a trendtől való eltérés is, ahogy azt a 2003 második felében megvalósult jegybanki kamatemelés⁵ is példázza. A kamatcsökkenésre vonatkozó általános várakozás a kereskedelmi bankok felfelé merev kamataiban tükröződhet.

Likviditás. Az 1990-es évektől kezdődő intervenciók következtében a magyar bankrendszer strukturális likviditástöbblet jellemzi, bár ez a likviditástöbblet nem egyenletesen oszlik meg az egyes bankok között. A likviditástöbblet nagyobb mozgásteret enged a bankoknak árazásuk kialakításában: például a piaci kamatok emelkedésével a bankok kevésbé kényszerülnek a betéti kamatok gyors és teljes kiigazítására. Ugyanakkor a jelenséget a betétekért folyó verseny erőssége is befolyásolja. A bankrendszer likviditása fokozatosan szűkült az elmúlt években – ez a tendencia segíti az átállást a passzív oldali monetáris szabályozásról az aktív oldalra. A likviditás szűkülésének várható folytatódása, illetve az aktív oldali szabályozásra való áttérés erősíthetik a kamattranszmissziót.

Hitelezési kockázat. A kontraszelekció problémája fokozottan jelentkezhet a magyar bankrendszerben, szemben a fejlettebb országokkal, mivel a hitelfelvevők általában rövidebb hiteltörténettel rendelkeznek, s az egyes ügyfelekhez tartozó hitelkockázatot nehezebb megállapítani. A rövidebb vagy egyáltalán nem létező hiteltörténet oka egyszerűen az, hogy a pénzügyi közvetítés mélysége bár növekvő tendenciát mutat, mégis alacsonyabb, mint a fejlett országokban. Az ügyfelek kockázatának felmérését kedvezőtlenül érinti az is, hogy nem sikerült – adatvédelmi aggályok miatt – pozitív lakossági adóslistát felállítani, amiben a bankok a szerződés szerint teljesítő ügyfelek hiteltörténetét vezethetnék, és az összegyűjtött információkat hasznosíthatnák a hitelezési döntéseik során.

A hitelek és betétek átárazódási sebessége és lejárata. A kamattranszmisszió erősségének megítéléséhez az új hitelek kamatait vizsgáltuk, ugyanakkor a transzmissziót nemcsak az új hitelek kamatai befolyásolják – hiszen a kamatváltozások jövedelmi hatását tulajdonképpen nemcsak az új, hanem a teljes meglévő hitel/betétállomány kamatának változása határozza meg. A kamattranszmisszió sebességét az új hitelek ára mellett az is befolyásolja, hogy mekkora a meglévő állomány átárazási sebessége: minél nagyobb a rövid lejáratú és/vagy a változó kamatozású hitelek aránya, annál gyorsabb a kamattranszmisszió.

A hosszú lejáratú hitelek aránya nemcsak az átárazódás ideje miatt érdekes, hanem azért is, mert a hosszabb lejáratú hitelek árazásában feltehetően nem a rövid, hanem a hosszabb piaci hozamok tekinthetők meghatározónak, így e hitelek esetében a transzmissziót az is befolyásolja, hogy a jegybanki lépések hogyan hatnak a hosszabb távú hozamokra.

Magyarországon európai összehasonlításban rövid a hitelek és a betétek lejárata, nagy a változó kamatozású termékek aránya – akárcsak a többi kevésbé fejlett, nagyobb inflá-

⁵ Az utóbbi három kamatemelés során 2003 június 11-én 6,5 százalékról 7,5 százalékra nőtt a jegybanki alapkamat, majd 2003. június 19-én 9,5 százalékra és végül 2003. november 28-án 12,5 százalékra.

ciós és kamatbizonytalansággal jellemezhető országban. 2001-ben a teljes hitelállomány 95 százaléka egy éven belüli átárazódási periódusú volt, ez az arány 2002 végére, az állami támogatású jelzáloghitelek felfutása mellett is csak 88 százalékra csökkent (*MNB* [2003]). Feltételezve, hogy a vállalati folyószámlahitelek mind éven belül átárazódnak, a 2003-ban kötött új vállalati hitelszerződések körülbelül 99 százaléka volt éven belüli átárazódású,⁶ és ez az arány hasonló a 2000–2003 között kötött vállalati és lakossági betéti szerződések esetén is.

Az európai országok közül szintén a kevésbé fejlett, illetve nagyobb inflációs múltú országokra (Spanyolország, Olaszország, Görögország) jellemző a rövid lejáratú és/vagy változó kamatozású hitelek magas aránya (*Ehrmann és szerzőtársai* [2001]). Az infláció mérséklődésével és a makrogazdasági stabilitás erősödésével a hitelügyletek lejáratára feltehetően nőni fog, ami a rövid lejáratú instrumentumhoz kötődő jegybanki alapkamat és az átlagos hitelkamat közötti kamattranszmisszió gyengülésének irányába hathat.

Stilizált tények az árazásról

A makroszintű kamatviselkedést mutató átlagos banki kamatadatok kvalitatív vizsgálata alapján megfogalmazható pár fontos stilizált tény a bankok átlagos átárazási szokásait illetően.

A hitel- és betétkamatok bankrendszeri átlagának vizsgálata

Az átlagos rövid lejáratú hitelkamatok és a betéti kamatok alakulásából négy fontos stilizált tény rajzolódik ki.

1. Szembetűnő, hogy mind a hitelkamatok és a piaci hozam, mind a piaci hozam és a betéti kamatok közötti kamatrés változik a piaci hozamok változásakor (*1. ábra*). A hitelkamatok és a piaci kamat közötti kamatrés negatívan, a piaci-betéti kamatrés pedig pozitívan korrelál magával a piaci hozammal. Ez arra utal, hogy a bankok ügyfélkamatainak igazodása a piaci hozamhoz nem tökéletes, bár hozzá kell tennünk, hogy az ábráról nem állapítható meg egyértelműen hogy csupán lassú vagy részleges alkalmazkodásról van-e szó. A fordulópontok vizuális vizsgálata alapján az alkalmazkodás semmiképpen sem tűnik azonnalinak.

