



MNB FÜZETEK

2004/8

Horváth Csilla - Krekó Judit - Naszódi Anna^{*}

Kamatátgyűrzés Magyarországon

2004. július

^{*}Köszönettel tartozunk Darvas Zsoltnak, Jakab Zoltánnak, Nagy Mártonnak, Mérő Katalinnak, Vonnák Balázsnak és az MNB-ben megrendezett szakmai viták résztvevőinek hasznos észrevételeikért és segítségükért. A fennmaradó hibákért kizárólag a szerzőket terheli felelősség.

Online ISSN: 15855597

ISSN: 1219 9575

ISBN 963 9383 48 1

Horváth Csilla: Közgazdasági főosztály, Kutatási osztály

E-mail: horvathcs@mnb.hu

Krekó Judit: Közgazdasági főosztály, Monetáris elemzési osztály

E-mail: krekoj@mnb.hu

Naszódi Anna: Közgazdasági főosztály, Kutatási osztály

E-mail: naszodia@mnb.hu

E kiadványsorozat a Magyar Nemzeti Bankban készült elemző és kutató munkák eredményeit tartalmazza, és célja, hogy az olvasókat olyan észrevételekre ösztönözze, melyeket a szerzők felhasználhatnak további kutatásaikban. Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank

1850 Budapest

Szabadság tér 8-9.

Tel: 428-2600

<http://www.mnb.hu>

Összefoglalás

Elemzésünkben hibakorrekciós modellek segítségével vizsgáljuk a piaci hozamok és a banki forint hitel- és betéti kamatok közötti transzmissziót az 1997-2004-es periódusra vonatkozóan, aggregált és egyedi banki adatokon egyaránt. A banki kamatok igazodását lineáris és nem-lineáris modellel is vizsgáltuk. A lineáris modell alapján a rövid 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 rövid lekötött betétek kamata tűnik ragadósnak.

Az aggregált és az egyedi banki adatokon becsült TAR modellek (*threshold autoregressive, azaz küszöb modell*) segítségével a bankok árazási viselkedésében lévő esetleges nem-linearitásokat 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 menü-költségek jelenléte indokolhat. Az átárazás sebességét a hozamsokkok iránya is befolyásolja: a nemzetközi tapasztalatokkal összhangban azt találtuk, hogy a vállalati hitelkamatok lefelé ragadósabbak. A hitelkamatok lefelé, a betéti kamatok felfele való ragadóssága várható egy profit-maximalizáló bank esetén, amely megpróbálja kihasználni a hitel kereslet és a betét kínálat rugalmatlanságát. Tekintettel azonban arra, hogy a bankok közötti verseny a vállalati üzletágban erősnek tekinthető, az eredmények valamelyest meglepőek, csakúgy, mint az az eredményünk, hogy a lakossági betétek a hozamemelkedésre gyorsabban reagálnak, mint a hozamcsökkenésekre. Az eredményekre azonban magyarázatot adhat az a tény, hogy a hozamemelkedések mértéke átlagosan nagyobb volt, mint a hozamcsökkenéseké. Megpróbáltuk megmérni a hozamvolatilitás kamatátgyűrűzésre 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 alkalmazkodást implikálnak. Eredményeink szerint az igazodás sebességét meghatározó két paraméter valamelyike, vagy mindkettő szignifikánsan nagyobbban 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. Mindazonáltal a volatilis időszakokban – mindenekelőtt 2003-ban – a banki kamatok gyorsabb alkalmazkodása nem ellensúlyozta a nagyobb hozamsokkok hatását, ami a spreadek nagyobb volatilitásában mutatkozott meg.

A tanulmány a Magyar Nemzeti Bankban folyó "Monetáris Transzmissziós Mechanizmus" kutatási projekt részeként készült. A projekt célja, hogy átfogó képet adjon és számszerű összefüggéseket tárjon fel a monetáris politika magyarországi hatásmechanizmusának különböző csatornáiról.

JEL: E43, E52, G21.

Kulcsszavak: kamatátgyűrűzés, monetáris transzmisszió, hibakorrekciós modell, TAR.

Tartalomjegyzék

Bevezetés	6
I. A BANKI KAMATOK ÁTGYŰRŰZÉSÉT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK	9
I. 1. A pénzügyi rendszer szerepe	9
I. 2. A kamatok ragadósságának elméletei	10
I. 3. Az elméletek implikációi a hazai kamattranzmisszióra vonatkozóan	13
II. STILIZÁLT TÉNYEK AZ ÁRAZÁSRÓL	20
II. 1. A hitel és betét kamatok bankrendszeri átlagának vizsgálata	20
II. 2. A bankkonkénti rövid vállalati hiteltermékek kamatainak vizsgálata	25
III. AZ ELEMZÉS SORÁN FELHASZNÁLT ADATOK BEMUTATÁSA	28
III. 1. Aggregált kamatadatok	28
III. 2. Egyedi banki adatok	28
IV. LINEÁRIS ÖKONOMETRIAI ELEMZÉS	31
IV. 1. A becslés módszere	31
IV. 2. ECM eredmények	33
V. NEM-LINEÁRIS ALKALMAZKODÁS ELEMZÉSE	39
V. 1. A becslés módszere	39
V. 2. A TAR modellek eredményei	41
VI. KONKLÚZIÓ	44
VII. FÜGGELÉK	48
VII. 1. Az MNB irányadó kamata (a kéthetes jegybanki betét kamata, ami 2001 júliusától megegyezik a jegybanki alapkamattal)	48
VII. 2. Bewley regresszió	49
VII. 3. Az aggregált adatokon becsült regressziók eredményei	50
VII. 4. A vállalati rövidhitel kamatokon végzett panel becslések eredményei különböző piaci hozamok esetén	54
VII. 5. A vállalati rövidhitel kamatokon végzett panel becslések bankkonkénti eredményei	56
VII. 6. A vállalati betéti kamatokon végzett panel becslések eredményei különböző piaci hozamok esetén	58
VII. 7. A vállalati betéti kamatokon végzett panel becslések bankkonkénti eredményei	59

Bevezetés

Tanulmányunk a monetáris politika reálgazdasági hatását befolyásoló egyik fontos tényezővel, a piaci és a kereskedelmi banki kamatok közötti kapcsolattal, azaz a kamattranzmisszióval foglalkozik. A monetáris tranzmisszió egyik legfontosabb csatornájának, a kamatcsatorna erősségének egyik kulcskérdése, hogy a jegybank milyen mértékben tudja befolyásolni a gazdasági szereplők számára releváns hozamokat és kamatokat, mindennekelőtt a pénzügyi közvetítésben főszerepet játszó kereskedelmi banki kamatokat.

A kamatcsatorna alapvetően három mechanizmuson keresztül fejt ki a beruházásokra és a fogyasztásra gyakorolt hatását. A vállalatok és háztartások kamatváltozásra adott reakciója egyrészt függ a (reál) kamatváltozás által előidézett *helyettesítési hatás* nagyságától, vagyis az egyéb megtakarítási és kiadási tételek alternatívaköltségének változásától. A kamatszint változása megváltoztatja a gazdasági szereplők kamatkiadásait, illetve bevételeit, vagyis a nettó pénzügyi jövedelmét (*jövedelmi hatás*). Végül hatással van a reál- és pénzügyi eszközök piaci értékére, ezáltal hatással van a gazdasági szereplők vagyonaire (*vagyon-hatás*). A jövedelmi és a helyettesítési hatás erősségét is jelentős mértékben befolyásolja, hogy a jegybanki kamatlábak változására *milyen sebességgel és milyen mértékben* reagálnak a banki kamatok.

A kamatátgyűrűzés tehát fontos szerepet játszik abban, hogy a gazdaság milyen mértékben és milyen késleltetéssel reagál a monetáris politikai lépésekre, ezért a monetáris tranzmisszió hatékonyságának szempontjából fontos feltérképezni a pénzügyi közvetítőrendszer legjelentősebb szereplőinek, a bankoknak az árazási szokásait.

A kamattranzmisszió mértékéről és sebességéről készült nagyszámú elemzés tanúsága szerint a banki kamatok piaci hozamokhoz történő alkalmazkodása jelentős eltéréseket mutat egyrészt a különböző banki instrumentumok, másrészt különböző országok között is. Cottarelli és Kourelis (1995) több európai országra vonatkozó vizsgálatában a hosszú távú alkalmazkodás paramétere 0,75-1,25 közötti értékeket vett fel, Borio és Fritz (1995)-nél a hosszú távú paraméter 0,8 és 1,1 között mozgott. Bredin (2001) ír banki kamatokon végzett becslése szerint a hosszú távú igazodás paramétere minden instrumentum esetén kisebb volt egynél. Az átgyűrűzés sebességét illetően a különbségek még jelentősebbek voltak: a teljes átárazódáshoz szükséges időt a különböző tanulmányok 2 hónap – 3 év közötti időre becsülték. De Bondt (2002) euróövezetre vonatkozó elemzésében azt találta, hogy a monetáris unió létrejötte után az egyes országok kamatalkalmazkodása közeledni kezdett egymáshoz.

A magyar piaci és banki kamatok közötti tranzmisszióról eddig több tanulmány is készült. Világi és 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 hosszútávon is messze van a teljestől. A szerzők szerint e tökéletlenségekben a magyar bankrendszert a 90-es évek első felében jellemző magas koncentráció mellett a kontraszelekció 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 tranzmisszió viszonylag hatékonná vált az 1995-1998-as időszakra, ami a spreadek csökkenésében és stabilizálódásában mutatkozott meg. A hitelkamatok spreadjének csökkenésében a szerző szerint egyrészt a gazdasági fellendüléssel összefüggésben a

visszafizetési kockázat csökkenésének, másrészt a bankszektor fejlődése nyomán a verseny erősödésének volt elsődleges szerepe. Megjegyzendő azonban, hogy e periódusban – szemben az általunk vizsgált időszakokkal – végig a kamatok csökkenő tendenciája volt tapasztalható, emiatt a jegybanki kamatemelések transzmisszióját nem lehetett elemezni. Tóth (1998) panel becslés segítségével vizsgálta a banki átárazás sebességét az 1996 és 1998 közötti időszakokra. Azt találta, hogy a bankok méretbeli különbsége összefügg az átárazás sebességével. 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 a kéthetes BUBOR egyidejű és késleltetett változásival magyarázó regressziók alapján a 2000 januárja és 2003 júliusa közötti időszakon. 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 meghatározásánál 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 kamatoknál a kapcsolat gyengébb.

Tanulmányunkban hibakorrekciós modellek segítségével vizsgáljuk a rövid piaci hozam kereskedelmi banki forint kamatokba való átgyűrűzésének sebességét és mértékét, az 1997-2004-es időszakokra vonatkozóan. Mivel a tapasztalatok szerint a jegybanki kamat és a rövid piaci hozamok közötti transzmisszió – a jegybanki és a piaci eszközök közötti arbitrázslehetőségnek köszönhetően – gyors és hatékony, így a bankközi kamatokra vonatkozó következtetéseinket kiterjeszthetjük a jegybanki lépésekre vonatkozóan is. Egy egyszerű hibakorrekciós modellből kiindulva bemutatjuk a végül alkalmazásra kerülő, kibővített modellt. Majd a bankok árazásának esetleges nem-linearitását vizsgáljuk TAR modellek segítségével. Eredményeinknek a Világi és Vincze (1995), Árvai (1998), Tóth (1998) valamint Várhegyi (2003) tanulmányok eredményeivel való összehasonlítását egyfelől nehezíti a módszertani eltérés: mi a piaci kamat és a banki kamatok közötti rövid- és hosszú távú kapcsolatot is elemeztük, valamint a banki kamatok igazodásának esetleges nem-lineáris jellegét is teszteltük. Másfelől a vizsgált időszakok is eltérnek, ami azonban alapot ad annak a következtetésnek a levonására, hogy a bankpiac és a makrogazdasági környezet változásainak köszönhetően jelentős mértékben javult a kamattranzmisszió az 1997 előtti időszakhoz képest

Fontos megjegyezni, hogy a kamattranzmisszió 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 az egyéb 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. Magyarországon esetében érdemes külön megemlíteni a devizafinanszírozás jelentőségét és elérhetőségét, amely a banki forinthitelek helyettesítője.

A tanulmány szerkezete a következő. Az első fejezetben a banki kamatok transzmisszióját meghatározó tényezőket ismertetjük, külön hangsúlyt fektetve a pénzügyi struktúra szerepére, és kitérünk a kamatok ragadósságáról szóló elméletekre is. Ezt követően a magyar pénzügyi rendszer rövid vizsgálatával előzetesen értékeljük a kamattranzmissziót befolyásoló tényezőket. A második fejezetben az átlagos hitel- és betéti kamatok alakulásának leíró elemzése található. A harmadik fejezetben ismertetjük az ökonometria elemzésnél felhasznált adatokat. A negyedik fejezetben az egyszerű hibakorrekciós ökonometria modellét és eredményeit mutatjuk be. Az ötödik fejezetben a bankok árazási

viselkedésében rejlő nem-linearitások teszteléséhez alkalmazott TAR modellt és eredményeit foglaljuk össze. Végül a hatodik fejezetben levonjuk a következtetéseket.

I. A banki kamatok átgyűűzését befolyásoló tényezők

A klasszikus kiindulópont szerint a tökéletes verseny, tökéletes információ és zéró tranzakciós költségek feltételezése mellett az ár egyenlő a határköltséggel és az ár határköltség szerinti deriváltja egy. A fenti feltételek megsértése azonban a határköltség változásához való alkalmazkodás tökéletlenségét eredményezi. A transzmisszió tökéletlenségei kapcsán két különböző, bár egymástól nem független, és empirikusan nem mindig elkülöníthető kérdés vizsgálendő. 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 kamattranzmissziót befolyásoló tényezőket, elsősorban a pénzügyi rendszer szerepét, külön figyelmet szentelve a banki kamatok ragadósságát magyarázó elméleteknek. Ezt követően megnézzük, hogy az elmélet mit sugall a banki kamatok átgyűűzéséről hazánkban.

I. 1. A pénzügyi rendszer szerepe

A kamattranzmisszió mértékét és gyorsaságát befolyásolhatják az adott ország pénzügyi rendszerének szerkezeti és egyéb sajátosságai, amelyek közül a következő tényezőknek van kiemelt szerepe¹:

- A banki közvetítés mélysége, a dezintermediáció foka, a tőkepiacok fejlettsége
- A piaci koncentráció, a verseny erőssége
- A bankrendszer tőkeellátottsága, likviditási helyzete
- Monetáris politika, kamatvolatilitás.

Verseny a banki és nem-banki pénzügyi közvetítés között

A dezintermediáció foka, a tőkepiacok fejlettsége hatással van a hitelkereslet és a betétkínálat hozamrugalmasságára. A hitelkereslet árugalmassága 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 forrásköltségére (Árvai, 1998).

Verseny a bankok között

A bankok közötti verseny erőssége szintén befolyásolja a betétkínálat és a hitelkereslet kamatrugalmasságát. Mind a bankok és az egyéb pénzpiacok közötti, mind a bankrendszeren belüli erős verseny a spreadek csökkenésének irányába hat, és befolyásolják

¹ Id. például Cottareli és Kourelis (1994); Ehrmann et. al. (2001); Mojon (2000)

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 alkalmazkodást implikálhat, míg forrásoldalon fordított hatás érvényesül.

Bankrendszer tőkeellátottsága, likviditási helyzete

Erős tőkehelyzetű és likvid bankok kevésbé vannak rákényszerülve a monetáris politika változásaihoz való alkalmazkodásra, mivel a tőke- és a likviditási korlátjuk kevésbé limitálja lehetőségeiket. A tőkével jobban ellátott és likvidebb bankok az árazásban eltérhetnek a pénzpiaci hozamok változásától, ha egyéb szempontok (például piacszerzés) megkívánja, 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 jobb tőke- és likviditási helyzet mellett az optimális árazás egybeeshet a rosszabb helyzetben lévő bankok optimális viselkedésével.

Monetáris politika, kamatvolatilitás

A forrásköltség változása által indukált átárazás, tehát az új kamatok meghatározása a bank számára költséges (menu-cost). Ha a bank ideiglenesnek ítéli meg a forrásköltség változását és az átárazási költség magas, akkor még viszonylag jelentős forrásköltség változás mellett is megéri a banknak halogatnia az átárazást. Ez a stratégia azonban veszteséget okoz, ha a forrás-költség 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, a kamatvolatilitás mértéke. Volatilisabb kamatalakulás csökkentheti az alkalmazkodás sebességét/mértékét, ugyanis a bankok a változást nem feltétlenül tekintik tartósnak.

I. 2. A kamatok ragadósságának elméletei

A bankok árazásának elmélete az árazási elméletek egy speciális területének is tekinthető². Az árak és bérék ragadósságáról szóló elméletek alkalmazhatóak a banki kamatok tökéletlen alkalmazkodásának magyarázatára is.

A továbbiakban, a banki kamatok ragadósságának vizsgálatakor először bemutatunk néhány elméletet, amelyek magyarázatot adnak a banki (betéti és/vagy hitel) kamatoknak a piaci kamatok változására (mint a banki források költségére, vagy mint alternatív költségre) való nem teljes mértékű alkalmazkodására. Az elméletek bemutatásánál Lowe és Rohling (1992) tanulmányát követve a banki kamatok ragadósságának azokat a magyarázatait mutatjuk be, amelyek a kontraszelekció problémájára, a bank-váltási költségekre, a banki ügyfelek irracionálisára és a kockázatmegosztásra épülnek.

² Az árazási elméletek két csoportra bonthatók aszerint, hogy bizonyos állapot változóktól (state-dependent), vagy az időtől (time-dependent) függ az átárazás. Mivel a hitelezésnél a forrásköltség, illetve az alternatív költség kiemelkedően fontos szerepet játszik, ezért a hitelkamatok átárazását elsősorban állapotfüggőként kell kezelnünk.

A **kontraszelekció**n alapuló elmélet³ abból indul ki, hogy a potenciális hitelfelvevők eltérő kockázatú projekteket kívánnak megvalósítani. A hitelfelvevő ismeri a saját projektje kockázatát, a bank azonban nem. Ez az információs aszimmetria adja a kontraszelekció alapját. Mivel a hitelkamatláb növekedése érzékenyebben érinti a kevésbé kockázatos projektet megvalósító potenciális hitelfelvevőket, ezért a növekvő kamatok mellett ők hagynak fel először a hitelkérelemmel. Tehát a kamatláb növekedése „kontraszelektálja” a hitelfelvevőket, mivel csak a kockázatosabb ügyfelek fognak nagyobb kamatláb mellett hitelt igényelni. Ugyanakkor a bank ügyfeleinek csődvalószínűsége akár olyan jelentős mértékben is megnövekedhet a kamatemelés hatására, hogy az már csökkentőleg hat a bank várható profitjára. Ebben a szituációban a banknak előnyösebb a források határköltség növekedésénél kisebb mértékben növelni a hitelkamatait, valamint többet költeni az ügyfelek kockázatának feltárására és érdemes szigorúbb hitelezési standardokat alkalmazni. Az így létrejövő egyensúlyi helyzetben a bank a hitelkamatát a piaci egyensúlyt biztosító kamatnál alacsonyabban állapítja meg, és a hiteleket adagolja. A kamatláb tehát felfelé ragadóssá válik.

A **bank-váltás költségessége** is magyarázhatja a kamatok ragadósságát. A bankoknak információt kell gyűjteni az ügyfelek kockázati profiljáról ahhoz, hogy az előző pontban tárgyalt kontraszelekciós problémát mérsékelve a kockázati profilnak megfelelően alakítsák ki a hitelkínálatukat, kockázati prémiumukat. Az információk birtokában a kockázatosnak ítélt ügyfeleknek csak magasabb kamaton, vagy csak megfelelő biztosíték, kezes mellett nyújtanak hitelt. Az információgyűjtés azonban költséges és ezt a költséget általában a bank áttérheli az ügyfélre. Amikor az ügyfél bankot vált, újra meg kell fizetnie ezt a költséget. A bankváltás a szokásos keresési költségeken, az úgynevezett „cipőtalp” költségeken túl további költségekkel jár, amelyek mind a bank-váltás ellen szólnak. Ezek a költségek magukban foglalják az új hitel feltételeinek megtanulásával járó időráfordítást, a bank-váltással járó adminisztrációra fordított erőforrásokat. A bank-váltási költség a piac szegmentálódását és a bankonkénti hitelkeresleti görbe rugalmasságának csökkenését okozza.

Ausubel (1991) szerint a hitelkártya kamatok ragadósságára nem ad teljes magyarázatot a keresési, vagy bank-váltási költség. Az általa ismertetett érv a banki **ügyfelek egy részének irracionális** magatartására épül. Létezik ugyanis az ügyfeleknek egy olyan köre, akik úgy gondolják, hogy ki fogják egyenlíteni a tartozásukat a türelmi időszak alatt, amikor még nem kell kamatot fizetniük, ám mégis elmulasztják a visszafizetést. Ezek az ügyfelek nem érzékenyek a kamatláb változására, ugyanakkor hitelképesek, ezért ők a bank kedvelt ügyfelei. A hitelkártya használók másik csoportja nem is szándékozik időben visszafizetni a tartozását, így az ő döntéseiket befolyásolja a kamatváltozás. A hitelkamat csökkenése tehát csak az utóbbi csoportba tartozó, nagyobb kockázatú ügyfeleket vonzaná. Ezért a bank a (fordított) kontraszelekciós probléma miatt kevésbé hajlamos a kamatok csökkentésére. A hitel-kártya kamatok tehát lefelé ragadósak.

A kamatok ragadóssága termékenként eltérő lehet. A hitelkártyának és más **magas kockázatú hiteltermékek** kamatainak alacsony érzékenysége a forráskamatokra azzal is magyarázható, hogy a termékek kamatában a kockázati felár a meghatározó és nem a forrásköltség. Példaként említjük a hitelkártya mellett a fogyasztási hitelek kamatmerevségét.

³ Lásd: Stiglitz-Weiss, 1981, vagy magyar nyelven James és Smith (1996).

A **kockázatmegosztásra** (*risk sharing*) épül a következő elmélet. Ha a hitelfelvevők kockázatkerülőbbek, mint a bank tulajdonosai, részvényesei, akkor érdemes a két csoport között átcsoportosítani a kockázatot a megfelelő ellentételezés mellett. A kockázatkerülő hitelfelvevő az egyenletes kamatfizetést preferálja, szemben az ingadozóval. Ezért a bank a hitelkamatait úgy állapítja meg, hogy azok a forrásköltségnél kevésbé legyenek változékonyak, tehát időben kisimítja a hitelkamatot. A bank a megnövekedett kockázatot magasabb átlagos hitelkammattal kompenzálja. Az átlagos kamatláb növekménye a kockázati prémium. Ilyen módon egy implicit biztosítás jön létre a hitelfelvevő és a bank között, amely megteremti a hitelkamat ragadósságát. A hitelkamatok simítása azt eredményezi, hogy olykor az ügyfelek a piaci kamatlábhoz viszonyítva kedvezményesen vehetnek fel hitelt, máskor pedig előnytelenebb feltételek mellett. Az utóbbi esetben az adott bank ügyfeleinek érdemes lenne más banktól felvenni a hitelt. Fried és Howitt (1980) szerint erre a bank-váltási költségek miatt nem kerül sor, ami az ügyfelek és a bank közötti hosszú távú kapcsolatot biztosítja.

Az eddigi elméletek a kamatok ragadósságáról szóltak. Ugyanakkor elméletileg az is alátámasztható, hogy a banki kamatok változása bizonyos esetekben meghaladja a forrásköltség változását, vagy időben megelőzheti. Egy-egy példát mutatunk mindkettőre. Ha a bankok simítják a kamataikat, akkor a forrásköltség jövőbeli emelkedésére vonatkozó várakozások felerősödésével racionális a hitelkamatokat megemelni még mielőtt a forrásköltség emelkedése bekövetkezne. Ez különösen igaz akkor, amikor a rövid forrásokból finanszíroznak hosszú hiteket, mint általában a bankok esetében. A banki kamatok változása pedig a következők miatt haladhatja meg a forrásköltség változását: ha a marginális forrásköltséggel azonos mértékben növekszik az elvárt hozam, akkor a hitelkamatoknak is azonos mértékben kell nőnie, ha minden ügyfél visszafizeti az adósságát. Ha azonban a hitelkihelyezés kockázatos, akkor a nemfizető ügyfelek hiteleihez kapcsolódó megnövekedett elvárt hozamot is tartalmaznia kell az új hitelkamatnak⁴.

A kamattranzmisszió és különböző ország-specifikus tényezők közötti kapcsolatot vizsgálta például Mojon (2000) és Cottarelli és Kourelis (1995) is. Eredményeik szerint a kamatvolatilitás szignifikánsnak bizonyult a kamattranzmisszió országok közötti különbségének megmagyarázásában. A piaci koncentráció kamattranzmisszióban betöltött szerepét felmérő empirikus kutatások eredményei nem teljesen egybehangzóak. Cottarelli és Kourelis (1995) eredményei szerint a piaci koncentráció nem magyarázza szignifikánsan a kamatátgyűrűzés országok közötti eltérését, Mojon (2000) európai országok hitel és betéti kamatait vizsgálva ugyanakkor azt találta, hogy a bankok közötti verseny jelentősen erősíti a hitel és betéti kamatok alkalmazkodásának sebességét.

⁴ Képlettel kifejezve: $(1 + r_h) \cdot (1 - EN) = 1 + r_{\text{elvárt}}$, ahol r_h a hitelkamat, EN a nemfizetők

várható aránya. $\frac{\partial r_h}{\partial r_{\text{elvárt}}} = \frac{1}{1 - EN} > 1$, azaz a hitelkamatláb az elvárt hozamot meghaladó

mértékben kell növekednie. Ha pedig azt is figyelembe vesszük, hogy a hitelkamatláb növekedésével a nem fizetések aránya nő, akkor felerősödik az elvárt hozamnak a hitelkamatlábba gyakorolt hatása. Minthogy az elvárt hozam korlátos, ezért a korábbi megállapítások csak az elvárt hozam releváns tartományában értelmezhetőek. (Az elvárt hozam korlátossága az adózás elméleténél ismert Laffer-görbe szerinti visszahajlással magyarázható. Az elvárt hozam egy pontig növekszik, aztán csökken a hitelkamatok függvényében, mivel a hitelkamatláb növelésével a nemfizetési arány is emelkedik.)

A piaci struktúra és a bankok árazási magatartása közötti összefüggést vizsgálta 8 közép-kelet-európai országra vonatkozóan Móre és Nagy (2003). Eredményeik szerint az 1998-2001-es időszakban a piacok koncentrációja nem volt hatással az egyes piacokon jellemző kamatmarzsra, vagyis a nagyobb koncentráció nem eredményezett összejátszást. Az egyes piacokon belül azonban a domináns bankok relatív erőfölényüket árazásukban is érvényesítve extraprofitra tettek szert.

Több vizsgálat is kimutatta, hogy a banki kamatok eltérően reagálnak a kamatcsökkenésre és emelkedésre, mégpedig a hitelkamatok lefele, míg a betéti kamatok felfele ragadósabbak. Mojon (2000) szerint ez az aszimmetria megfigyelhető számos európai ország esetén (például Franciaország, Olaszország, Németország, Spanyolország, Hollandia), Mester és Saunders (1995) pedig az USA-ra vonatkozóan tapasztalt ilyesféle aszimmetriát. Az aszimmetria a hitelkereslet és a betétkínálat korlátozott rugalmasságát tükrözi.

I. 3. Az elméletek implikációi a hazai kamattranszmisszióra vonatkozóan

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, amelyek az EMU csatlakozást követően is csak lassan, fokozatosan változik, előrevetítve a kamattranszmisszióban meglévő különbségek fennmaradását. A fenti szempontok egy része szerint a magyar bankrendszerben gyors kamattranszmissziót feltételezhetünk, ugyanakkor a szempontok másik része éppen a lassú és részleges kamataalkalmazkodásra ad magyarázatot. A következőkben ezeket vetjük össze, valamint a tényezők jövőben várható alakulása alapján következtetünk a kamattranszmisszió várható változására.

Dezintermediáció

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

1. táblázat:

A bankbetétek aránya a háztartások pénzügyi eszközeiben, 2002 (%)

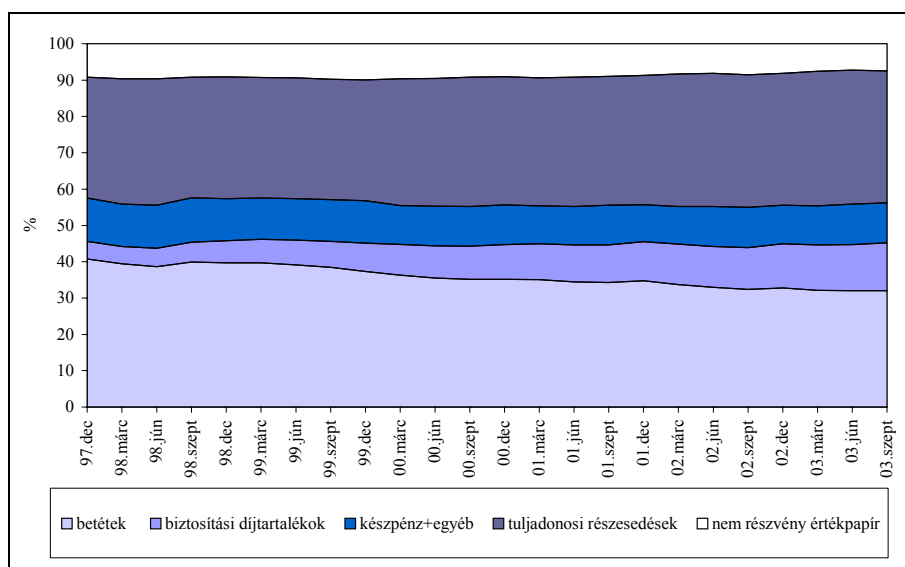
Ország	Arány
Belgium	26,1
Németország	33,3
Spanyolország	36,5
Franciaország	28,3
Hollandia	19,7
Ausztria	52,1
Portugália	44,1
Finnország	32,5
Svédország	13,6
Norvégia	32,4
Magyarország	31

Forrás: Eurostat, MNB

A betétek aránya emellett folyamatosan csökkenő tendenciát mutat: az elmúlt 5 évben a betétek részaránya csaknem 10 százalékponttal mérséklődött, ami a nem-banki befektetések fokozatos térnyerését mutatja. (ld. az 1. ábrát) E csökkenés nem a közvetlen tőkepiaci befektetések, hanem mindenekelőtt az életbiztosítási díjtartalékok és a pénztári vagyoni javára történt, amelyben a dezintermediáció általános tendenciája mellett komoly szerepe lehetett az e megtakarítási formákat érintő adókedvezményeknek is. Mindez azt mutatja, hogy a háztartások számára elérhetőek az egyéb befektetési formák is, amelyek a bankbetétek helyettesítőjeként szolgálhatnak. E tény azonban önmagában még nem jelenti feltétlenül azt, hogy a betétek hozamrugalmassága magas.

1. ábra:

A lakossági pénzügyi követeléseinek megoszlása



Forrás: MNB

Az eszközoldalt 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%-a és 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%-a közvetlen külföldi hitel – zömmel bankhitel, a hazai bankszekortól felvett devizahiteleket is figyelembe véve pedig a vállalati hitelek több mint 55%-a devizában denominált (ld. 2. táblázat). Vagyis a vállalatok – elsősorban a nagyvállalatok – könnyen tudják helyettesíteni a hazai 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 devizaösszetétele

2003 december

	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 bankok közötti koncentrációt mérő mutatók köre. Magyarország az 5 legnagyobb bank összes eszközbeli részesedését, illetve a Herfindahl indexet⁵ tekintve is az euróövezet országainak középmezőnyében helyezkedik el, ez utóbbi 1000 körüli értéke még éppen versenyzőinek tekinthető piacot tükröz (ld. 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 foka, amelyet a Herfindahl index magas,

⁵ A Herfindahl index a piacon jelenlévő bankok százalékban kifejezett piaci részesedésének a négyzetösszegét jelenti, részletesebben lásd Hunyadi és Vita (2002).