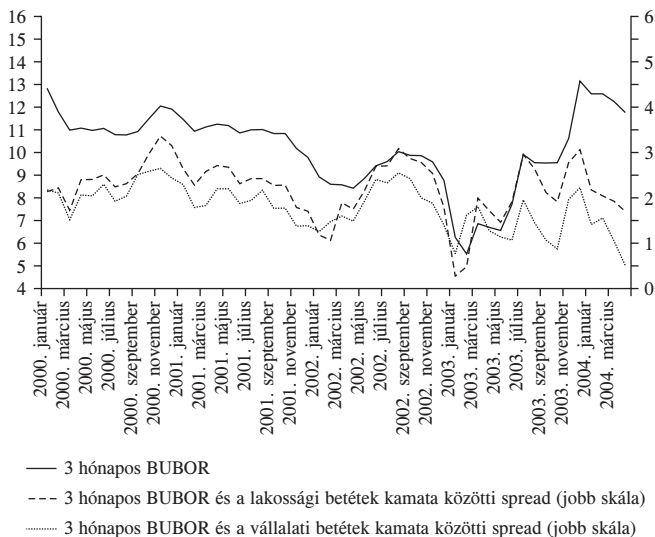
2. A kamatrés és a piaci hozam közötti kapcsolat erőssége azonban eltérő az egyes részpiacok között. Egyrészt a betéti oldalon különbség mutatkozik a vállalati és a lakossági részpiacok között. A lakossági rövid lejáratú betéti kamatok kisebb mértékben reagálnak a piaci hozam változásaira, mint a vállalati rövid lejáratú betétek kamatai, ami a piaci hozamhoz viszonyított kamatrés nagyobb volatilitásában, valamint a kamatrésnek a piaci hozammal való szorosabb korrelációjában érhető tetten. A lakossági betéti kamatok átlagosan alacsonyabbak a vállalati betéti kamatoknál, ami a vállalati források piacán lévő erősebb versenyt tükrözheti.

3. A piaci hozam és a lakossági betéti kamat között lévő eltérés volatilibb a vállalati rövid lejáratú hitelek kamatánál, a lakossági betéti kamatok kevésbé igazodnak a piaci hozamhoz, mint a vállalati hitelkamatok. Így összességében a legfontosabb forrást jelentő lakossági betétek hozama és a vállalati rövid lejáratú hitelkamatok közötti marzs szín-

⁶ A folyószámlahitelek az összes vállalati hitel csaknem 75 százalékát tették ki a 2003-ban kötött új hitelszerződéseknek. A folyószámlahitelek lejáratú struktúrájáról nincs információnk, feltételezhetően azonban rövid, jellemzően éven belüli átárazódásúak.

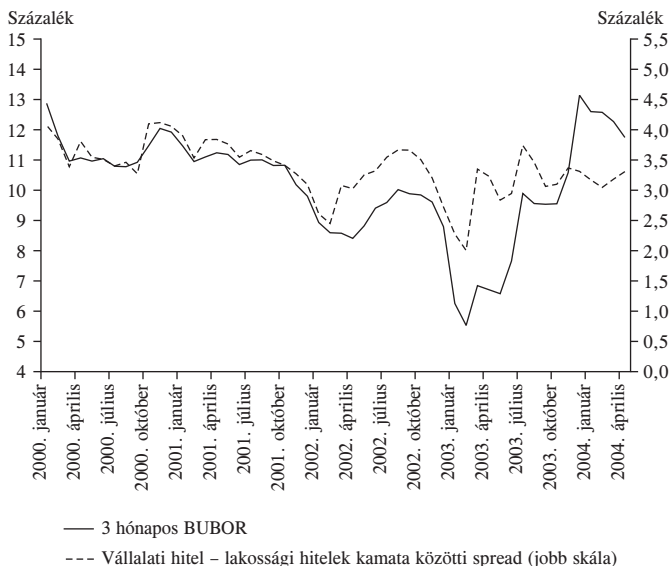
1. ábra

A három hónapos BUBOR, valamint a három hónapos BUBOR és az átlagos rövid lejáratú vállalati, illetve lakossági betéti kamat közötti különbség



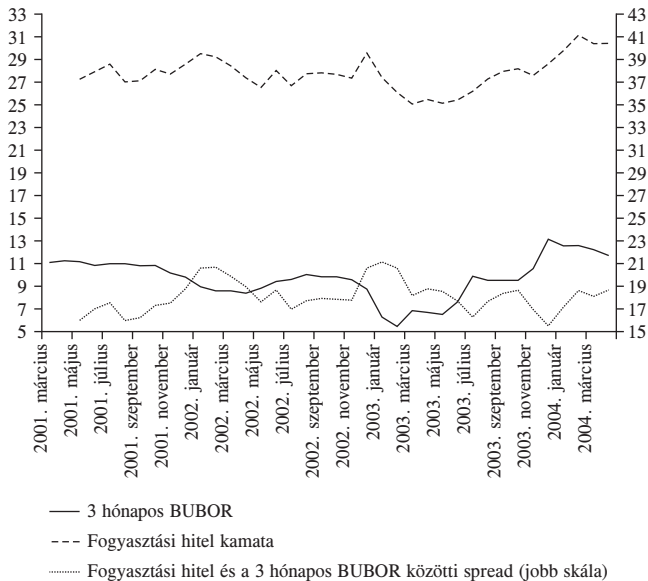
2. ábra

A vállalati hitelek és a lakossági betétek kamata közötti különbözet és a három hónapos BUBOR



3. ábra

A fogyasztási hitelek átlagos hitelköltség-mutatója és a három hónapos BUBOR, valamint a köztük lévő különbség



tén pozitív kapcsolatot mutat a piaci hozammal (2. ábra). (A korrelációs együttható a BUBOR és a teljes marzs között: 0,68.) E szerint a bankok profitja szintén együtt mozog a piaci hozammal, vagyis, a magasabb hozamok magasabb profittal járnak a bankok számára.

4. Végül megvizsgáltuk a fogyasztási hitelek hitelköltségének alakulását. A fogyasztási hitelek költsége – szemben a vállalati hitelekkel – nagymértékben, 15–20 százalékponttal haladják meg a piaci hozamot (3. ábra). A fogyasztói hitelek kamata láthatóan kevésbé korrelál a piaci hozammal, amelynek az is lehet a magyarázata, hogy a fogyasztási hitelek egy része hosszabb lejáratú, így a rövid lejáratú hozammal való összevetés félrevezető lehet. Mindazonáltal feltételezhető, hogy minél kisebb a forrásköltség súlya a hitelkamat szintjében más tényezőkhöz (például a hitelkockázatra reflektáló prémiumhoz) képest, annál gyengébb a kapcsolat a piaci hozammal.

Lineáris ökonometriai elemzés

Adatok és a becslés módszere

A hazai kamatok alkalmazkodását egyrészt aggregált, másrészt pedig banki (panel) adatokon vizsgáltuk, első lépésben egy egyszerű hibakorrekciós modell (*error-correction model, ECM*) segítségével. 1997. január és 2004. április közötti aggregált havi adatokon vizsgáltuk a rövid lejáratú (maximum egyéves lejáratú) vállalati hitel és betéti, valamint lakossági betéti kamatok alkalmazkodását. A fogyasztási hitelköltség alakulásáról csak 2001 májusától áll rendelkezésünkre adat, ezért ezen a piacon az elemzést e szűkebb időszak adatai alapján végeztük el. Banki szintű adatok pedig csak a vállalati kamatokra állnak rendelkezésünkre a 2001 januárjától 2004 januárjáig tartó időszakra.

Egy egyszerű hibakorrekciós modellből kiindulva a piaci és a banki hozam közötti kapcsolat a következőképpen írható fel:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \sum_{k=0}^K \beta_k \Delta r_{t-k} + \sum_{l=1}^L \xi_l \Delta i_{t-l} + \gamma (i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu_n) + \varepsilon_{n,t}, \quad (1)$$

ahol az n index az n -edik bankot jelöli, $i_{n,t}$ az n -edik banki hitel- vagy betéti kamatát a t -edik időszakban, r_t pedig a t -edik havi piaci kamatlábat. Az egyensúlyi egyenletben levő μ_n jelöli a piaci és a banki kamatok között lévő kamatrést. A δ_n érték mutatja a hosszú távú kapcsolatot a piaci kamatláb és például a rövid távú hitelek kamatai között. A β_k ($k = 1, \dots, K$) paraméterek mutatják a banki kamatok alkalmazkodását a piaci kamatok változásához, a ξ_l -ek ($l = 1, \dots, L$) pedig az autoregresszív paraméterek.

A modellben a hosszú távú kapcsolatot az $i_t = \mu + \delta r_t$ egyenlet fejezi ki. Ebből átalakítva kapjuk a $i_t - r_t = \mu - (1 - \delta) r_t$ kifejezést a kamatfelárra vonatkozóan, ami állandó, ha $\delta = 1$, vagyis, ha teljes az átgyűrűzés, ám ha $\delta < 1$, azaz ha az átgyűrűzés csak részleges, akkor a kamatfelár változik az r_t függvényében.

E specifikáció nagy előnye, hogy az egyenletből a megfelelő hosszú és rövid távú kapcsolatokat bemutató paraméterek közvetlenül megkaphatók. A hosszú távú egyensúlyhoz (egy időegységgel korábban) történő alkalmazkodás gyorsaságát a γ paraméter mutatja. A becslült egyenlet akkor értelmezhető közgazdaságilag, ha ennek az értéke negatív. A 2003. január 17-étől február 25-éig tartó, a spekulációs támadás nyomán az irányadó instrumentumra (kéthetes betét) bevezetett mennyiségi korlátozás és a kamatfolyosó-szélesítés miatt a rövid és a hosszú távú kapcsolatot kifejező egyenletbe 2003 januárjára és februárjára bevittünk egy-egy dummy változót.

Ezt az egyenletet az Engle–Granger-féle két lépcsős eljárás szerint becsljük (Engle–Granger [1987]); először az egyensúlyt jelentő egyenlet: $i_t = \mu + \delta r_t$ paramétereit, majd az ebből az egyenletből kapott $ect_t = i_t - \hat{\mu} - \hat{\delta} r_t$ hibatagot behelyettesítve becslhetjük az (1) egyenletet.

A becsléseket az egyedi banki és az aggregált adatokon is elvégeztük. A jóval több információt hordozó és az egyedi banki adatok aggregálásából eredő problémákat kiküszöbölő panelregressziók mellett az aggregált adatokon végzett becsléseket több tényező is motiválta. Az aggregált adatokra vonatkozóan hosszabb a mintaidőszak. A lakossági hitel és betéti kamatokról csak aggregált szinten állnak rendelkezésünkre megfelelő adatok, így a lakossági piacokon való alkalmazkodás mérését csak aggregált adatokon tudjuk elvégezni.

Az egyszerű hibakorrekciós modell eredményei

Az aggregált adatokon végzett vizsgálat eredményei. Az aggregált adatokon végzett becslésekhez az előző fejezetben bemutatott, a stilizált tények megfogalmazásához is alkalmazott rövid lejáratú vállalati hitel- és betéti kamatok adatait használjuk, az 1997 januárjától 2004 áprilisáig, valamint lakossági átlagos hitelköltség adatokat a 2001 májusától 2004 áprilisáig tartó periódusra. Az egységgyök- és a kointegrációs próbák alapján minden kapcsolatot egyszerű hibakorrekciós modellel vizsgálhatunk meg. A gyenge exogenitásra vonatkozó próbák szerint egyegyenletes modellek keretein belül elemezzük a kamatok közötti kapcsolatot. A modellszelekció során maximálisan három hónapos késleltetéssel, valamint a nem szignifikáns változókat sorra kihagyva, eljutottunk a végleges modellhez. Az eredmények a 4. táblázatban találhatók.⁷

⁷ Az elemzést elvégeztük egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjegyhozam idősorával is. A 4. táblázat a három hónapos BUBOR-ral kapott eredményeket mutatja.

4. táblázat

Aggregált adatokon becsült regressziók eredményei (1997. január–2004. április)

Megnevezés	Vállalati hitelek	Vállalati betétek	Fogyasztási hitelek ^a	Lakossági betétek
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet ^b				
Konstans (μ)	1,26***	-0,56*	20,03***	-0,76***
δ	0,98*** (0,03)	0,87*** (0,02)	0,81*** (0,17)	0,86*** (0,02)
Teljes átgyűrés? ($\delta = 1$?)	igen	nem	igen	nem
Korrigált R^2	0,95	0,95	0,10	0,96
A dinamikát kifejező hibakorrekciós modell				
α	0,00	0,00	0,00	0,00
Azonnali hatás (β_0)	0,67***	0,64***	0,05	0,41***
γ	-0,56***	-0,32***	-0,54***	-0,34***
Korrigált R^2	0,88	0,72	0,44	0,64
A hosszú távú igazodás				
80 százaléknak ideje (hónapok)	2	2	4	3
T	88	88	36	88

* Szignifikáns 10 százalékon, ** szignifikáns 5 százalékon, *** szignifikáns 1 százalékon.

^a A lakossági hitelek közül csak a fogyasztási hitelek adatait használjuk fel az előbbieken már említett okok miatt, és a becslések nem a szerződés szerinti kamatlábra, hanem az átlagos hitelköltség mutatójára vonatkoznak. Erről csak 2001 májusától áll rendelkezésünkre adat.

^b A hosszú távú kapcsolat vizsgálatára a *Pesaran–Shin* (1997) által javasolt ARDL modellt alkalmaztuk, ahol a standard hibákat az úgynevezett Bewley-regresszió segítségével kaptuk meg (*Bewley* [1979]).

A mintaidőszak havi frekvenciájú adatokat tartalmaz 1997 januárja és 2004 áprilisa között.

A becslést elvégeztük egy rövidebb, 2001 májusában kezdődő mintaidőszakra vonatkozóan is, az eredmények azonban nem mutatnak jelentős eltérést, ami azt sugallja, hogy nem történt lényeges változás a bankok árazási viselkedésében a kilencvenes évek második feléhez viszonyítva, s az áralkalmazkodást nem változtatta meg az inflációs célkitűzés rendszerére való átállás sem. Az egyetlen érdemi eltérés a vállalati betétek transzmissziójában mutatkozik: a rövid mintán becsülve a hosszú távú paraméterre egyhez közeli eredményt kapunk, vagyis teljes az átárazás, a becslés standard hibája azonban jelentősen megnőtt.