2000 fölötti értéke jelez.⁶ Fel kell hívnunk a figyelmet, hogy a fenti mutatók nem feltétlenül tükrözik jól a versenyhelyzetet, ugyanis azt egyéb tényezők, például a belépési korlátok⁷, illetve a dereguláció is befolyásolja (Móré és Nagy, 2003; Mojon, 2000). Várhegyi (2003) szerint a verseny fokának megítéléséhez a piaci struktúra ismeretén túl érdemes a magyar bankrendszer hatékonyságát és jövedelmezőségét is elemezni. A nemzetközi összehasonlításban viszonylag gyenge hatékonyság melletti magas jövedelmezőség alapján már a verseny gyengébb fokára következtethetünk, mint amit pusztán a piaci struktúra sugall.

A vállalati szegmenst jellemző erős verseny következtében a bankváltás költségessége Magyarországon jelenleg nem eredményez 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 hitelkereslet kamatrugalmasságát. Ezt támasztja alá az is, hogy a vállalatok gyakran több bankkal állnak kapcsolatban. A lakossági üzletágban ugyanez nem mondható el – ott a kedvezőbb hozamot kínáló bank vagy egyéb alternatív befektetési formák keresésével kapcsolatos költségek feltehetően csökkentik a betétkínálat és a hitelkereslet hozamrugalmasságát.

A vállalati és a lakossági üzletágban tapasztalható jelentősen eltérő erősségű verseny miatt a bankváltás költsége az ügyfél számára a vállalati szegmensben elhanyagolható, ellentétben a lakossági üzletággal. Mivel a vállalati üzletágban fokozottabb a verseny – melyre a Herfindahl-indexek szignifikáns különbsége és az eltérő banki költségek alapján következtethetünk – ezért itt gyorsabb kamatátgyűrűzést valószínűsítünk. Ezt a hipotézisünket az empirikus vizsgálatunk során teszteljük majd.

⁶ Az OTP Bank domináns szerepet tölt be ebben az üzletágban. Ezzel összhangban az OTP rendelkezik a betétállomány jelenős részével.

⁷ A lakossági üzletágban jelentős belépési korlátnak számít a fiókhálózat költséges kiépítése.

3. táblázat:

Koncentráció az euróövezet országainak bankszektoraiban (2002)

	5 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 átlag</i>	39	640
Svédország	63	
Anglia	30	
USA*	27	
Japan*	30	
Magyarország	58	950

Forrás: ECB(2002)

*2000

**Az öt legnagyobb bankcsoport részesedése

Kamatalakulás

Hazánkban, más országokhoz viszonyítva és az alkalmazott kamatmarzsokhoz képest is relatíve nagy kamatváltozások elvben a jobb transzmisszió irányába hathatnak, hiszen egy profit maximalizáló banknak nagy kamatváltozásokra azonnal érdemes reagálni, ellentétben a kisebb 25-50 bázispontosokra, amelyek a kamatmarzsok 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 trendje a csökkenő infláció és a GMU-hoz való csatlakozással együtt járó kamat-konvergencia miatt valósul meg. A trend azonban bizonytalan, mivel a csatlakozás időpontja nincs kőbe vésve, valamint a trendtől való eltérés

előfordulhat, ahogy azt a 2003 második felében megvalósult jegybanki alapkamat-emelés⁸ is példázza. A kamatcsökkenésre vonatkozó általános várakozás a kereskedelmi banki kamatok felfele való merevségében tükröződhet.

Likviditás

A magyar bankrendszernek likviditástöbblete van, bár ez a likviditástöbblet nem egyenletesen oszlik meg az egyes bankok között. A likviditási többlet nagyobb mozgásteret enged a bankoknak az árazásuk kialakításában, tehát 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, mely tendencia folytatódása elősegíti a passzív oldali monetáris szabályozásról az aktív oldalra való átállás elérését. A likviditás szűkülésének várható folytatódása, illetve az aktív oldali szabályozásra való áttérés erősíthetik a kamattranzmissziót.

Hitelezési kockázat

Az országonként eltérő adottságú pénzügyi rendszer a kamattranzmisszió országonkénti különbözőségére ad magyarázatot. A banki kamatok ragadósságát magyarázó elméletek a banki tevékenység sajátosságaira épülnek, így akár azonos hatásúak is lehetnek az egyes országokban. Ugyanakkor az egyes magyarázatok eltérő relevanciával bírnak különböző országokban, időszakokban. Így például a bankváltás költsége, mint ahogy azt korábban már megjegyeztük, elhanyagolható a vállalati üzletágban a jelenlegi erős verseny mellett Magyarországon. A kontraszelekció problémája azonban fokozottan jelentkezhet a magyar bankrendszerben, szemben a fejlettebb országokkal, mivel a potenciális hitelfelvevők hazánkban általában rövidebb hiteltörténettel rendelkeznek, ami alapján a bank következtethet az ügyfél kockázatára. 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 továbbá kedvezőtlenül érinti, hogy hazánkban nem sikerült –adatvédelmi aggályok miatt– pozitív adólistát felállítani, amiben a bankok a szerződés szerint teljesítő ügyfeleik hiteltörténetét vezethetnék és az összegyűjtött információkat hasznosíthatnák a hitelezési döntéseiknél.

A bankok átárazási sebességét az *ügyfelek megfelelő tájékoztatását előíró jogszabályok* is befolyásolják. Magyarországon a Hitelintézeti törvény például előírja, hogy a banki termékek kondícióit érintő, az ügyfelek számára kedvezőtlen változásokról az ügyfeleket tizenöt nappal a változást megelőzően értesíteni kell⁹. Ugyanakkor nem tartjuk jelentősnek ennek késleltető hatását az átárazásra nézve, mivel a bankok általában előre meghatározzák, hogy mely esetekben változtatják kamataikat, valamint az ügyfelek számára kedvező kamatváltozás is általában tizenöt napnál hosszabb döntési és adminisztratív folyamat eredménye.

⁸ Az utóbbi három kamatemelés során 2003.06.11-én 6,5%-ról 7,5%-ra nőtt a jegybanki alapkamat, majd 2003.06.19-én 9,5%-ra és végül 2003.11.28-án 12,5%-ra.

⁹ A HPT 210. § (4) szerint: "Az üzletszabályzat kamatot, díjat vagy egyéb feltételeket érintő - az ügyfél számára kedvezőtlen - módosítását a módosítás hatálybalépését tizenöt nappal megelőzően, hirdetményben közzé kell tenni..."

A hitelek és betétek átárazódási sebessége és lejárat

A hazai kamattranzmisszió erősségének megítéléséhez az új hitelek kamatait vizsgáltuk, ugyanakkor a tranzmisszió szempontjából nem csak az új hitelek kamata releváns, hiszen a kamatváltozások jövedelmi hatását tulajdonképpen nem csak az új, hanem a teljes meglévő hitel/betétállomány kamatának változása határozza meg. A kamattranzmisszió sebességét az új hitelek árának reakciója 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 kamattranzmisszió.

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

Magyarországon európai összehasonlításban rövid a hitelek, illetve betétek lejárat és nagy a változó kamatozású termékek aránya, mint ahogy az a kevésbé fejlett, nagyobb inflációs és kamatbizonytalansággal jellemezhető országokban jellemző. 2001-ben a teljes hitelállomány 95%-a 1 éven belüli átárazódási periódusú volt, ez az arány 2002 végére, az állami támogatású jelzáloghitelek felfutása mellett is csak 88%-ra csökkent (Stabilitási Jelentés, 2003). Feltételezve, hogy a vállalati folyószámlahitelek mind éven belül átárazódnak, a 2003-ban kötött új vállalati hitelszerződések kb. 99%-a volt éven belüli átárazódású,¹⁰ 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 ill. nagyobb inflációs múltú országokra (Spanyolország, Olaszország, Görögország) jellemző a rövid és/vagy változó kamatozású hitelek magas aránya.¹¹ Az infláció mérséklődésével és a makrogazdasági stabilitás erősödésével a hitelügyletek lejárat feltehetően nőni fog, ami a rövid instrumentumhoz kötődő jegybanki alapkamat és az átlagos hitelkamat közötti kamattranzmisszió gyengülésének irányába hathat.

¹⁰ A folyószámlahitelek az összes vállalati hitel csaknem 75%-t tették ki a 2003-ban kötött új hitelszerződéseknek. A folyószámlahitelek lejárat struktúrájáról nincs információ, feltételezhetően azonban rövid, jellemzően éven belüli átárazódásúak.

¹¹ Id. Ehrmann et al. (2001)

II. Stilizált tények az árazásról

Elemzéseinket különböző aggregáltsági szintű adatokon végezzük el. Az ökonometriai elemzés során aggregált és egyedi banki kamatadatokat is használunk. Azonban ökonometriai modellek alkalmazása nélkül, a makro-szintű kamatviselkedést mutató átlagos banki kamatadatok kvalitatív vizsgálata alapján is megfogalmazható pár fontos stilizált tény. A bankrendszer átlagos hitel és betét kamatain kívül az átárazás mértékéről és időzítéséről alkotott kép kialakításához néhány bankonkénti termékenkénti kamatláb minimális és maximális értékének idősorát is bemutatjuk, amelyet azonban nem elemzünk ökonometriai módszerekkel az adatok hiányossága miatt.

II. 1. A hitel és betét kamatok bankrendszeri átlagának vizsgálata

Aggregált adataink a vállalati rövid betéti- és hitelkamatokra, a lakossági rövid betéti kamatokra, valamint egy lakossági hiteltermék, a fogyasztási hitelkamatra vonatkoznak. (Az adatokról részletesebben lásd a III. részt)

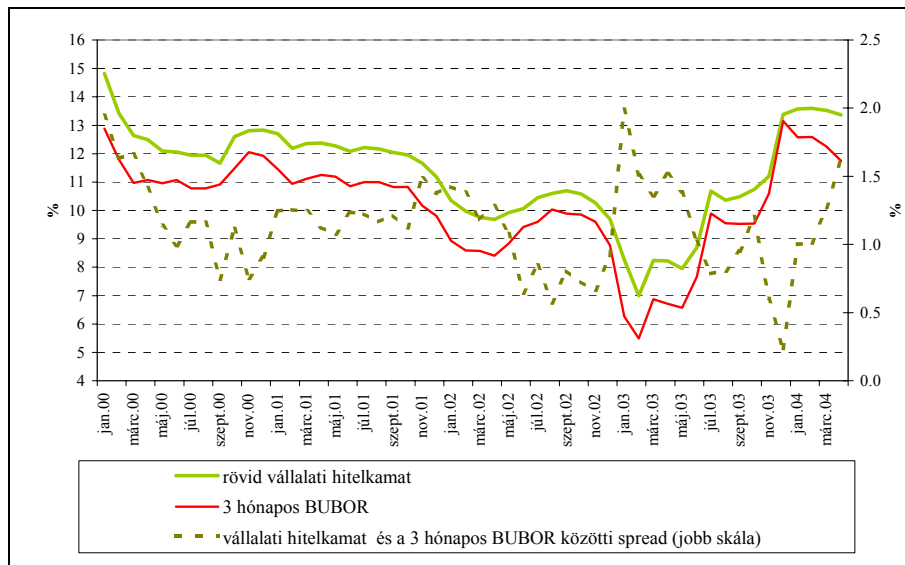
Az átlagos rövid hitelkamatok és a betéti kamatok alakulásából négy fontos stilizált tény rajzolódik ki.

1. Szembetűnő, hogy mind a hitelkamatok és a piaci hozam, mind a piaci hozam és a betéti kamat közötti kamatrés változik a piaci hozamok változásakor (ld. a 2. és a 3. ábra). Konkrétan, 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 egyben 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 betéti kamatok kisebb mértékben reagálnak a piaci hozam változásaira, mint a vállalati rövid betétek kamatai, ami a piaci hozamhoz viszonyított kamatrés nagyobb volatilitásában, és 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. Néhány, jelentős piaci hozameséssel jellemezhető időszakban (például 2002. február, 2003. január-február) azonban a lakossági betéti kamatok lenyhább alkalmazkodása miatt a vállalati betéti kamatok átmenetileg a lakossági betéti kamatok alá kerültek. Ez arra enged következtetni, hogy a bankok a lakossági ügyfelek számára jobban simítják a piaci hozam ingadozásait.

2. ábra:

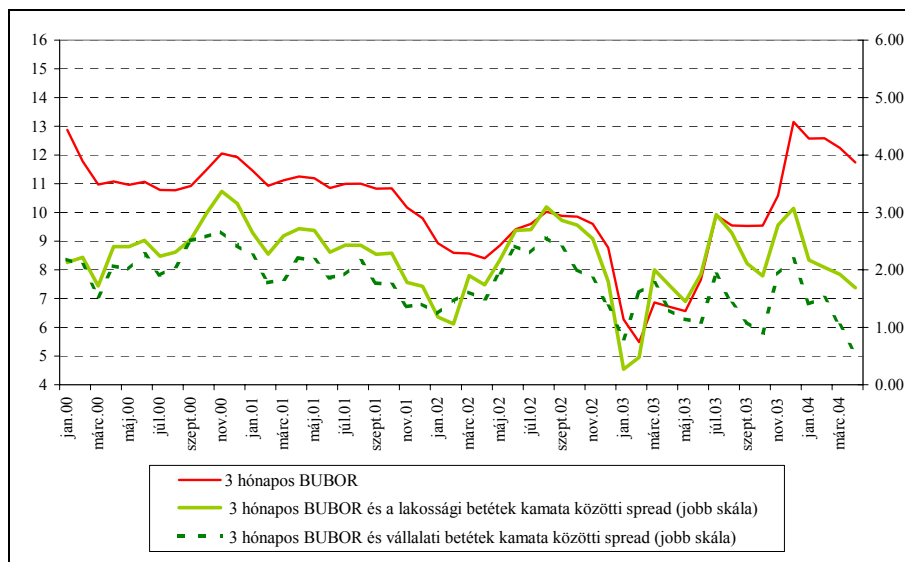
A rövid lejáratú vállalati átlagos hitelkamat és a 3 hónapos BUBOR, valamint a köztük lévő különbség



A piaci hozam és a lakossági betéti kamat között lévő spread volatilisabb a vállalati rövid 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 hitelkamatok közötti marzs szintén negatív kapcsolatot mutat a piaci hozammal (ld. 4. ábra).