Az 1997-ben kezdődő mintán végzett becslések alátámasztják az ábrák alapján tett megállapításokat, emellett lehetőséget nyújtanak a hosszú távú és az igazodási hatások elkülönítésére is. Az eredmények szerint különbség mutatkozik a vállalati és a lakossági kamatok árazásában: a vállalati hitelek és betétek esetén valamelyest magasabb az alkalmazkodás mértékét mutató hosszú távú paraméter, az alkalmazkodás sebessége pedig határozottan gyorsabb, mint a lakossági szegmensben. Csak a rövid lejáratú vállalati hitelek esetén közelíti meg a hosszú távú paraméter az egyet, vagyis eme instrumentum esetében teljes átgyűrésről beszélhetünk. A többi instrumentumnál a paraméter értéke jóval egy alatt marad, ami részleges alkalmazkodást sugall, bár a fogyasztási hitelre – feltehetően a többi kamatnál jóval rövidebb mintaidőszaknak tulajdonítható, rendkívül magas standard hiba miatt – 5 százalékos szinten nem vethető el a teljes átgyűrés. A vállalati rövid lejáratú hitelek és betétek esetén az igazodás sebessége viszonylag gyorsnak tekinthető, a hosszú távú alkalmazkodás zöme (több mint 80 százaléka) már két

perióduson belül megtörténik. Mindez a vállalati szegmensre jellemző viszonylag erős versenyt tükrözheti.

Érdekes megfigyelni, hogy a lakossági és vállalati betéti kamatok alkalmazkodásában már említett különbség nagyobb részt az alkalmazkodás eltérő sebességének, kevésbé a hosszú távú igazodás mértékének tulajdonítható. A rendkívül magas felárat tartalmazó fogyasztási hitelkamatok az alkalmazkodás mértékének és sebességének tekintetében is kirívóan tökéletlen átárazási viselkedést mutatnak, ami a lakossági hitelkereslet alacsony kamatérzékenységét mutatja.

A panelbecslés eredményei. A paneladatokra vonatkozóan a külön-külön elvégzett egységgyökpróbák alapján egy kivétellel az összes banki rövidhitel-idősorunk I(1) folyamatnak bizonyult, akárcsak az egy és három hónapos BUBOR és a három, hat és tizenkét hónapos kincstárjegyek hozamainak időszora. Hasonló következtetésre jutottunk a *Levin és szerzőtársai* [2002], valamint *Im és szerzőtársai* [2003] panel-egységgyökpróbák lefuttatásakor is. A *Kao* [1999] panel kointegrációs próba alapján nem tudtuk elvetni a kointegráció nullhipotézisét sem a vállalati hitel-, sem pedig a vállalati betéti kamatokra vonatkozóan.

A hosszú távú kapcsolatot és a dinamikát leíró egyenletek panelbecslése előtt még vizsgáltuk, hogy bankonként azonosnak tekinthetők-e a meredekségi és a konstans paraméterek.⁸ Az *F*-róbák a bankspecifikus konstans (a bankok eltérő kamatréssel dolgozhatnak) szükségességét, valamint az azonos meredekségeket sugalmazzák a hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet esetén a vállalati hitelekre és betétekre vonatkozóan is. A későbbiekben ismertetett, dinamikát kifejező (2) egyenletre szintén el tudjuk fogadni az azonos meredekségi paraméterek feltételezését. A konstans is azonosnak találjuk az összes bankra, és a várakozásoknak megfelelően nem szignifikánsnak.

A fentiek alapján a hibakorrekciós panelmodell becslését többféleképpen is elvégeztük.

1. Először a vállalati betétekre és hitelekre vonatkozó hosszú távú egyensúlyt kifejező összefüggést vizsgáltuk, a kamatrésnél megengedtünk egy időben állandó bankspecifikus hányadot. A *modell* fix hatású (*fixed effect*) becsléssel végeztük, azonban a hosszú távú kapcsolat és a dummyk paramétereit azonosnak vettük minden bankra.⁹ A *hibakorrekciós egyenletet* ezzel szemben állandó hatású modellben, legkisebb négyzetek módszerével (OLS-sel) becsültük, vagyis az összes paramétert azonosnak tekintettük az egyes bankokra (*Weth* [2002]). Erre az eljárásra a későbbiekben, mint FE–OLS (*fix hatású–legkisebb négyzetes*) módszerre hivatkozunk.

2. A második eljárás szerint, az első lépésben megkapott hosszú távú (fix hatású modell alapján becsült) egyenletből csak a meredekségi paramétert felhasználva, az $ect_{n,t} = i_{n,t} - \hat{\delta} r_t$ kifejezés visszahelyettesítésével becsüljük a rövid távú alkalmazkodás paramétereit. Ekkor mind a hosszú távú alkalmazkodást, mind pedig a rövid távú reagálást kifejező egyenletet fix hatású modellel becsüljük. A későbbiekben, erre az eljárásra, mint FE–FE (*fix hatású–fix hatású*) hivatkozunk.

3. A fenti eljárás második lépcsője erősen torzított paraméterekhez vezethet rövid panelek esetén, ha dinamikus panelmodellt becslünk, ám ahogy a rendelkezésre álló időperiódusok száma nő, a torzítás egyre csökken. Ezért, ha „rövid” paneladatsor áll rendelkezésre, az általánosított momentumok módszerét (*Generalized Method of Moments*,

⁸ Továbbá az egyes bankokra egyenként becsüljük a hibakorrekciós egyenletet. Így képet kapunk az egyes bankok átárazásáról, ami betekintést nyújt a kamatgyűrűzésre; másrészt lehetőséget ad a paraméterek bankok közötti heterogenitásának a vizsgálatához, s ezáltal annak megítéléséhez, hogy feltételezhetjük-e a modellparaméterek bankonkénti azonosságát, vagyis alkalmazhatunk-e szokásos panelmodelleket. A bankonkénti becslések értelmezésekor azonban nem szabad megfeledkeznünk arról, hogy viszonylag kevés megfigyelés áll rendelkezésünkre a hosszú távú kapcsolat és a dinamikus alkalmazkodás méréséhez.

⁹ Az aggregált adatokon végzett elemzéshez hasonlóan, itt is bevezettünk egy-egy dummyt 2003 januárjára és 2003 februárjára.

GMM) szokták felhasználni a becslésre, míg a „hosszabb” panelek esetén fix hatású becslést alkalmaznak (Bun [2001]). Mivel adataink az általában szokásos hüvelykujjszabályok szerint „hosszúak”, ezért alkalmaztuk a fix hatású (FE) becslést, de emellett alkalmaztuk az általánosított momentumok módszerét (GMM) is. Erre az eljárásra a későbbiekben FE–GMM-ként hivatkozunk.