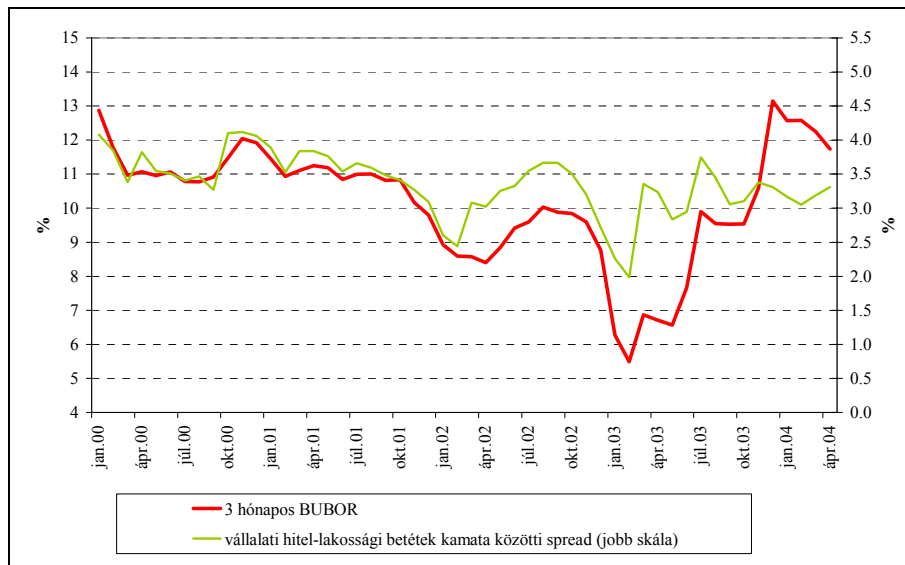
3. ábra:

A 3 hónapos BUBOR, valamint a 3 hónapos BUBOR és az átlagos rövid vállalati illetve lakossági betéti kamat között lévő különbség



4. ábra:

A vállalati hitelek és a lakossági betétek kamata közötti spread és a 3 hónapos BUBOR

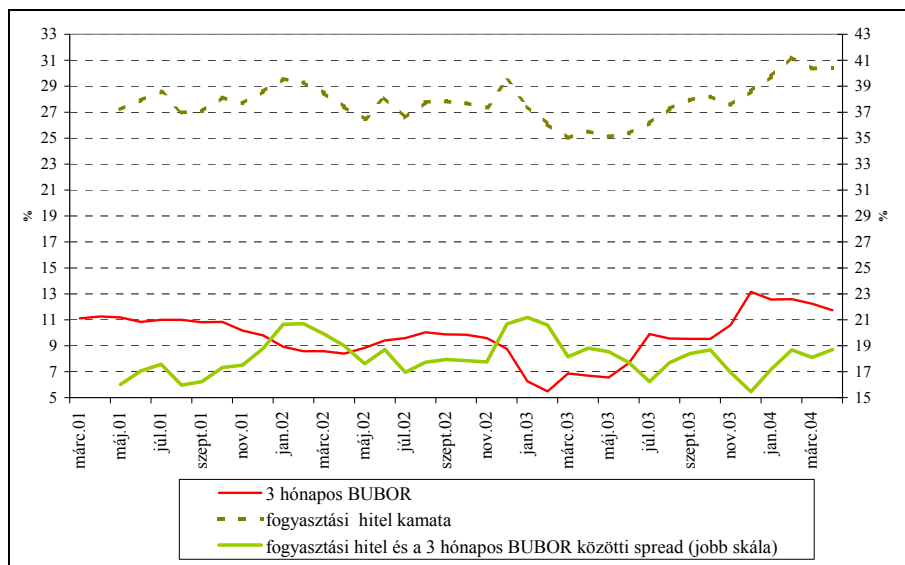


Megjegyezzük, hogy a 2003. januári spekulációs támadást követő időszakot kivételként kell kezelnünk, a banki kamatok részleges alkalmazkodása ez esetben ugyanis egybeesett a jegybank szándékaival. A spekulációs támadás idején a jegybank 200 bázisponttal csökkentette irányadó hozamát, de az eszköztár egyéb elemeinek változtatása miatt (mennyiségi korlát a kéthetes betétre és egyúttal az O/N kamatfolyosó +/- 300 bázispontos kiszélesítése) az effektív kamat, és így a piaci rövid hozam is ennél sokkal nagyobb mértékben, mintegy 500 bázisponttal csökkent. Az addicionális 300 bázispontos csökkenés azonban bevallottan, a jegybank szándékai és kommunikációja szerint is csak átmeneti volt, amelyet a jegybank épp oly módon jutatott kifejezésre, hogy azt nem az irányadó kamat változtatásával idézte elő.

4. Végül megvizsgáltuk a fogyasztási hitelek hitelköltségének alakulását. A fogyasztási hitelek költsége – szemben a vállalati hitelekkel – jelentős mértékben, 15-20%-ponttal haladják meg a piaci hozamot (ld. 5. ábra). A fogyasztói hitelek kamata láthatóan kevésbé korrelál a piaci hozammal, melynek az is lehet a magyarázata, hogy a fogyasztási hitelek egy része hosszabb lejáratú, így a rövid hozammal való összevetés félrevezető lehet. Mindazonáltal feltételezhető, hogy minél kisebb a forrásköltség súlya a hitelkamat szintjében az egyéb tényezők, például a hitelkockázatra reflektáló prémiumhoz képest, annál gyengébb a kapcsolat a piaci hozammal.

5. ábra:

Fogyasztási hitelek átlagos hitelköltség mutatója és a 3 hónapos BUBOR, valamint a köztük lévő különbség



Fontos megemlíteni, hogy a kötelező tartalék miatti jövedelem-elvonás trendszerű csökkenése a spreadek mérséklődésének irányába hathatott. Ahhoz, hogy ennek a hatásnak a jelentőségét megítéljük, megbecsültük a tartalékolás jövedelem-elvonó hatásának változását. Ugyan a kötelező tartalékot a kereskedelmi banki források egy része után kell képezni, mégis feltételezhető, hogy a jövedelem-elvonás nem csak a tartalékköteles források kamata és a piaci kamat közötti rést befolyásolja, hanem a hitel és a piaci kamatok közötti rést is. A tartalékolás költségének a forrás és az eszköz oldal közötti megoszlása azonban nem ismert. A tartalékolási kötelezettség alá eső források köre, valamint a kötelező tartalékolási ráta és a tartalékra fizetett kamatok is többször módosultak az általunk vizsgált időszakban¹². A kötelező tartalék ráta 2000 eleji 12%-os szintről 2003 végére 5%-os szintre való csökkentése, valamint a tartalékra fizetett kamat emelése az elvonás mértékének irányába hatott. A tartalékolási kötelezettség alá eső források körének változása nehezen számszerűsítő a jövedelem-elvonás szempontjából, ezért ettől eltekintünk. A deviza és a forint tartalékokra fizetett kamatok különböztek, melynek hatását szintén nem számszerűsítjük. Ha a kéthetes futamidejű jegybanki betét jelenti a kötelező tartalék alternatíváját, akkor a két hetes jegybanki betéti kamatnak a kötelező tartalékra fizetett kamatot meghaladó része a bankok tartalékoláson elszenvedett kamatvesztése. Ennek alapján számítható a jövedelem-elvonás MNB által használt mérőszáma¹³, mely már a

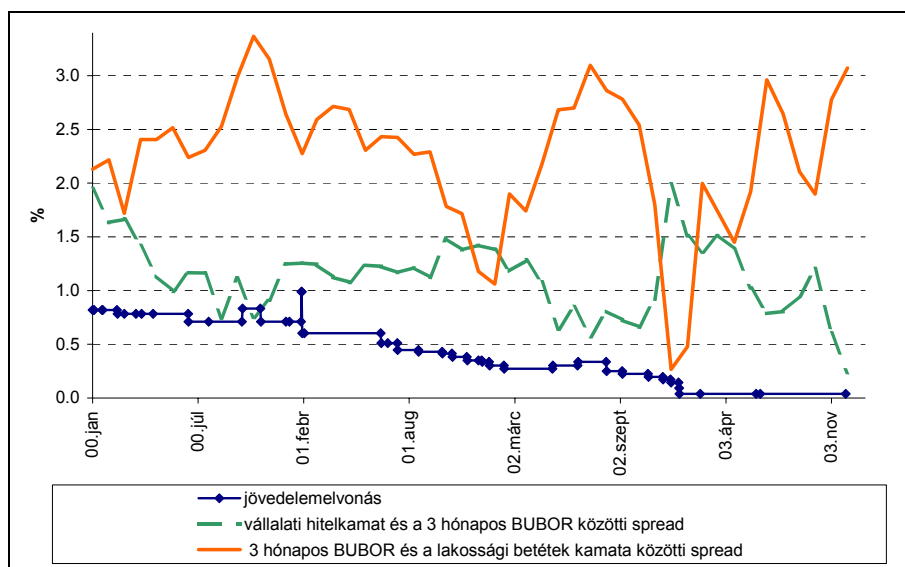
¹² A tartalékolási kötelezettség változásairól lásd: Szegedi (2002).

¹³ Jövedelem-elvonás: $T = \frac{1}{1-t} \cdot t \cdot (r_{MNB} - r_{köt.tart})$, ahol t a kötelező tartalékráta, r_{MNB} a kéthetes jegybanki betéti kamat, $r_{köt.tart}$ a kötelező tartalékra fizetett kamat. A kéthetes jegybanki betét helyett természetesen más instrumentum is képviselheti az alternatív befektetési lehetőséget, ekkor ennek kamatát kell a képletben szerepeltetni. Lásd: http://www.mnb.hu/dokumentumok/korlevel1201_hu.pdf

spreaddel összevethető mutató. Ez a mutató azt fejezi ki, hogy mekkora a bankok betéti és hitelkamatai közötti minimális különbség, amely mellett már éppen nem veszteséges a betét elfogadás és annak kihelyezése a kötelező tartalékolásnak való megfelelés mellett. A 6. ábrán látható, hogy a jövedelem-elvonás közel 80 bázisponttal csökkent, tehát a betéti és hitel spreadek együttes csökkenéséből közel ekkora rész tudható be a tartalékolási kötelezettség változásának. Azonban csak a rövid vállalati hitelek spreadje mutat trendszerű viselkedést a vizsgált időszakban. Valamint ez a trend is valószínűleg csak látszólagos és azzal a fent bemutatott jelenséggel függ össze, hogy a hitelkamatok és a piaci kamat közötti kamatrés negatívan korrelál magával a piaci hozammal.

6. ábra:

A jövedelem elvonás és a spreadek alakulása



A spreadek szintjének alakulása és nemzetközi összehasonlítás

A rövid vállalati hitelkamatok és a piaci hozam közötti spread nagyságrendileg hasonló, sőt, valamelyest még alacsonyabb is az európai országokra jellemző szintnél. Mojon (2000) alapján az európai országokban a rövid vállalati hitelkamatok 2-3%-pontos spreadet tartalmaznak a piaci hozamhoz képest, míg nálunk ez az érték 2000-2003-ban átlagosan 1,2%-pont volt, vagyis tovább mérséklődött az 1996-1999-re jellemző 2% körüli szintről. Megjegyezzük, hogy a vállalati spread csökkenése ellentétes tendenciákat rejtethet. Az elmúlt években ugyanis a bankszektor fokozatos nyitása érzékelhető a kockázatosabb vállalati szegmens felé, így például a kis- és középvállalatoknak nyújtott hitelek aránya fokozatos emelkedést mutat. A magasabb kockázatú hitelek részarányának növekedése az átlagos hitel spread növekedésének irányába hat. Az a tény, hogy e növekedés mégsem érzékelhető, több tényezőtől származhat. Elképzelhető, hogy az egyes termékek spreadjének csökkenése ellensúlyozta az összetétel változásának hatását, azonban lehetséges, hogy a kis- és középvállalatok számára fajlagosan magasabbak az egyéb, nem a szerződéses kamatban rögzített költségek.

A betéti oldalon ugyanakkor a spreadek kis mértékben magasabbak az euróövezetre jellemző értéknél: a rövid lekötött vállalati betétek spreadje átlagosan 1,8 %pont, a

lakosságié pedig 2,4%pont volt az elemzett periódusban, míg ez az érték 1-2% körül alakul az európai országokban.

II. 2. A bankonkénti rövid vállalati hiteltermékek kamatainak vizsgálata

Az aggregált adatokon végzett fenti elemzés eredményét kiegészítjük bankonkénti termékenkénti adatok vizsgálatával. Az adatok a gazdálkodó szervezetek részére nyújtott néhány rövid hitel meghirdetett minimális, és maximális kamatadatait tartalmazzák. Az egyedi adatokon végzett elemzés előnye az aggregált adatokon végzettel szemben, hogy míg az átlagos kamatstatisztika akkor is változik, ha az átlagolásnál alkalmazott súlyok változnak, addig az egyedi hiteltermékek kamat adatainál nem merül fel ez a probléma. Ugyanakkor a hitelek meghirdetett minimális és maximális kamatai közötti – néhol nem csekély – különbség miatt nem ismerjük pontosan a hitelnyújtás során alkalmazott kamatokat. A meghirdetett minimális és maximális kamatban tapasztalható változás azonban információt nyújt mind az átárazás mértékéről, mind annak pontos időzítéséről.

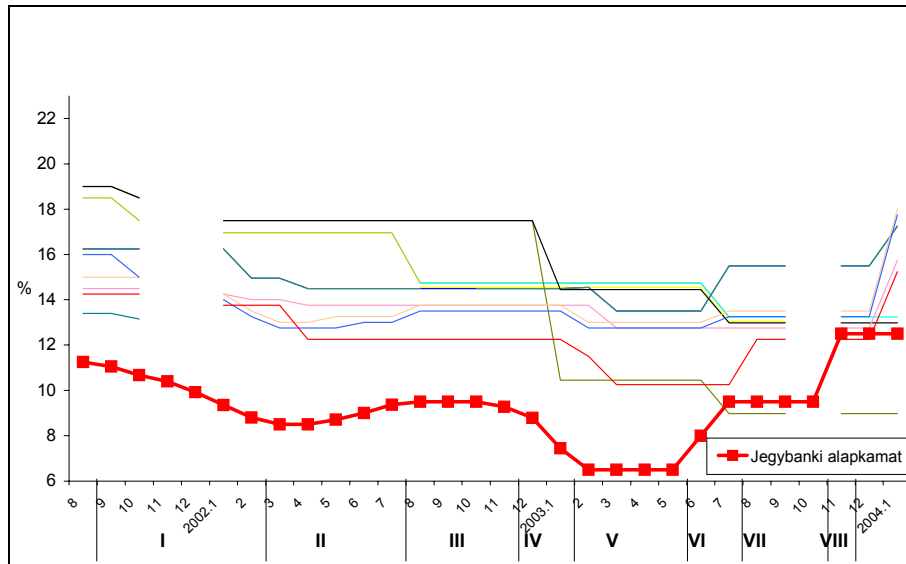
A vizsgált rövid hitelek többségükben vállalati folyószámla hitelek voltak, részben pedig forgóeszköz hitelek. Az adatok ismeretében a következő megállapításokat tehetjük:

1. A folyószámlahitel-kamatok egy része nem bizonyul érzékenynek a monetáris politikára és jellemzően magas értéken volt rögzítve. Ugyanakkor a folyószámla hitelek kamatának rögzítése nem bank-specifikus, mivel találunk olyan bankokat, amelyek bizonyos típusú folyószámlahitelük kamatlábát gyakran módosítják a piaci kamatok változásával, míg más folyószámlahitelek kamatát szinte lerögzítik. Ezek a magas szinten rögzített – mintegy büntető kamatként alkalmazott – folyószámlakamatok hozzájárulnak a részleges kamat-alkalmazkodás jelenségéhez.
2. További eredmény, hogy azok a folyószámla és forgóeszköz hitelkamatok, amelyek nem rögzítettek, és amelyek minimális és maximális értékeinek alakulását a 7. ábrán feltüntettünk, jellemzően 1-2 hónapon belül alkalmazkodnak a jegybanki kamatváltozáshoz.
3. Az utólag átmenetinek bizonyuló, kismértékű jegybanki kamatváltozásra nem változtak a kamatsávok.

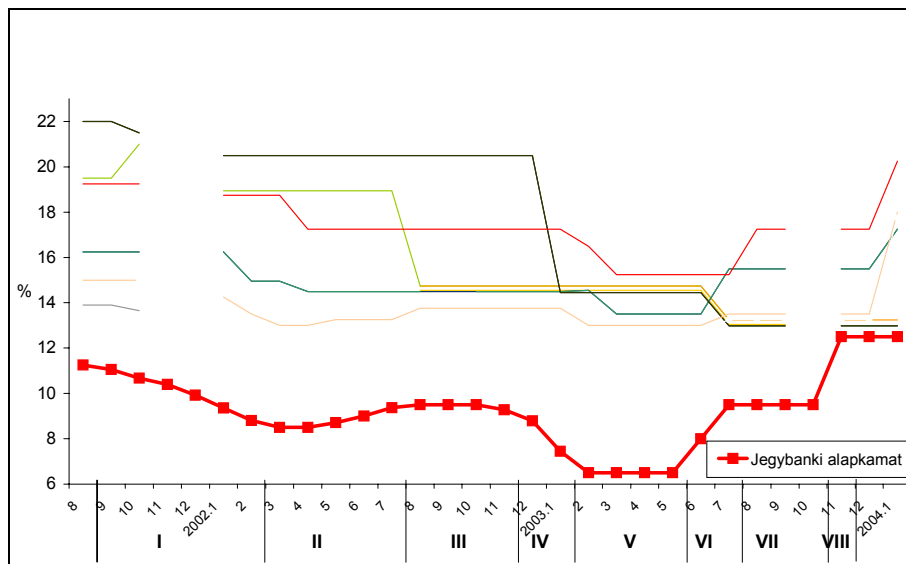
7. ábra:

Néhány banki rövid-hitelkamatláb minimális és maximális értéke, valamint a jegybanki alapkamat alakulása

Minimális értékek



Maximális értékek



Forrás: Bankinfo Center Rt.