Az eredményeink az aggregált elemzéshez hasonlóan alakultak. A panelemzések szerint is azt kaptuk, hogy a rövid lejáratú vállalati hiteleket a bankok teljes mértékben hozzáárazták a piaci kamatokhoz, a vállalati betéti piacon pedig, bár a hosszú távú paraméter nagy, mégsem volt teljes az átárazás. Az azonnali hatást mindkét vizsgált piacon átlagos mértékűnek és az igazodás sebességét viszonylag gyorsnak lehetett tekinteni (5. táblázat). A hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás nagy része (legalább 80 százalék) már két perióduson belül megtörtént.

5. táblázat

A vállalati hitelkamatra és vállalati betéti kamatokra vonatkozó panelemzés eredményei három hónapos BUBOR-ral

Magyarító változók és a hozzájuk tartozó paraméterek	Vállalati hitelkamatok			Vállalati betéti kamatok		
	FE-OLS	FE-FE	FE-GMM	FE-OLS	FE-FE	FE-GMM
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet						
δ	0,95*** ^a (0,02)	0,95*** (0,02)	0,95*** (0,02)	0,87*** (0,02)	0,87*** (0,02)	0,87*** (0,02)
Teljes átgyűrés? ($\delta=1$?)	igen	igen	igen	igen	igen	igen
\bar{R}^2	0,85	0,85	0,85	0,71	0,71	0,71
A dinamikát kifejező hibakorrekciós modell						
β_0	0,67*** (0,04)	0,67*** (0,04)	0,69*** (0,04)	0,66*** (0,03)	0,54*** (0,03)	0,70*** (0,04)
β_1	0,10*** (0,04)	0,09*** (0,04)	–	0,22*** (0,03)	0,22*** (0,03)	–
γ	–0,61*** (0,03)	–0,61*** (0,03)	–0,57*** (0,08)	–0,29*** (0,03)	–0,28*** (0,03)	–0,30*** (0,12)
A hosszú távú igazodás 80 százalékának ideje (hónapok)	2	2	2	2	2	2
N	748	748	748	820	820	820
\bar{R}^2	0,47	0,45	0,41	0,53	0,52	0,48

* Szignifikáns 10 százalékon, ** szignifikáns 5 százalékon, *** szignifikáns 1 százalékon.

^a A paneladatokra vonatkozóan a teljes átgyűrés vizsgálatára a következő eljárást alkalmaztuk. A teljes átgyűrés feltételező regresszió becslése után kapott hibatarokokra alkalmaztuk az egységgyökpróbát. A nullhipotézis elvetése azt jelenti, hogy a teljes átgyűrés feltételező regresszió lefuttatása után stacionáris hibatarokhoz jutottunk, vagyis a megfelelő kointegrációs kapcsolatot becsültük meg.

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2001. január és 2004. január között.

Az elemzést több piaci instrumentum kamatával is elvégeztük: egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjeggyel. A vállalati hitelek esetén a hat és tizenkét hónapos kincstárjeggyhez és a három hónapos BUBOR-hoz való alkalmazkodást teljes mértékűnek találtuk a vizsgált bankokra. Míg a három hónapos kincstárjegyre és az egy hónapos BUBOR-ra vonatkozóan el kellett vetnünk a teljes

mértékű alkalmazkodást, annak ellenére, hogy ezek esetében magas volt a hosszú távú kapcsolatot kifejező paraméterek értéke (0,96 és 0,94). A rövid távú dinamikát kifejező paraméterek elég hasonlóak voltak, s az átlagos késlekedési mutató minden esetben egynél kisebb értéket vesz fel. A vállalati betétek piacán bármelyik változót is tekintjük irányadó hozamnak, elég nagy (0,87–0,92), de 1-től különböző hosszú távú igazodási paramétert találunk a vállalati betéti kamatokra vonatkozóan.

Nemlineáris alkalmazkodás elemzése

Számos elméleti érv hozható fel amellett, hogy a banki kamatok igazodása nemlineáris folyamat. Mint ahogy az első fejezetben említettük, amennyiben a tőkéletes piac feltételei – például teljes információ és nulla tranzakciós költségek – nem teljesülnek, a bankok árazási magatartása függhet például a hozamsokkok méretétől, irányától, valamint a várakozásokra gyakorolt hatásától. A következőkben három olyan esetet elemzünk, amelyek a kamatágyúírúzás nemlineáris jellegét eredményezhetik.

Először azt vizsgáljuk, hogy a banki kamatok alkalmazkodása függ-e a piaci hozam változásának és/vagy a hosszú távú egyensúlytól való eltérésnek *előjelétől*. A banki kamatok igazodásának aszimmetriáját indokolhatja például a hitelkereslet és a betétkínálat alacsony kamatrugalmassága, amelyet a bankváltási költségek és a korlátozott verseny okoz. Az „irányaszimmetriával” kapcsolatban kétféle aszimmetriát vizsgálunk meg. Egyrészt a már *Hannan–Berger* [1991] által felvetett kérdést: vajon a piaci kamatok növekedésére más gyorsasággal reagálnak-e a bankok, mint azok csökkenésére. Másrészt azt elemezzük, hogy különbözik-e a bankok reakciója a hosszú távú egyensúlytól való pozitív és negatív irányú eltérésre, vagyis a bankok másképpen reagálnak-e instrumentumaik alul-, illetve túlárazottságára.

A bankok árazása függhet a forrásköltség változásának, illetve a hosszú távú egyensúlytól való eltérésnek a *méretétől* is. Plauzibilis a feltevés, hogy a bankok erőteljesebben reagálnak a nagyobb mértékű hozamváltozásokra, mint a kisebb, marzson belüli változásokra, amelyet a menüköltségek jelenléte, valamint a bankok azon szándéka indokolhat, hogy ügyfeleik számára simítsák kamataikat. Ebben az esetben tehát a piaci hozam és a banki kamat közötti kapcsolat nemlineáris, az átárazás sebessége csak egy bizonyos hatás felett tekinthető gyorsnak. E hatást vizsgálta például *Sander–Kleimeier* [2003].

Harmadsorban azt elemezzük, hogy a hozamok volatilisabb alakulása hogyan hat a banki kamatok igazodására. A magasabb kamatbizonytalanság a kamattranszmissziót lassíthatja, ha a jegybanki kamatlépéseket átmenetinek ítélik a bankok. Ezt a hatást támasztotta alá például *Mojon* [2000] európai országokra végzett vizsgálata.

A becslés módszere

Az átárazás nemlineáris jellegét küszöb-autoregresszív (*threshold autoregressive, TAR*) modellel vizsgáljuk, amelyben az átárazás sebességét meghatározó paraméterek változnak attól függően, hogy a nemlinearitást meghatározó változó, az úgynevezett indikátorváltozó egy küszöbérték alatti, illetve feletti értéket vesz-e fel. A nemlinearitás csak a hibakorrekción egyenletben jelenik meg, tehát feltételeztük, hogy a nemlinearitások csak az igazodás sebességét befolyásolják. Becslésünkben nemcsak az egyensúlyhoz történő igazodás, hanem az azonnali alkalmazkodás paraméterére is két rezsimet vezettünk be, a nemlineáris hatások vizsgálatához tartozó modellünk általános alakja tehát:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha + \beta_0 \Delta r_t + \beta_0^* \Delta r_t I_t + \gamma (i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu) + \gamma^* (i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu) G_t + \varepsilon_{n,t} \quad (2)$$

ahol

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{ha } y_t > c_2 \\ 0, & \text{ha } y_t \leq c_2 \end{cases}$$

és

$$G_t = \begin{cases} 1, & \text{ha } x_t > c_1 \\ 0, & \text{ha } x_t \leq c_1 \end{cases}$$

Az indikátorváltozók (x, y) a különböző specifikációkban:

1. méretaszimmetria: $y_t = |\Delta r_t|$ és $x_t = |i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu|$,
2. irányaszimmetria: $y_t = \Delta r_t$ és $x_t = -(i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu)$ és $c_1 = c_2 = c$,
3. volatilitásaszimmetria: $x_t = y_t = \text{stdev}(r)$, valamint $c_1 = c_2 = c$.

A volatilitást a három hónapos benchmarkhozam napi változásának kéthavi szórásával mértük.¹⁰

Az irányaszimmetria esetén a küszöbértékeket automatikusan nullára állítottuk, ezáltal a becslés egy egyszerű dummy változós OLS-re redukálódik. A másik két esetben a küszöbértékek is a becslés eredményeként határozódnak meg. A küszöbparamétereket szekvenciális OLS-sel becsültük, azaz a különböző lehetséges küszöbértékek mellett egyszerű OLS-sel megbecsült modellek közül a minimális standard hibát adó egyenlet küszöbértékeit választottuk (lásd *Franses-van Dijk* [2000]). A küszöbértékek lehetséges értékeit úgy állítottuk be, hogy a minta legalább 15 százaléka szerepeljen mindegyik rezsimben. A becsléseket mind az aggregált, mind a paneladatokon elvégeztük. Tekintettel arra, hogy a különböző módon becsült lineáris panel hibakorrekciós modellek nagyon hasonló eredményt mutatnak, a küszöb-autoregresszív (TAR) hibakorrekciós modelleket már csak egy módszerrel, az állandó hatású modellel becsültük meg. A lakossági hitelek esetében az alacsony mintaelemszám (37) miatt a becslések eredményeit nem közöljük.

A küszöb-autoregresszív modellek eredményei

Méretaszimmetria. A vállalati hitelek és betétek esetén az egyedi banki és az aggregált adatokon végzett becslések is azt mutatják, hogy a banki kamatok átárazása függ az egyensúlytól való eltérés, valamint a hozamváltozás mértékétől is (6. táblázat). A vállalati hitelek esetében mind az igazodás sebessége, mind az azonnali alkalmazkodás szignifikánsan gyorsabbnak bizonyult egy bizonyos küszöbérték felett: a paneleredmények szerint az azonnali alkalmazkodás több mint háromszorosa a piaci kamat 59 bázispontnál nagyobb változásakor, mint az ennél alacsonyabb hozamváltozáskor. Sőt, a panelregresszió szerint a γ paraméter nem szignifikáns amennyiben a hosszú távú egyensúlytól való eltérés kicsi (körülbelül 30 bázispont alatti). A vállalati betétek esetében a panelregresszió csak az azonnali alkalmazkodás, az aggregált regresszió a hibakorrekciós tag esetén is nemlinearitást mutatott, a lakossági betétek esetében szintén az azonnali alkalmazkodás bizonyult mérettől függőnek. Érdemes megemlíteni, hogy a legkisebb standard hibát eredményező küszöbérték az azonnali hozamváltozás esetén minden esetben viszonylag magas (60–80 bázispont körüli) érték.

¹⁰ A becsléseket elvégeztük a három hónapos benchmarkhozam napi változásának egyhavi és háromhavi szórásával is, a következtetés azonban nem változott.

6. táblázat

Méretaszimmetria vizsgálata küszöb-autoregresszív (TAR) hibakorrekciós modellel

Megnevezés	Paneladatok (2001. január–2004. január)		Aggregált adatok (1997. január–2004. április)		
	vállalati hitelek	vállalati betétek	vállalati hitelek	vállalati betétek	lakossági betétek
β_0	0,28**	0,20**	0,56***	0,22**	0,14**
β_0^*	0,46***	0,56***	0,14**	0,46***	0,35***
c_1 (százalék- pont)	0,59	0,67	0,82	0,70	0,82
γ	-0,16	-0,30***	-0,46**	-0,25***	-0,45***
γ^*	-0,80***	-	-0,25**	-0,30***	-
c_2 (százalék- pont)	0,28	-	0,52	0,24	-
N	748	820	89	89	89

*** Szignifikáns 1 százalékon, ** 5 százalékon, * 10 százalékon.

Irányszimmetria. A vállalati hitelekre és betétekre vonatkozó becsléseink eredménye hasonló az aggregált és az egyedi banki adatokra vonatkozó eredményeinkhez (7. táblázat). E szerint a vállalati hitelkamatok lefelé ragadósabbak, mint felfelé. Az azonnali alkalmazkodás gyorsabb a piaci hozam emelkedése, mint csökkenésre esetén. Ezzel szemben a vállalati betéti kamatok esetén nem találtunk szignifikáns aszimmetriát sem az azonnali alkalmazkodás, sem az igazodás paraméterében, a lakossági betéteknél pedig a hozamemelkedés gyorsabb azonnali alkalmazkodást eredményezett, mint a hozamcsökkenés. A hitelkamatok lefelé, a betéti kamatok felfele való ragadóssága várható egy profitmaximalizáló bank esetén, amely megpróbálja kihasználni a hitelkereslet és a betétkínálat rugalmatlanságát. Tekintettel azonban arra, hogy a bankok közötti verseny a vállalati üzletágban erősnek tekinthető, valamint a vállalati hitelek esetén a lineáris modell gyors és teljes kamatátgyűrűzést mutatott, az eredmények valamelyest meglepők. A nemzetközi tapasztalatok is azt mutatják, hogy az erős verseny csökkenti az aszimmetriát (Mojon [2000]). Ugyancsak meglepő, hogy eredményeink szerint a lakossági betétek a hozamemelkedésre reagálnak gyorsabban. Erre az eredményre azonban magyarázatot adhat az a tény, hogy a hozamemelkedések mértéke átlagosan nagyobb volt, mint a hozamcsökkenéseké.