Megjegyzés:

-Az adatok havi frekvenciájúak.

-Az adatok 3 hónapban nem álltak a rendelkezésünkre.

-A havi jegybanki alapkamatot az adott hónapban érvényes átlagos jegybanki alapkamatként számítottuk.

A továbbiakban kizárólag a kamatérzékeny termékek vizsgálatából vonunk le következtetéseket a bankok átárazására vonatkozóan. A rugalmasan változó rövid kamatoknak gyakran az egy, vagy a három hónapos BUBOR, vagy a jegybanki alapkamat jelenti a referenciahozamát, így nem meglepő a 7. ábrán feltüntetett jegybanki alapkamattal való szoros együttmozgás. A 2001 augusztusától 2004 januárjáig terjedő időszaknak nyolc „epizódját” tekintjük át a következőkben az átárazás szempontjából. A nyolc „epizódot” a jegybanki kamat alakulása alapján határoztuk meg.

Az első jegybanki kamat változtatás¹⁴ 2001.09.10-én volt a vizsgált időszakban: 11,25%-ról 11%-ra csökkent a jegybanki alapkamat. Az ezután következő hat kamatcsökkentés során a jegybanki alapkamat lement 11%-ról 8,5%-ra. A 2,5%-os kamatcsökkenés a 7. ábrán látható minimális és maximális kamatokban 1-2%-os változást okozott és az átárazást 1-2 hónapon belül hajtották végre a bankok.

A második epizódban a jegybanki alapkamatot két lépésben felemelték 9,5%-ra, de erre az általunk vizsgált termékek kamatsávjai – egy kivételével – nem változtak. Ennek hátterében a már korábban ismerttetett, várt csökkenő kamattrend okozta aszimmetria állhat. Ugyanakkor a kamatsáv változatlansága nem jelenti maguknak a kamatoknak a változatlanságát, hiszen azok a sávon belül elmozdulhattak. A III., V., és VII. időszakban nem változott sem a jegybanki alapkamat sem a vizsgált rövid kamatok minimális és maximális értéke, ugyanakkor a köztes IV. és VI. és VIII. időszakot jelentős kamatváltozások jellemezték. A IV. időszakban a jegybanki alapkamat 8,5%-ról 6,5%-ra csökkent, amelyre a bankok jelentősen eltérő mértékű – 1%-tól 6%-ig terjedő – kamatsávcsökkentéssel reagáltak. A VI. periódus két lépésben végrehajtott jegybanki kamatemelés után a bankok ismét viszonylag hamar, 1-2 hónapon belül átáraztak. Ugyanakkor a 3%-os jegybanki kamatemeléshez csak részlegesen igazították a bankok a kamatsávjaikat: a legnagyobb emelés 2%-os volt¹⁵. A 2003.11.28-ai 3%-os jegybanki kamatemelést követően – az emelésre egyáltalán reagáló – kamatokat általában jellemzően csak 2004 januárjában változtatták meg a bankok. A kamatsávok módosulása ismét jelentősen eltért bankonként: 3-4,5% közé esett. Tehát a november végi jegybanki kamatemelésre már nem a részleges kamatalkalmazkodás, hanem a kamatemelés mértékével megegyező, vagy azt meghaladó átárazás volt jellemző. Ennek hátterében a kamatkonvergencia sebességéről szóló várakozások megváltozása, illetve a korábbi részleges alkalmazkodásból eredő lemaradás „behozása” állhatott. A kamatsávok alakulásából tehát arra következtethetünk, hogy az átlagos hitelkamatok és a piaci hozamok közötti spread decemberben tapasztalt számottevő szűkülése csak ideiglenes jelenség, vagyis csak az átgyűrűzés sebessége, és nem a mértéke volt alacsony.

¹⁴ A jegybanki alapkamat alakulásáról lásd a 10. táblázatot a függelékben.

¹⁵ Két bank – meglepő módon – csökkentette a meghirdetett maximális és minimális kamatait. Ugyanez a két bank egyáltalán nem, illetve csak alig változtatta a következő kamatemelés során a kamatsávját.

III. Az elemzés során felhasznált adatok bemutatása

Az ökonometriai elemzést egyrészt a bankrendszeri szinten aggregált adatokon végeztük, másrészt egyedi banki adatokon.

III. 1. Aggregált kamatadatok

Az aggregált elemzéshez az egy évnél rövidebb lejáratú vállalati rövidhitelekre, az egy évnél rövidebb lekötésű vállalati betétekre, a lakossági fogyasztási hitelekre és a rövid, egy évnél rövidebb lekötésű lakossági betétekre vonatkozó aggregált adatokat¹⁶ használtuk fel. A lakossági hitelek közül csak a fogyasztási hitelek kamatlábával foglalkozunk, mivel az ingatlanhitelek zöme államilag támogatott¹⁷, vagyis nem piaci alapon árazott hitel. (A továbbiakban ezért a lakossági hitelek alatt is fogyasztási hitelt értünk). A fogyasztási hitelek esetén nem a szerződés szerinti kamatlábát, hanem az átlagos hitelköltség mutató alakulását elemeztük, a nem kamat jellegű hitelköltségeket is tartalmazó mutató ugyanis jelentős mértékben, 5-6%-kal haladja meg a hitelkamatlábát. Az aggregált adatok mintaperiódusa a rövid vállalati hitel és betéti kamatok esetében 1997 januárjától 2004 áprilisáig tart¹⁸. A fogyasztási hitelköltség adatok a 2001 májusától 2004 áprilisáig tartó periódusra vonatkoznak.

III. 2. Egyedi banki adatok

Egyedi banki adataink a vállalati hitel és betéti kamatokra vonatkoznak. A panel ökonometriai modellhez 23 bank vállalati betéti kamat, valamint 21 bank vállalati hitelkamat¹⁹ adatait használtuk fel. Az adatok a 2001 januárja és 2004 januárja közötti időszakra vonatkoznak. Ugyan 2003-ban összesen 41 hitelintézet volt, ezek közül azonban kihagytuk a mintából azokat, amelyek a vizsgált időszak alatt alakultak és amelyeknél jelentős adathiányt, vagy adathibát tapasztaltunk. Ugyancsak kihagytuk a mintából azokat a hitelintézeteket, amelyeknek a vállalati üzletága nem volt jelentős, illetve amelyek köztudottan elsősorban nem piaci alapú hitelezéssel foglalkoztak. A nem piaci alapú

¹⁶ Az adatok hozzáférhetők a <http://www.mnb.hu/> honlapon.

¹⁷ A lakossági hosszú hitelek közel felét az állami támogatású lakáshitelek tették ki átlagosan 2002-től. Továbbá ezek a hitelek egyre növekvő részarányt képviseltek.

¹⁸ Azért 1997-et választottuk a mintaperiódus kezdetének, mert 1996 végén egyértelmű strukturális törés mutatkozik mind a piaci hozamok, mind a piaci hozamok és a banki kamatok közötti spread tekintetében.

¹⁹ A vizsgált bankok köre: Általános Értékforgalmi Bank, BNP-Paribas Bank, Budapest Bank, CIB Közép-európai Nemzetközi Bank, Citibank, Commerzbank, Credit Lyonnais Bank, Deutsche Bank, Erste Bank, HVB Bank Hungary, ING Bank, Inter-Európa Bank, KDB Bank, Kereskedelmi és Hitelbank, Konzumbank, Magyar Külkereskedelmi Bank, Magyar Takarékszövetkezeti Bank, Magyarországi Volksbank, Nemzetközi Kereskedelmi Bank, Országos Takarékpénztár, Porsche Bank, Postabank és Takarékpénztár, Raiffeisen Bank.

vállalkozói hitelek közé sorolandó az állami garanciával nyújtott vállalkozói hitelek is, amelyek mennyiségéről sajnos nincs adatunk. Annyit tudunk csak, hogy mely bankok nyújtanak államilag támogatott hiteleket²⁰.

A kamatokat tekintve az MNB által a hitelintézetek részére előírt adatszolgáltatás többször is változott a vizsgált időszakban²¹. Az adatszolgáltatás változása azt eredményezte, hogy az egyes ismérvek nem mindig ugyanazzal a jelentéssel bírnak az egyes években. Míg 2001-ben a hitelek mennyiségére vonatkozó adat az új folyósítású hitelek mellett a prolongált és az átárazott hiteleket is tartalmazta, addig 2002-ben csak az első kettőt, 2003-ban és 2004-ben pedig csak az új hiteleket. Ennek eredményeként a súlyozott kamat adatok tartalma a komponensek megváltozása miatt módosult. A súlyozott kamatstatisztikára természetesen az is hatással van, ha a bank hitelportfoliója átrendeződik, például ha magasabb kockázatú hitelek felé tolódik el, amelyek kamatlába magasabb a nagyobb kockázati prémium miatt. Így a súlyozott kamatláb anélkül is megváltozhat, hogy az egyes banki termékek kamatlába megváltozna.

Fontos megjegyezni továbbá, hogy a bankok által az MNB-nek jelentett hitelkamat nem a tartalmazza az összes, a hitelügylet során esetlegesen felmerülő költséget, mivel a szerződésben meghatározott kamatláb illetve az évesített kamatláb sem tartalmazza az utólag felszámított büntetőkamatot, késedelmi kamatot, valamint mellékköltségeket (például felszámított egyszeri költségeket, rendelkezésre tartási jutalékot). Ez azt eredményezi, hogy a jegybanki alapkamat változása részben akár a mellékköltségek módosításában is lecsapódhat így az általunk megfigyelt kamatváltozásban nem jelenik meg a bankok átárazása teljesen. Ennek fényében a jegybanki kamatláb változása vélhetően nagyobb hatással van a bankok átárazására, mint amit a rendelkezésünkre álló adatok mutatnak. A mellékköltségeket érintő átárazási politikának több oka is lehet. Egyrészt lehetséges, hogy kevésbé költséges a mellékköltségek változtatása, másrészt, ha úgy ítélték meg a bankok, hogy a mellékköltségekre vonatkozóan kevésbé érzékeny a hitelkereslet, mint a kamatokra vonatkozóan, akkor ez is a mellékköltségek flexibilisebb változtatását ösztönzi.

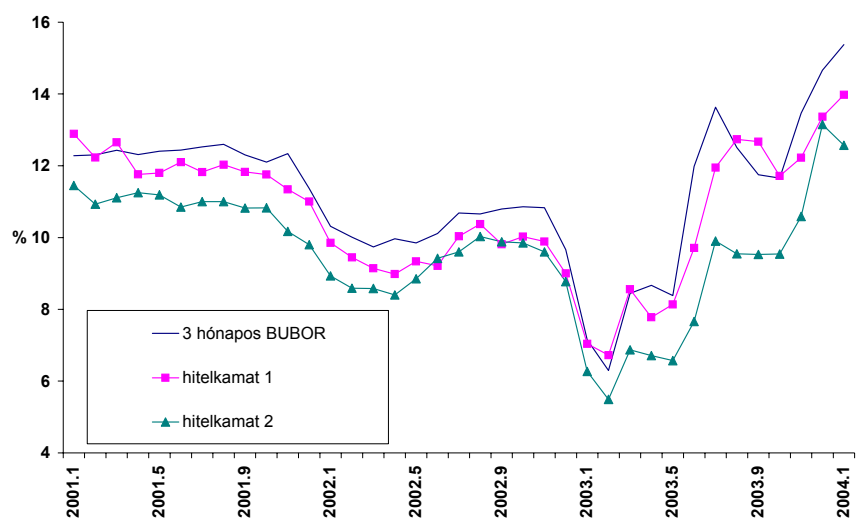
A 8. ábra két bank rövid vállalati hitelkamatának időbeli alakulását mutatja. Jóllehet az ábrán nem szerepeltettük az összes bank hitelkamatának idősorát, ugyanakkor majdnem minden vizsgált bankra jellemző, hogy a vállalati hitel kamatláb olyan időszakban is ingadozást mutatott, amikor a piaci kamatok alig változtak. Ennek egyrészt az lehet az oka, hogy a rendelkezésünkre álló bankonkénti kamat-statisztika egy átlagos kamatadat, amely akkor is változékony lehet, ha az egyes komponensek súlya megváltozik, de az egyes átlagolt kamatok változatlanok. Másrészt a jövőbeli kamatváltozásokra vonatkozó várakozások is befolyásolják a bankokat a kamatpolitikájuk kialakításában, így a piaci kamat változatlansága mellett is változhat a nyújtott hitelek kamatlába.

²⁰ Budapest Bank, CIB Közép-európai Nemzetközi Bank, Erste Bank, Eximbank, Földhitel és Jelzálogbank, HVB Bank Hungary, Inter-Európa Bank, Kereskedelmi és Hitelbank, Konzumbank, Magyar Fejlesztési Bank, Országos Takarékpénztár, Postabank és Takarékpénztár, Raiffeisen Bank, Volksbank. Forrás: Bankinfo Center Rt.

²¹ A következő időszakokra vonatkozóan eltérő volt az adatszolgáltatás: 2001. január - április; 2001. május - december; 2002. január – december és 2003. januárjával kezdődően.

8. ábra:

Két jellegzetes banki vállalati hitel-kamatláb és a három hónapos BUBOR alakulása



IV. Lineáris ökonometriai elemzés

IV. 1. A becslés módszere

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

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta_0 \Delta r_t + \gamma (i_{n,t-1} - \delta_n r_{t-1} - \mu_n) + \varepsilon_{n,t} \quad (1)$$

ahol az n index az n . bankot jelöli, $i_{n,t}$ jelöli az n -edik bank 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 jegybanki alapkamat (vagy valamely piaci kamatláb) és például a rövid távú hitelek kamatai között.

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, az átgyűrűzés csak részleges.

E specifikáció nagy előnye, hogy az egyenletből közvetlenül megkaphatók a megfelelő hosszú és rövid távú kapcsolatokat bemutató paraméterek.

A hosszú távú egyensúlyhoz (egy időegységgel ezelőtt) történő alkalmazkodás gyorsaságát dinamikáját (speed of adjustment) a γ paraméter mutatja. A becsült egyenlet akkor értelmezhető közgazdaságilag, ha ennek az értéke negatív.

Az alkalmazkodás sebességét jól tükrözi az ún. *átlagos késlekedési mutató*²², amely figyelembe veszi a piaci kamatláb változásának egyidejű hatását a banki kamatra (β_0), valamint a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás gyorsaságától is függ. A mutató az első periódusban meg nem történt igazodás mértékének, és az ECM paraméternek a hányadosaként írható fel: $\frac{\delta - \beta_0}{-\gamma\delta} = \frac{1 - \beta_0/\delta}{-\gamma}$. Azonnali alkalmazkodás esetén (azaz, ha $\beta_0 = \delta$)

a mutató értéke 0, és végtelenhez tart, ha az ECM γ paramétere tart a 0-hoz. Ha pedig $\delta = 1$, azaz ha a hosszú-távú igazodás teljes, akkor az átlagos késlekedési mutató a $\frac{1 - \beta}{-\gamma}$

kifejezésre redukálódik. Az átlagos késlekedési mutató csak az (1) modell esetén számítható, a magyarázó változó további késleltetettjeit is tartalmazó, alábbi (2)-es modell esetén azonban nem. Éppen ezért egy másik mutatót is számítottunk a banki kamatok alkalmazkodási sebességére: a hosszú távú egyensúlytól vett távolság 80%-ának megtételéhez szükséges időt.

²² Lásd Hendry (1995, p. 212-216).

A fenti modell további dinamikával kibővített változata a következő:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \sum_{k=0}^K \beta_{,k} \Delta r_{t-k} + \sum_{l=1}^L \xi_l \Delta i_{t-l} + \gamma(i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu_n) + \varepsilon_{n,t} \quad (2)$$

Ezt az egyenletet az Engle-Granger-féle két lépcsős eljárás szerint (Engle és Granger, 1987) becsüljük; először az egyensúlyt jelentő egyenlet:

$$i_t = \mu + \delta r_t \quad (3)$$

paramétereit, majd az ebből az egyenletből kapott $ect_t = i_t - \hat{\mu} - \hat{\delta} r_t$ hibatagot behelyettesítve becsülhetjük az (1)-es vagy a (2)-es egyenletet.

A becsléseket az egyedi banki és az aggregált adatokon is elvégeztük. A jóval több információt hordozó, és az egyedi banki adatok súlyozásából eredő problémákat kiküszöbölő panel regressziók mellett az aggregált adatokon végzett becsléseket több tényező is motiválta. 1. Az aggregált adatokra vonatkozóan hosszabb a mintaidőszak. 2. 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 egységgyök tesztek 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 idősora. A gyenge egzogenitásra vonatkozó tesztek alátámasztják az egy egyenletes ECM-ek használatát a kamatátgyűrűzés vizsgálatára.

A hosszú távú kapcsolatot kifejező és a dinamikát felíró egyenletek becslése előtt még teszteltük, hogy bankonként azonosnak tekinthetők-e a meredekségi és konstans paraméterek²³. Az F tesztek a bank-specifikus konstans (a bankok eltérő kamatréssel dolgozhatnak) szükségességét és az azonos meredekségeket sugalmazzák a hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet esetén a vállalati hitelekre és betétekre vonatkozóan is. A dinamikát kifejező (2)-es egyenletre szintén el tudjuk fogadni az azonos meredekségi paraméterek feltételezését. A konstans is azonosnak találjuk az összes bankra, és a várakozásoknak megfelelően inszignifikánsnak.

A fentiek alapján a panel ECM modell becslését többféleképpen is elvégeztük.

1. Először a hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenletet a vállalati betétekre és a hitelekre is a kamatrésnél megengedünk egy időben állandó bank-specifikus hányadot, és a modellt fix hatású (*fixed effect*) becsléssel végezzük, azonban a hosszú-távú kapcsolat és a dummy-k

²³ Továbbá az egyes bankokra egyenként becsüljük a hibakorrekciós (4)-es egyenletet. Az eredményeket a függelék 14. táblázat: tartalmazza. Ez a lépés több szempontból is fontos. Így képet kapunk az egyes bankok átárazásáról, ami betekintést nyújt a kamat átgyűrűzésre vonatkozóan; 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 panel modelleket. A bankonkénti becslések értelmezésekor azonban fejben kell tartanunk azt, hogy viszonylag kevés megfigyelés áll rendelkezésünkre a hosszú-távú kapcsolat és a dinamikus alkalmazkodás méréséhez.

paramétereit azonosnak tekinthetjük minden bankra²⁴. Az ECM-et ezzel szemben állandó hatású modellben, legkisebb négyzetek módszerével (OLS-sel) becsüljük, vagyis az összes paramétert azonosnak tekintjük az egyes bankokra vonatkozóan. Tehát az első lépésben becsült hosszú távú kapcsolatot leíró regresszióból kapott paramétereket felhasználva: az $ect_{n,t} = i_{n,t} - \hat{\mu}_n - \hat{\delta} r_t$ hibatag behelyettesítésével becsültük az ECM egyenletet (lásd. Weth, 2002). Ezt az eljárást használtuk fel a banki kamatok aszimmetrikus reakciójának vizsgálatakor. Erre az eljárásra a későbbiekben, mint FE-OLS 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 hivatkozunk.

3. A fenti eljárás második lépcsője erősen torzított paramétereket eredményezhet rövid panelek esetén, ha dinamikus panel modellt becsülünk, ám ahogy a rendelkezésre álló időperiódusok száma nő, a torzítás egyre csökken. Ezért, ha „rövid” panel-adatsor áll rendelkezésre, az általánosított momentumok módszerét (Generalized Method of Moments; GMM) szokták felhasználni a becslésre, míg a „hosszabb” panelek esetén fix hatású becslét alkalmaznak (Bun, 2001). Arról, hogy mikor tekinthető egy panel „hosszúnak”, eltérőek a vélemények a szakirodalomban. Az egyik hüvelykujjszabály szerint a húsznál több időperiódust tartalmazó panelek, míg egy másik hüvelykujjszabály szerint akkor „hosszú” egy panel, ha az idősoros megfigyelések száma nagyobb a keresztmetszeti adatok számánál. Mivel az adataink mindkét hüvelykujjszabály szerint „hosszúak”, ezért alkalmazható a FE, ugyanakkor GMM-mel is elvégezzük a becslést. Erre az eljárásra a későbbiekben FE-GMM-ként hivatkozunk.

Mivel a hosszú távú egyensúlyt kifejező (3)-as egyenlethez nagy valószínűséggel autokorrelált reziduumok tartoznak, aminek következtében a paraméterekhez tartozó sztenderd hibák torzítottak lesznek, a hosszú távú kapcsolat vizsgálatára az aggregált adatok esetén a Pesaran és Shin (1997) által javasolt ARDL modellt alkalmaztuk, ahol a sztenderd hibákat az ún. Bewley-regresszió segítségével kaptuk meg (Bewley, 1979) (ld. Függelék).

IV. 2. ECM eredmények

IV. 2. 1. Az aggregált adatokon végzett vizsgálat eredményei

Az aggregált adatokon végzett becslésekhez a III. fejezetben bemutatott, a stilizált tények megfogalmazásához is alkalmazott rövid vállalati hitel és betéti kamatadatokat használjuk, az 1997 januárjától 2004 áprilisáig, valamint lakossági átlagos hitelköltség adatokat a 2001 májusától 2004 áprilisáig tartó periódusra vonatkozóan. Az egységgyök tesztek és a kointegrációs tesztek alapján minden kapcsolatot ECM-mel vizsgálhatunk meg. A gyenge

²⁴ Az aggregált adatokon végzett elemzéshez hasonlóan, itt is bevezettünk egy-egy dummy-t 2003 januárjára és 2003 februárjára.

egzogenitásra vonatkozó tesztek szerint egy-egyenletes modellek keretein belül elemezzük a kamatok közötti kapcsolatot.²⁵

A modellszelekció alatt az általánosabb (2)-es egyenletből indulunk ki, maximálisan 3 hónapos késleltetéssel és az inszignifikáns változókat sorra kihagyva eljutottunk a végleges modellhez. Az eredmények a 4. táblázatban találhatók²⁶.

4. táblázat:

Aggregált adatokon becsült regressziók eredményei 1997.jan - 2004.ápr

	Vállalati hitelek	Vállalati betétek	Fogyasztási hitelek ^a	Lakossági betétek
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet				
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 átgyűrűzés? ($\delta=1?$)	Igen	Nem	Igen	Nem
Korrigált R ²	0,95	0,95	0,10	0,96
A dinamikát kifejező ECM				
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
Átlagos késlekedési mutató	0,56	0,83	1,71	1,50
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje (hónapok)	2	2	4	3
T	88	88	36	88
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on ^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 mutatóra vonatkoznak. Ezekről csak 2001 májusától áll rendelkezésünkre adat. A mintaidőszak havi frekvenciájú adatokat tartalmaz 1997 jan. és 2004 ápr. között				

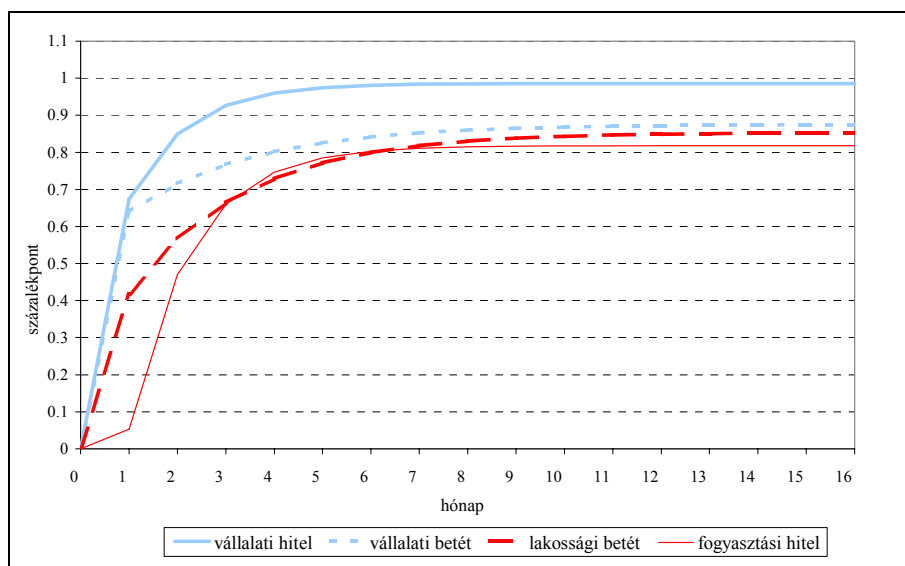
²⁵ A 2003. január 17-étől február 25-éig tartó, a spekulációs támadás nyomán az irányadó instrumentumra (két hetes betét) bevezetett mennyiségi korlátozás és a kamatfolyosó-szélesítés miatt 2003. januárjára és februárjára bevittünk az egyenletbe egy-egy dummy változót, a dummy azonban nem bizonyult szignifikánsnak.

²⁶ Az elemzést elvégeztük egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjegy hozam-idősorával is. A 4. táblázat a 3 hónapos BUBOR-ral kapott eredményeket mutatja. Az aggregált adatokon becsült eredményeket a különböző piaci hozamok esetén a függelék 11. táblázata tartalmazza.

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 alapján 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 vállalati hitelek esetén közelíti meg a hosszú távú paraméter az egyet, vagyis eme instrumentum esetében teljes átgűrűzésről 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%-os szinten nem vethető el a teljes átgűrűzés. A vállalati rövid hitelek és betétek esetén az igazodás sebessége viszonylag gyorsnak tekinthető, a hosszú távú alkalmazkodás zöme (több mint 80%-a) már két perióduson belül megtörténik. Mindez a vállalati szegmensre jellemző viszonylag erős versenyt tükrözheti. (A hosszú távú egyensúlyhoz történő alkalmazkodás dinamikáját a 9. ábra, a hosszú távú egyensúlyra vonatkozó eredményeket pedig a Függelék 10. ábrája szemlélteti.)

9. ábra:

A banki kamatok változása a 3 hónapos BUBOR 1 %-pontos emelkedése esetén



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

A becslést elvégeztük egy rövidebb, 2000-ben 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 (ld. Függelék. 11. táblázat). Az egyetlen érdemi eltérés a vállalati betétek transzmissziójában mutatkozik: a rövid mintán becslülve a hosszú távú paraméterre egyhez

közeli eredményt kapunk, vagyis teljes az átárazás, a becslés standard hibája azonban jelentősen megnőtt.

IV. 2. 2. A panelbecslés eredményei

Az eredményeink az aggregált elemzéshez hasonlóan azt mutatják, hogy a rövid hiteleket a bankok teljes mértékben hozzáárazzák a piaci kamatokhoz²⁷, az azonnali hatás átlagos mértékű és az igazodás sebessége viszonylag gyorsnak tekinthető (ld. 5. táblázat). A hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás nagy része (legalább 80%-a) már két perióduson belül megtörténik (a dinamikus alkalmazkodást jól szemlélteti a Függelékben található 14. ábra). Az elemzést több piaci instrumentum kamatával is elvégeztük: egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjeggyel. Az FE-OLS eljárás segítségével becsült eredményeket a különböző piaci hozamok esetén a függelék 12. táblázata tartalmazza, míg az FE-FE-vel becsült eredmények a 13. táblázatban találhatók. A hat és tizenkét hónapos kincstárjegyhez 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 ezeknél magas volt a hosszú-távú kapcsolatot kifejező paraméterek értéke (0,96 és 0,94). A rövid távú dinamikát kifejező paraméterek elég hasonlóak, s az átlagos késlekedési mutató minden esetben 1-nél kisebb értéket vesz fel.

²⁷A rövidhitelekre vonatkozó hosszú távú kapcsolatot a függelékben található 13. ábra szemlélteti.

5. táblázat:

A vállalati hitelkamatra vonatkozó panel-elemzés eredményei három hónapos BUBOR-ral

Magyarázó változók és a hozzájuk tartozó paraméterek	FE-OLS	FE-FE	FE-GMM
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet			
δ	0,95*** (0,02)	0,95*** (0,02)	0,95*** (0,02)
Teljes átgyűrés? ($\delta = 1?$)	Igen	Igen	Igen
$\bar{R}^2$	0,85	0,85	0,85
A dinamikát kifejező ECM			
β_0	0,67*** (0,04)	0,67*** (0,04)	0,69*** (0,04)
β_1	0,10*** (0,04)	0,09*** (0,04)	-
γ	-0,61*** (0,03)	-0,61*** (0,03)	-0,57*** (0,08)
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje (hónapok)	2	2	2
Átlagos késlekedési mutató	-	-	0,48
N	748	748	748
$\bar{R}^2$	0,47	0,45	0,41
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on			
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2001. 01 és 2004. 01 között			

A panel eredmények szerint az aggregált becslés eredményeihez hasonlóan a vállalati betéti piacon, bár a hosszú távú paraméter magas, mégsem teljes az átárazás (ld. 6. táblázat). Az azonnali alkalmazkodás hasonló mértékű, mint a hitelek piacán, a hosszú-távú egyensúlyhoz való igazodás azonban lassabb. Az FE-OLS becslés alapján a hosszú távú egyensúlyhoz történő alkalmazkodás 80%-a két hónap alatt következik be (az alkalmazkodás dinamikáját jól mutatja a függelékben található 16. ábra)²⁸. Ismét elvégeztük az elemzést egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjeggyel is. Az FE-OLS segítségével becsült eredményeket a különböző piaci hozamok esetén a függelék 15. táblázat tartalmazza. Az FE-FE-vel becsült eredmények a 16. táblázatban találhatók. Bármelyik változót is tekintjük irányadó hozamnak, elég nagy (0,87-0,92), de nem teljes hosszú távú igazodási paramétert találunk a vállalati betéti kamatokra vonatkozóan.

²⁸ Az átlagos késlekedési mutató nem alkalmazható, ha a piaci hozamváltozás késleltetettjeinek paramétere is szignifikáns.

6. táblázat:

A vállalati betéti kamatra vonatkozó panel-elemzés eredményei három hónapos BUBOR-ral

Magyarázó változók és a hozzájuk tartozó paraméterek	FE-OLS	FE-FE	FE-GMM
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet			
δ	0,87*** (0,02)	0,87*** (0,02)	0,87*** (0,02)
Teljes átgyűrűzés? ($\delta = 1?$)	Nem	Nem	Nem
$\bar{R}^2$	0,71	0,71	0,71
A dinamikát kifejező ECM			
β_0	0,66*** (0,03)	0,54*** (0,03)	0,70*** (0,04)
β_1	0,22*** (0,03)	0,22*** (0,03)	-
γ	-0,29*** (0,03)	-0,28*** (0,03)	-0,30*** (0,12)
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje (hónapok)	2	2	2
Átlagos késlekedési mutató	-	-	0,65
N	820	820	820
$\bar{R}^2$	0,53	0,52	0,48
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on			
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2001. 01 és 2004. 01 között			

V. Nem-lineáris alkalmazkodás elemzése

Számos elméleti érv hozható fel amellett, hogy a banki kamatok igazodása nem lineáris folyamat. Mint ahogy az első fejezetben említettük, amennyiben a tökéletes piac feltételei – például teljes információ és zéró 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 kamatátgyűrűzés nem-lineáris jellegét eredményezhetik.