7. táblázat

Irányszimmetria vizsgálata küszöb-autoregresszív (TAR) hibakorrekciós modellel

Megnevezés	Paneladatok (2001. január–2004. január)		Aggregált adatok (1997. január–2004. április)		
	vállalati hitelek	vállalati betétek	vállalati hitelek	vállalati betétek	lakossági betétek
β_0	0,59***	0,62***	0,53***	0,61***	0,26***
β_0^*	0,19**	0,16	0,24***	0,04	0,28***
γ	-0,54***	-0,44***	-0,71***	-0,27*	-0,38***
γ^*	-0,16*	0,12	0,34*	-0,09	0,09
N	748	820	89	89	89

*** Szignifikáns 1 százalékon, ** 5 százalékon, * 10 százalékon.

Volatilitásaszimmetria. Bár a különböző instrumentumok szerint az eredmények némi eltérést mutatnak, minden esetben azt kaptuk, hogy az igazodás sebességét meghatározó két paraméter valamelyike vagy mindkettő szignifikánsan nagyobb, ha a hozamvolatilitás meghalad egy bizonyos mértéket (8. táblázat). Mindez azt mutatja, hogy a magyar esetben a két hatás közül – magasabb kamatbizonytalanság, illetve nagyobb hozamváltozások – a hozamváltozások, illetve az egyensúlytól való eltérés nagyobb mértékének gyorsító hatása dominál. Tehát becsléseinkben nem különíthető el az a hatás, amit a magasabb hozamvolatilitás a várakozásokra gyakorol, attól a hatástól, hogy a nagyobb méretű hozamváltozások nagyobb alkalmazkodással járnak. Jó példa erre a 2003 januárjával kezdődő időszak, amelyben a pénzügyi piacokat a hazai makrogazdasági folyamatokkal, illetve a konvergenciafolyamat jövőjével kapcsolatos nagyfokú bizonytalanság jellemezte, ami a kockázati prémium, következésképpen az árfolyam és a hozamok növekedésében és megnövekedett volatilitásában csapódott le. Ekkor ugrott meg jelentősen a piaci kamatok volatilitása, ami egyben a nagyobb kamatváltozások időszaka is volt. Bár becslésünk szerint az igazodás sebessége nem csökkent ebben az időszakban, a hibakorrekciós tagok magasabb volatilitása, vagyis a banki kamatok marzsainak nagyobb ingadozása jól mutatja a bankok számára kiszámíthatatlanabb környezetet.

8. táblázat

Volatilitásaszimmetria vizsgálata küszöb-autoregresszív (TAR) hibakorrekciós modellel (a három hónapos hozam napi változásának két havi szórásával)

Megnevezés	Paneladatok (2001. január–2004. január)		Aggregált adatok (1997. január–2004. április)		
	vállalati hitelek	vállalati betétek	vállalati hitelek	vállalati betétek	lakossági betétek
β_0	0,43***	0,22**	0,50***	0,36***	0,15*
β_0^*	0,34***	0,52***	0,23***	0,37***	0,32***
γ	-0,54***	-0,37***	-0,55***	-0,24***	-0,25***
γ^*	-0,21***	0,01	-0,14	-0,41**	-0,24***
c (százalék- pont)	0,09	0,06	0,14	0,08	0,12
N	748	820	86	86	86

***Szignifikáns 1 százalékon, ** 5 százalékon, * 10 százalékon

Következtetések

A tanulmányban a magyarországi bankok árazási szokásait vizsgáltuk, egyrészt a stilizált tények feltárásával, másrészt pedig egy ökonometriai elemzés segítségével. Elemzésünk alapján egyértelmű különbség mutatkozik a vállalati és a lakossági kamatok árazásában: a vállalati hitelek és betétek esetén az alkalmazkodás mértékét mutató hosszú távú paraméter magasabb, az alkalmazkodás pedig gyorsabb, mint a lakossági szegmensben. Csak a rövid lejáratú vállalati hitelek esetén beszélhetünk egyértelműen teljes átgűrűzésről, a hosszú távú paraméter értéke a többi instrumentum esetén egy alatt marad, bár a fogyasztási hitelek esetén a rendkívül nagy standard hiba miatt nem tudtuk elutasítani a teljes átgűrűzést. A rendkívül magas felárakat tartalmazó fogyasztási hitelkamatok az alkalmazkodás sebességének tekintetében azonban kirívóan tökéletlen átárazási magatartást

mutatnak, ami a lakossági hitelkereslet alacsony kamatérzékenységet jelzi. A lakossági szegmens instrumentumainak ragadosabb árazását alátámasztja Várhegyi [2003] is, a bankok árazását – elsősorban a verseny fokának megítéléséhez és nem a kamatátgyűrzéshez kapcsolódóan – vizsgálva. Bár eredményeinknek az ugyancsak a kamatátgyűrzésről szóló Világi–Vincze [1995], Árvai [1998], valamint Tóth [1998] tanulmányok eredményeivel való összehasonlítását a módszertani eltérések nehezítik, annyi azonban megállapítható, hogy a kamattranszmisszió – minden bizonnyal a bankpiac és a makrogazdasági környezet jelentős változásainak köszönhetően – jelentős mértékben javult a korábbi időszakhoz képest.

Az aggregált és az egyedi banki adatokon becsült küszöb-autoregresszív (TAR) modellek segítségével a bankok árazási viselkedésében lévő esetleges nemlinearitásokat is vizsgáltuk. Eredményeink szerint a banki kamatok alkalmazkodása függ az egyensúlyi értéktől való eltérés, valamint a hozamváltozás mértékétől és irányától. Az átárazás szignifikánsan gyorsabbnak bizonyul egy bizonyos küszöbérték felett, amit a menü költségek jelenléte indokolhat. Az átárazás sebességét a hozamsokkok iránya is befolyásolja: a nemzetközi tapasztalatokkal összhangban azt találtuk, hogy a vállalati hitelkamatok lefelé ragadosabbak. A hitelkamatok lefelé, a betéti kamatok felfelé való ragadosága várható egy profitmaximalizáló bank esetén, amely megpróbálja kihasználni a hitelkereslet és a betétkínálat rugalmatlanságát. Tekintettel azonban arra, hogy a bankok közötti verseny a vállalati üzletágban erősnek mondható, az eredmények valamelyest meglepők, akár csak az az eredményünk, hogy a lakossági betéti kamatok a hozamemelkedésre gyorsabban reagálnak, mint a hozamcsökkenésekre. Az eredményekre azonban magyarázat adhat az a tény, hogy a hozamemelkedések mértéke átlagosan nagyobb volt, mint a hozamcsökkenéseké. Megpróbáltuk megmérni a hozamvolatilitás kamatátgyűrzésre gyakorolt hatását is, becsléseinkben azonban nem különíthető el az a hatás, amit a magasabb hozamvolatilitás a várakozásokra gyakorol, attól a hatástól, hogy a nagyobb méretű hozamváltozások nagyobb alkalmazkodással járnak. Eredményeink szerint az igazodás sebességét meghatározó két paraméter valamelyike, vagy mindkettő szignifikánsan nagyobb-nak bizonyult, ha a hozamvolatilitás meghaladt egy bizonyos mértéket. Véleményünk szerint ennek az oka, hogy a magasabb hozamvolatilitással jellemezhető időszakokban jóval nagyobb volt a hozamsokkok mérete, és e hatás erősebb volt a nagyobb kamatbizonytalanság átárazást lassító hatásánál.