V. 1. A becslés módszere

1. Először azt vizsgáljuk, hogy a banki kamatok alkalmazkodása függ-e a piaci hozam változás/és vagy a hosszú-távú egyensúlytól való eltérés *előjelétől*. A banki kamatok igazodásának aszimmetriáját indokolhatja például a hitelkereslet és a betétkínálat alacsony kamatrugalmassága, amelyet a bankváltási költségek és a korlátozott verseny okoz (ld. 1. fejezet). A bankok aszimmetrikus átárazását több tanulmány is vizsgálta (például Hannan és Berger (1991), Sander és Kleimeier(2002)) az eredmények szerint a hitelkamatok általában lefelé, a betéti kamatok pedig rendszerint felfelé bizonyulnak ragadósabbnak. Az „előjel-aszimmetriával” kapcsolatban kétféle aszimmetriát vizsgálunk meg. Egyrészt a már Hannan és Berger (1991) által felvetett kérdést: vajon a piaci kamatok növekedésére eltérő gyorsasággal reagálnak-e a bankok, mint azok csökkenésére. Másrészt azt elemezzük, hogy különbözik-e a hosszú távú egyensúlytól való pozitív és negatív irányú eltérésre adott válasza a bankoknak, vagyis a bankok másképp reagálnak-e instrumentumaik alul-, illetve túlárazottságára.

2. A bankok árazása függhet a forrásköltség változásának, illetve a hosszú távú egyensúlytól való eltérésnek a *méretétől* is. Plauzibilis a feltevés, miszerint a bankok erőteljesebben reagálnak a nagyobb mértékű hozamváltozásokra mint a kisebb, marzson belüli változásokra, amelyet a menü-költségek jelenléte, valamint a bankok azon szándéka indokolhat, hogy ügyfelek számára simítsák kamataikat. Ebben az esetben tehát a piaci hozam és a banki kamat közötti kapcsolat nem lineáris, az átárazás sebessége csak egy bizonyos hatás felett tekinthető gyorsnak. E hatást vizsgálta például Sander és Kleinmeier (2003).

3. 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. Véleményünk szerint azonban a nagy kamatvolatilitás rendszerint nagymértékű hozamváltozásokkal jár együtt. A nagy kamatváltozások pedig a jobb transzmisszió irányába hathatnak, hiszen a kamatmarzsot jelentősen meghaladó kamatváltozáshoz való alkalmazkodás elmulasztása jelentős veszteséget okozhat a bank számára. A két ellentétes hatás eredőjeként a kamatátgyűrűzés sebessége nőhet és csökkenhet is.

Az átárazás nem lineáris jellegét TAR (threshold autoregressive) modellel vizsgáljuk, amelyben az átárazás sebességét meghatározó paraméterek eltérnek attól függően, hogy a nem-linearitást meghatározó változó, az ún. indikátorváltozó egy küszöbérték alatti, illetve feletti értéket vesz-e fel. A nem-linearitás csak az ECM egyenletben jelenik meg, tehát feltételeztük, hogy a nem-linearitások csak az igazodás sebességét befolyásolják. A „küszöb-hatást” TAR modellel segítségével vizsgálta például Sander és Kleimeier (2003), amely

tanulmányban a szerzők két rezsimet különböztettek meg aszerint, hogy a hosszú távú egyensúlytól való eltérés értéke valamely változó szerint egy bizonyos küszöbérték alatti, vagy feletti. Saját becslésünkben nem csak az egyensúlyhoz történő igazodás, hanem az azonnali alkalmazkodás paraméterére is két rezsimet vezettünk be, a nem-lineáris hatások teszteléséhez tartozó modellünk általános alakja tehát:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha + \beta_0 \Delta r_t + \beta_0^* \Delta r_t I_t + \gamma (i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu) + \gamma^* (i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu) G_t + \varepsilon_{n,t} \quad (5)$$

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. Méret-aszimmetria : $y_t = |\Delta r_t|$ és $x_t = |i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu|$
2. Irány-aszimmetria: $y_t = \Delta r_t$ és $x_t = -(i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu)$ és $c_1 = c_2 = 0$.
3. Volatilitás-aszimmetria: $x_t = y_t = stdev(r)$, valamint $c_1 = c_2 = c$

A volatilitást a 3 hónapos benchmark hozam napi változásának kéthavi szórásával mértük.²⁹

Az irány-aszimmetria esetén a küszöbértékeket automatikusan nullára állítottuk ($c_1 = c_2 = 0$), ezáltal a becslés egy egyszerű dummy változós OLS-re redukálódik. A másik két esetben a küszöbértékek is a becslés eredményeként határozódnak meg. A küszöb-paramétereket szekvenciális OLS-sel becsültük, azaz a különböző lehetséges küszöbértékek mellett egyszerű OLS-sel megbecsült modellek közül a minimális standard hibát eredményező egyenlet küszöbértékeit választottuk³⁰. A küszöbértékek lehetséges értékeit úgy állítottuk be, hogy a minta legalább 15%-a szerepeljen mindegyik rezsimben. A becsléseket az aggregált, és a panel-adatokon is elvégeztük. Tekintettel arra, hogy a különböző módon becsült lineáris panel ECM-ek nagyon hasonló eredményt mutatnak, a TAR ECM-eket már csak egy módszerrel, az állandó hatású modellel becsültük meg. A lakossági hiteleknel az alacsony mintaelemszám (37) miatt a becslések eredményeit nem prezentáljuk.

²⁹ A becsléseket elvégeztük a 3 hónapos benchmark hozam napi változásának egyhavi és háromhavi szórásával is, a konklúzió azonban nem változott.

³⁰ Lásd: Franses - van Dijk (2000).

V. 2. A TAR modellek eredményei

V. 2. 1. Méret-aszimmetria

A vállalati hitelek és betétek esetén az egyedi banki és az aggregált adatokon végzett becslések is azt mutatják, hogy a banki kamatok átárazása nem lineáris, hanem függ az egyensúlytól való eltérés, valamint a hozamváltozás mértékétől is (ld. 7. táblázat). A vállalati hiteleknel mind az igazodás sebessége, mind az azonnali alkalmazkodás szignifikánsan gyorsabbnak bizonyul egy bizonyos küszöbérték felett: a panel eredmények szerint 59 bázispontonál nagyobb változása a piaci kamatnak több mint háromszoros azonnali alkalmazkodást eredményez, mint az ennél alacsonyabb hozamváltozás. Sőt, a panel regresszió szerint a γ paraméter inszignifikáns amennyiben a hosszú távú egyensúlytól való eltérés kicsi (kb. 30 bázispont alatti). A vállalati betéteknél a panel-regresszió csak az azonnali alkalmazkodás, az aggregált regresszió a hibakorrekciós tag esetén is nem-linearitást mutatott, a lakossági betéteknél szintén az azonnali alkalmazkodás bizonyult mérettől függőnek. Érdeemes megemlíteni, hogy a legkisebb standard hibát eredményező küszöbérték az azonnali hozamváltozás esetén minden esetben viszonylag magas, 60-80 bázispont körüli érték.

7. táblázat:

Méret-aszimmetria vizsgálata TAR ECM-ekkel

	Panel adatok (2001. jan.-2004.jan.)		Aggregált adatok (1997. jan.-2004.ápr.)		
	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 (%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 (%pont)	0,28	-	0,52	0,24	-
N	748	820	89	89	89
***:szignifikáns 1%-on, ** 5%-on, * 10%-on					

V. 2. 2. Irány-aszimmetria

A vállalati hitel és betéti kamatok aszimmetria vizsgálatának eredménye részben megegyezik más országokra elvégzett vizsgálatok eredményeivel (ld. például Mojon, 2000 és Sander és Kleinmeier, 2002), amelyek szerint a hitelkamatok aszimmetriája a betéti kamatokkal ellentétes, vagyis míg a hitelkamatlábak lefelé, addig a betéti kamatlábak felfelé merevebbek.

A vállalati hitelekre és betétekre vonatkozó becsléseink eredménye hasonló az aggregált, és az egyedi banki adatokra vonatkozóan (ld. 8. táblázat). Eszerint a vállalati hitelkamatok lefelé ragadosabbak mint felfelé. Az azonnali alkalmazkodás gyorsabb a piaci hozam

emelkedése, mint csökkenésre esetén. A panelbecslés alapján nagyobb az igazodási paraméter akkor, ha a vállalati hitelkamat a hosszú távú érték alatt helyezkedik el, bár a különbség csak 10%-os szinten szignifikáns. Az aggregált adatok becslési eredményei szerint ugyan az alulárazottsághoz tartozó igazodási paraméter lassabb, de a különbség 5%-os szinten nem szignifikáns. 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 profit-maximalizáló bank esetén, amely megpróbálja kihasználni a hitel kereslet és a betét kínálat 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 kamattárgyűrzést mutatott, az eredmények valamelyest meglepőek. 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.

8. táblázat:

Irány-aszimmetria vizsgálata TAR ECM-ekkel

	Panel adatok (2001. jan.-2004.jan.)		Aggregált adatok (1997. jan.-2004.ápr.)		
	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%-on, ** 5%-on, * 10%-on					

V. 2. 3. Volatilitás-aszimmetria

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 (ld. 9. 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 alkalmazkodást implikálnak. 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 (ld. 10. ábra). 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.

9. táblázat:

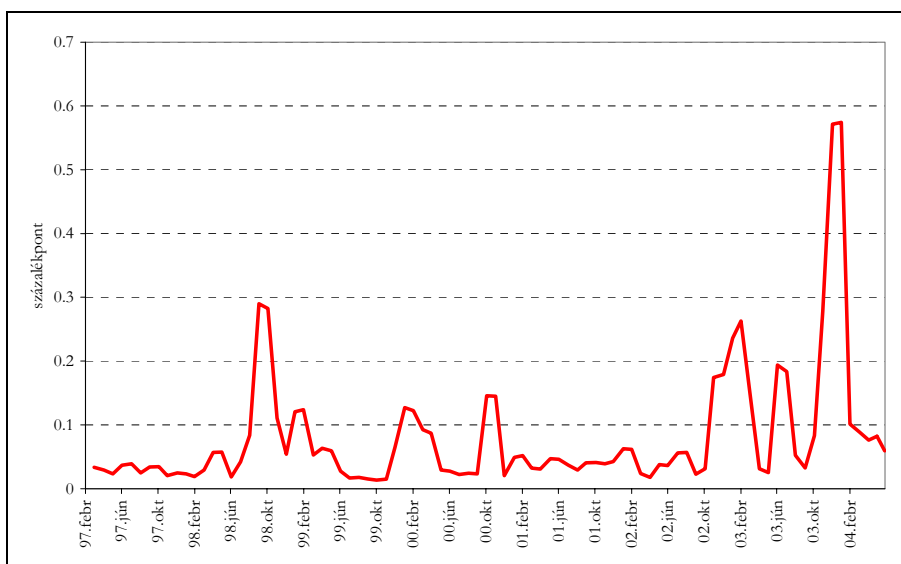
Volatilitás-aszimmetria vizsgálata TAR ECM-ekkel
(a 3 hónapos hozam napi változásának két havi szórásával)

	Panel adatok (2001. jan.-2004.jan.)		Aggregált adatok (1997. jan.-2004.ápr.)		
	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 (%pont)	0,09	0,06	0,14	0,08	0,12
N	748	820	86	86	86

***:szignifikáns 1%-on, ** 5%-on, * 10%-on

10. ábra:

A 3 hónapos hozam napi változásának kéthavi szórása



VI. Konklúzió

Ebben a tanulmányban a magyarországi bankok átárazási 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 vállalati hitelek esetén beszélhetünk egyértelműen teljes átgyűrűzésről, a hosszú távú paraméter értéke a többi instrumentum esetén egy alatt marad, bár a fogyasztási hitelek esetén a rendkívül nagy sztenderd hiba miatt nem tudtuk elutasítani a teljes átgyűrűzést. A rendkívül magas spreadet tartalmazó fogyasztási hitelkamatok az alkalmazkodás sebességének tekintetében azonban kirívóan tökéletlen átárazási magatartást mutatnak, ami a lakossági hitelkereslet alacsony kamatérzékenységét mutatja. A lakossági szegmens instrumentumainak ragadosabb árazását alátámasztja Várhegyi (2003) is, a bankok árazását – elsősorban a verseny fokának megítéléséhez és nem a kamatátgyűrűzéshez kapcsolódóan – vizsgálva. Bár eredményeinknek az ugyancsak a kamatátgyűrűzésről szóló Világi és 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.

A rövid vállalati hitelekre vonatkozóan az európai országokra készült elemzések azt mutatják, hogy a hosszú távú alkalmazkodás az esetek nagyobbik részében közel 100%-os vagy még nagyobb, bár például Franciaországra, Ausztriára, Németországra vonatkozóan is készültek olyan elemzések, amelyek szerint a rövid hitelkamatlábak alkalmazkodása még hosszú távon is távol van a teljestől.³¹ A rövid távú alkalmazkodás tekintetében a forintHITELEK kamatának igazodása pedig kifejezetten gyorsnak tekinthető; az euróövezet egészére vonatkozó legfrissebb ECB elemzés (de Bondt, 2002) szerint az első periódusban az igazodás maximum 50%-os, míg elemzésünkben e szám 60-80% körül volt.

A betéti kamatokra, illetve a lakossági hitelekre vonatkozóan jóval kevesebb vizsgálat készült, de nem ritka eredmény, hogy e kamatok esetén az alkalmazkodás még hosszú távon is csak 40-70%-os (például de Bondt, 2002). Ennek ellenére a forint fogyasztási hitelek még nemzetközi összehasonlításban is kivételesen ragadosnak tűnnek.

Az aggregált és az egyedi banki adatokon becsült TAR modellek segítségével a bankok árazási viselkedésében lévő esetleges nem-linearitásokat 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 menü-költségek jelenléte indokolhat. Az átárazás sebességét a hozamsokk irányja is befolyásolja: a nemzetközi tapasztalatokkal összhangban azt találtuk, hogy a vállalati hitelkamatok lefelé ragadosabbak. A hitelkamatok lefelé, a betéti kamatok felfele való ragadoossága várható egy profit-maximalizáló bank esetén, amely megpróbálja kihasználni a hitel kereslet és a betét kínálat rugalmatlanságát. Tekintettel azonban arra, hogy a bankok közötti verseny a vállalati üzletágban erősnek mondható, az

³¹ Ld. Degryse (2001), Toolsema et al. (2001), Borio és Fritz (1995)

eredmények valamelyest meglepőek, csakúgy, mint az az eredményünk, hogy a lakossági betétek a hozamemelkedésre gyorsabban reagálnak, mint a hozamcsökkenésekre. Az eredményekre azonban magyarázatot adhat az a tény, hogy a hozamemelkedések mértéke átlagosan nagyobb volt, mint a hozamcsökkenéseké. Megpróbáltuk megmérni a hozamvolatilitás kamatátgyűrűzésre 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 alkalmazkodást implikálnak. Eredményeink szerint az igazodás sebességét meghatározó két paraméter valamelyike, vagy mindkettő szignifikánsan nagyobbban 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. Mindazonáltal a volatilis időszakokban – mindenekelőtt 2003-ban – a banki kamatok gyorsabb alkalmazkodása nem ellensúlyozta a nagyobb hozamsokkok hatását, ami a spreadek nagyobb volatilitásában mutatkozott meg.

A jövőre várható tendenciák

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

Betéti oldalon a transzmissziót javíthatja a strukturális likviditásfelesleg eltűnése, ekkor ugyanis a bankok még jobban rá lesznek utalva a betéti forrásokra. A lakossági hitelezésben feltételezhető a fogyasztási hitelek rendkívül magas spreadjének 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 kamatok változása e szegmensben egyáltalán nem érvényesült. A támogatási rendszer 2003. decemberi átalakítása azonban az ügyfélkamat maximális mértékét az eddigi fix mérték helyett a hasonló lejáratú piaci hozam arányában határozta meg, vagyis a jövőben a támogatott lakáshiteleknel a kamatátgyűrűzés várhatóan egyre hatékonyabban érvényesül. Ugyanakkor a lakáshitel piacon a devizában denominált, piaci alapú hiteleknek növekvő a részesedése, ami éppen az ellenkező irányba hat.

A rövid 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

Ausubel, L. M. (1991): The Failure of Competition in the Credit Card Market. *American Economic Review*, 81, 50-81.

Árva, Zs. (1998): A piaci és kereskedelmi bankok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között, MNB füzetek 1998/10.

Bewley, R. (1979): The direct estimation of the equilibrium response in a linear dynamic model, *Economics Letters*, 3, 357-361.

de Bondt (2002) : Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro area level, ECB Working Paper No. 136.

Borio, C. és W. Fritz (1995): The response of short-term bank lending rates to policy rates: A cross-country perspective, BIS Working Paper No. 27.