A jövőben várható tendenciák

Mint ahogy a fentiekben bemutattuk, a vállalati üzletágban viszonylag erősnek tekinthető a verseny. A hitelkamatok alkalmazkodása viszonylag gyors és nagymértékű volt, amit az átlagos hitelkamatok és a piaci hozam közötti alacsony eltérés is mutat. A vállalati hitelkamatokat illetően tehát drámai javulásra nem számíthatunk, ám a vállalati betéti kamatok esetében, és leginkább a lakossági szegmensben az alkalmazkodás erősödését várhatjuk.

Betéti oldalon a transzmissziót javíthatja a strukturális likviditásfelesleg eltűnése, ekör ugyanis a bankok még jobban rá lesznek utalva a betéti forrásokra. A lakossági hitelezésben feltételezhető a fogyasztási hitelek rendkívül magas felárának mérséklődése, ezzel párhuzamosan a piaci kamatok hatásának erősödése e hitelek árazásában. Az ingatlanhitelek túlnyomó többségét az állami támogatott és – egészen az utóbbi időkig – fix kamatozású hitelek teszik ki, így a jegybanki alapkamat változása e szegmensben egyáltalán nem érvényesült. A támogatási rendszer 2003. decemberi átalakítása azonban az ügyfélkamat maximális mértékét az eddigi fix százalék helyett a hasonló lejáratú piaci

hozam arányában határozta meg, vagyis a jövőben a támogatott lakáshiteleknél a kamatátgyűrés várhatóan egyre hatékonyabban érvényesül. Ugyanakkor a teljes lakáshitel-állományhoz tartozó kamatátgyűrészt lassítja, hogy növekszik a devizában denominált, jegybanki alapkamattól független, piaci alapon nyújtott lakáshitelek részaránya.

A rövid lejáratú instrumentumhoz kötődő jegybanki alapkamat és az átlagos hitelkamat közötti kamattranszmisszió gyengülésének irányába hathat továbbá a hitelek lejáratának az inflációs és kamatbizonytalanság mérséklődésével párhuzamos növekedése.

Hivatkozások

- ÁRVAI ZSÓFIA [1998]: A piaci és kereskedelmi bankok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között. MNB Füzetek, 10. sz.
- BEWLEY, R. [1979]: The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model. *Economics Letters*, 3. 357–361. o.
- BORIO, C.–FRITZ, W. [1995]: The response of short-term bank lending rates to policy rates: A cross-country perspective. BIS Working Paper, 27. sz.
- BREDIN, D.–FITZPATRICK, T.–REILLY, G. [2001]: Retail Interest rate pass-through: the Irish experience. Central Bank of Ireland Technical Paper, 06/RT/01. sz.
- BUN, M. J. G. [2001]: Accurate statistical analysis in dynamic panel data models. PhD-dolgozat, Tinbergen Institute.
- BURGSTALLER, J. [2003]: Interest rate transmission to commercial credit rates in Austria. Johannes Kepler University of Linz, Working Paper, 0306. sz.
- COTTARELLI, C.–KOURELIS, A. [1994]: Financial structure, bank lending rates and the transmission mechanism of monetary policy. IMF Staff Paper, 41. sz. 587–623. o.
- DE BONDT [2002]: Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level. ECB Working Paper, 136. sz.
- DE HAAN, L. [2001]: The credit channel in the Netherlands: evidence from bank balance sheets. ECB Working Paper, 98. sz.
- ECB [2002]: Structural analysis of the EU banking sector. European Central Bank, Frankfurt, november.
- EHRMANN, M.–GAMBACORTA, L.–MARTINEZ-PAGES, J. [2001]: Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro area. ECB working paper No. 105.
- ENGLER, R. F.–GRANGER, C. W. J. [1987]: Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55.
- FRANSES, P. H.–VAN DIJK, D. [2000]: *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge University Press, Cambridge.
- FRIED, J.–HOWITT, P. [1980]: Credit Rationing and Implicit Contract Theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 12. 471–487. o.
- HANNAN, T.–BERGER, A. [1991]: The rigidity of prices, evidence from the banking industry. *American Economic Review*, 81. 938–945. o.
- HENDRY, D. F. [1995]: *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
- HUNYADI LÁSZLÓ–VITA LÁSZLÓ [2002]: *Statisztika közgazdászoknak*. KSH, Budapest.
- IM, K. S.–PESARAN, M. H.–SHIN, Y. [2003]: Testing unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74. o.
- KAO, C. [1999]: Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1–44. o.
- LEVIN, A.–LIN, C-F.–CHU, C-S. J. [2002]: Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24. o.
- MESTER, L. J.–SAUNDERS, A. [1995]: When does the prime rate change. *Journal of Banking and Finance*, 19. 743–764. o.
- MNB [2003]: Jelentés a pénzügyi stabilitásról. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, június, december, http://www.mnb.hu/dokumentumok/stab_jel_0312.pdf.

- MOJON, B. [2000]: Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy. ECB Working Paper, 40. sz.
- MÓRÉ CSABA–NAGY MÁRTON [2003]: A piaci struktúra hatása a bankok teljesítményére: empirikus vizsgálat Közép-Kelet Európára. MNB Füzetek, 12. sz.
- PESARAN, H. M.–SHIN, Y. [1997]: An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Megjelent: *Strom, S.–Diamond, P.* (szerk): Centennial Volume of Ragnar Frisch. Cambridge University Press.
- PESARAN, H. M.–SMITH, Y. [1995]: Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 68. 79–113. o.
- SANDER, H.–KLEIMEIER, S. [2002]: Asymmetric adjustment of commercial bank interest rates in the Euro area: An empirical investigation into interest rate pass-through. *Kredit und Kapital*, 35, 161–192. o.
- SANDER, H.–KLEIMEIER, S. [2003]: Convergence in Eurozone Retail Banking? What interest rate pass-through tells us about Monetary Policy Transmission, Competition and Integration? LIFE Working Paper 03-009. sz.
- SZEGEDI RÓBERT [2002]: Kötelező jegybanki tartalékolás Magyarországon 1987–2002. *Bankszemle*, 6. sz.
- TÓTH ÁRON [1998]: A transzmissziós mechanizmus hatékonysága a bankrendszerben. MNB kézirat.
- VÁRHEGYI ÉVA [2003]: Bankverseny Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 12. sz.
- VILÁGI BALÁZS–VINCZE JÁNOS [1995]: A kamatláb transzmissziós mechanizmus Magyarországon (1991–1995). *Bankszemle*, 5. sz.
- WETH, M. A. [2002]: The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany, Economic Research Centre of the Deutsche Bank. Discussion Paper, 11/02. sz.