Bredin, D. and T.Fitzpatrick and G. Reilly (2001): Retail Interest rate pass-through: the Irish experience, Central Bank of Ireland Technical Paper, 06/RT/01.

Bun, M. J. G. (2001): Accurate statistical analysis in dynamic panel data models, Ph.D. dolgozat, Tinbergen Institute.

Burgstaller, J. (2003): Interest rate transmission to commercial credit rates in Austria, Johannes Kepler University of Linz, Working Paper, No. 0306.

Cottarelli, C. és A. Kourelis (1994): Financial structure, bank lending rates and the transmission mechanism of monetary policy, IMF Staff Paper, No. 41, 587-623.

Ehrmann, M. and L. Gambacorta, and J. Martinez-Pages (2001): Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro area, ECB working paper No. 105. Fried, J. és P. Howitt (1980): Credit Rationing and Implicit Contract Theory, *Journal of Money, Credit and Banking*, 12, 471-487.

Franses, P. H. and van Dijk, D. (2000): Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance, Cambridge University Press, Cambridge.

Fried, J. and P. Howitt (1980): Credit Rationing and Implicit Contract Theory, *Journal of Money, Credit and Banking*, 12, 471-487.

de Haan, L. (2001): The credit channel in the Netherlands: evidence from bank balance sheets, ECB Working Paper, No. 98.

Hannan, T. és A. Berger (1991): The rigidity of prices, evidence from the banking industry. *American Economic Review*, 81, 938-945.

Hendry, D. F. (1995): *Dynamic Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.

Hunyadi, L. és Vita, L. (2002): *Statisztika közgazdászoknak*, KSH, Budapest.

James, C. M. és C. W. Smith, Jr. (1996): *Kereskedelmi Bankok, Tanulmányok a Pénzügyi Intézményekről*, Panem-McGraw-Hill, Budapest.

Jelentés a Pénzügyi Stabilitásról (2003 június, december):
http://www.mnb.hu/dokumentumok/stab_jel_0312.pdf

Lowe, P. és T. Rohling (1992): Loan Rate Stickiness: Theory and Evidence, Research Discussion Paper, Reserve Bank of Australia.

- Móré Cs. és Nagy M.(2003): A piaci struktúra hatása a bankok teljesítményére: empirikus vizsgálat Közép-Kelet Európára, MNB Füzetek 2003/12.
- Mester, L. J. and A. Saunders (1995): When does the prime rate change, *Journal of Banking and Finance* 19, 743-764.
- Mojon, B. (2000): Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy, ECB Working Paper, No. 40.
- Pesaran, H. M. és Y. Shin (1997): An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, in: Strom, S., P. Diamond (eds.): *Centennial Volume of Ragnar Frisch*, Cambridge University Press.
- Pesaran, H. M. és Y. Smith, (1995): Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Sander, H. és Kleinmeier, 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.
- Sander, H. és Kleinmeier, S. (2003): Convergence in Eurozone Retail Banking? What interest rate pass-through tells us about Monetary Policy Transmission, Competition and Integration? LIFE Working Paper No. 03-009.
- Szegedi, R. (2002): Kötelező jegybanki tartalékolás Magyarországon 1987-2002, *Bankszemle* 2002/6.
- Stiglitz, J. E. és Weiss A. (1981): Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, *American Economic Review*, 71, 393-410.
- Tóth, Á. (1998): A transzmissziós mechanizmus hatékonysága a bankrendszerben, MNB kézirat.
- Várhegyi, É. (2003): Bankverseny Magyarországon, *Közgazdasági Szemle*, 12, 1027-1048.
- Világi, B. és Vincze, J. (1995): A kamatláb transzmissziós mechanizmus Magyarországon (1991-1995), *Bankszemle*, 1995/5.
- 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, No. 11/02.

VII. Függelék

VII. 1. Az MNB irányadó kamata (a kéthetes jegybanki betét kamata, ami 2001 júliusától megegyezik a jegybanki alapkamattal)

10. táblázat:

A jegybanki irányadó kamat alakulása 2000. januárja és 2004. májusa között

2000.01.01	14.25
2000.01.04	13.75
2000.01.19	12.25
2000.02.17	11.75
2000.03.23	11.25
2000.04.25	11.00
2000.08.08	10.75
2001.01.08	11.50
2001.01.31	11.50
2001.02.05	11.25
2001.09.10	11.00
2001.10.25	10.75
2001.11.13	10.25
2001.12.11	9.75
2002.01.08	9.50
2002.01.22	9.00
2002.02.19	8.50
2002.05.22	9.00
2002.07.09	9.50
2002.09.01	9.50
2002.11.19	9.00
2002.12.17	8.50
2003.01.16	7.50
2003.01.17	6.50
2003.06.11	7.50
2003.06.19	9.50
2003.11.28	12.50
2004.03.23	12.25
2004.04.06	12.00
2004.05.04	11.50

Forrás: MNB

VII. 2. Bewley regresszió³²

A hosszú távú kapcsolat paramétereinek becsléséhez első lépésben egy ARDL(p,q) modellt becsültünk, ahol a késleltetések számát a Schwarz információs kritérium segítségével p=1, q=1-ben határoztuk meg.

$$i_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i i_{t-i} + \sum_{j=0}^q \varpi_j r_{t-j} + u_t \quad (3)$$

A modellből a hosszú távú paramétereket egyszerű átrendezéssel a következőképpen kapjuk:

$$\hat{\mu} = \frac{\hat{\alpha}}{1 - \hat{\phi}_1 + \dots + \hat{\phi}_p} \quad \text{és} \quad \hat{\delta} = \frac{\hat{\varpi}_0 + \hat{\varpi}_1 + \dots + \hat{\varpi}_q}{1 - \hat{\phi}_1 + \dots + \hat{\phi}_p}$$

A hosszú távú paraméterek standard hibáinak becslésére több módszer is kínálkozik. Ezek egyike a Bewley regresszió, amely általános alakban a következőképpen írható fel:

$$i_t = \mu + \delta r_t + \sum_{i=1}^{p-1} d_i \Delta i_{t-i} + \sum_{j=1}^{q-1} c_j \Delta r_{t-j} + u_t \quad (7)$$

Az egyenletet az instrumentális változók módszerével becsüljük, a következő instrumentumok felhasználásával: $1, r_t, \Delta r_t, \Delta r_{t-1}, \dots, \Delta r_{t-q+1}, i_{t-1}, \dots, i_{t-p}$.

Belátható, hogy a Bewley regresszió μ és δ paraméterbecslései azonosak az ARDL egyenletből számított hosszú távú paraméterek becsült értékeivel. A Bewley regresszió által kapott standard hibák pedig felhasználhatóak hipotéziseink teszteléséhez.

³² Bewley (1979), Pesaran és Shin (1997)

VII. 3. Az aggregált adatokon becsült regressziók eredményei

11. táblázat:

Az aggregált adatokon becsült eredmények különböző piaci hozamok esetén

1997. január-2004.április

Vállalati hitelek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	1,54***	1,58**	1,77**	1,51***	1,27***
δ	0,99***	0,99***	1,05***	0,96***	0,99***
Teljes átgűrűzés? ($\delta=1?$)	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Azonnali hatás β_0	0,65***	0,61***	0,53***	0,70***	0,67***
γ	-0,50***	-0,51***	-0,49***	-0,60***	-0,56***

Vállalati betétek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	-0,34	-0,28	-0,04	-0,35	-0,56*
δ	0,88***	0,88***	0,87***	0,85***	0,88***
Teljes átgűrűzés? ($\delta=1?$)	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
Azonnali hatás β_0	0,68**	0,61***	0,49***	0,72***	0,64***
γ	-0,33***	-0,36***	-0,34***	0,27**	-0,32***

Lakossági betétek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	-0,56**	-0,54**	-0,35	-0,60***	-0,78***
δ	0,86***	0,86***	0,85***	0,83***	0,85***
Teljes átgűrűzés? ($\delta=1?$)	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
Azonnali hatás β_0	0,43***	0,42***	0,37***	0,46***	0,42***
γ	-0,36***	-0,35***	-0,34***	-0,37***	-0,34***

Fogyasztási hitelek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	20***	20***	20***	20***	20***
δ	0,80***	0,84***	0,89***	0,78***	0,82***
Teljes átggyűrés? ($\delta=1?$)	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Azonnali hatás β_0	-0,01	-0,00	0,02	0,06	0,05
γ	-0,58***	-0,57***	-0,54***	-0,55***	-0,55***

2000.január-2004.április

Vállalati hitelek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	1,51***	1,14**	0,89**	1,83***	1,31***
δ	0,99***	1,03***	1,07***	0,92***	0,98***
Teljes átggyűrés? ($\delta=1?$)	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Azonnali hatás β_0	0,86***	0,85***	0,74***	0,73***	0,74***
γ	-0,47***	-0,50***	-0,54***	-0,58***	-0,52***

Vállalati betétek

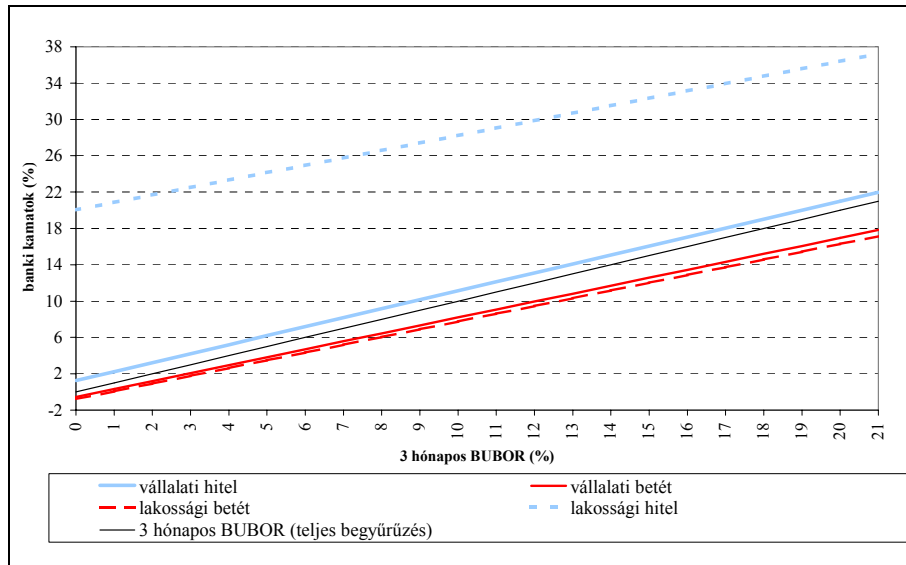
	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	-1,50	-1,70	-1,80	-2,11	-2,04
δ	1,01***	1,03***	1,06***	1,05***	1,03***
Teljes átggyűrés? ($\delta=1?$)	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Azonnali hatás β_0	0,90**	0,87***	0,72***	0,77***	0,73***
γ	-0,20***	-0,24***	-0,27***	-0,11**	-0,23***

Lakossági betétek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans (μ)	-0,78	-1,07	-1,23	-0,49	-0,90
δ	0,88***	0,91***	0,94***	0,82***	0,87***
Teljes átggyűrés? ($\delta=1?$)	Igen	Igen	Igen	Nem	Nem
Azonnali hatás β_0	0,57***	0,57***	0,50***	0,49***	0,47***
γ	-0,36***	-0,35***	-0,34***	-0,41***	-0,40***

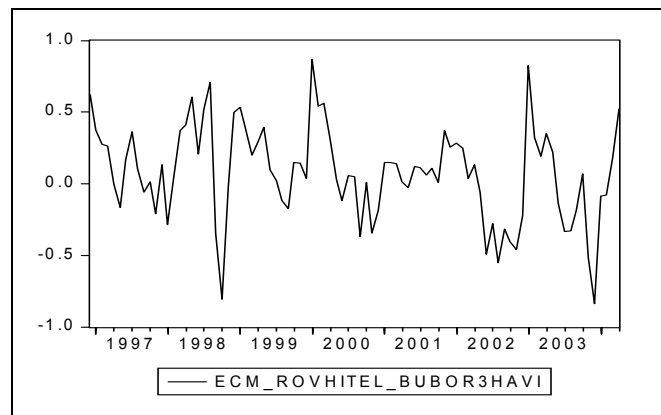
11. ábra:

A hosszú távú egyensúly a 3 hónapos BUBOR függvényében

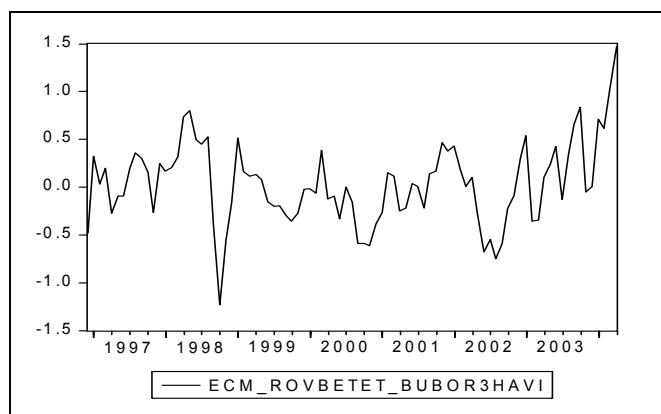


12. ábra:

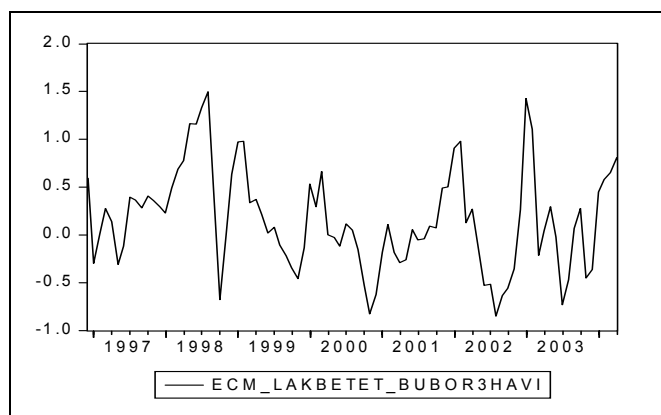
A hosszú távú egyensúlytól való eltérés
vállalati hitelek



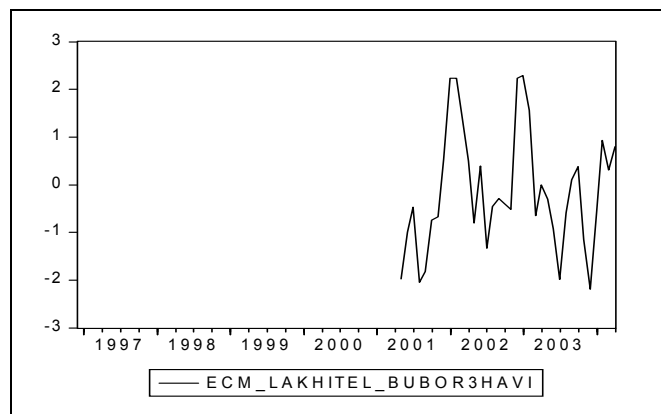
Vállalati betétek



Lakossági betétek



Fogyasztási hitelek



VII. 4. A vállalati rövidhitel kamatokon végzett panel becslések eredményei különböző piaci hozamok esetén

12. táblázat: Az FE-OLS eljárás segítségével becsült eredmények (vállalati rövidhitelek)

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet					
δ	0,96*** (0,02)	0,99*** (0,02)	1,02*** (0,02)	0,94*** (0,02)	0,95*** (0,02)
Teljes átgyűrűzés? ($\delta=1$?)	Nem	Igen	Igen	Nem	Igen
Korrigált R ²	0,81	0,80	0,79	0,81	0,85
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás β_0	0,80*** (0,04)	0,92*** (0,05)	0,76*** (0,06)	0,69*** (0,04)	0,67*** (0,04)
β_1	0,10** (0,05)	-	0,23** (0,07)	0,10** (0,04)-	0,10*** (0,04)
γ	-0,64*** (0,03)	-0,62*** (0,03)	-0,58*** (0,03)	-0,55*** (0,04)	-0,61*** (0,03)
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje(hónapok)	1	1	2	2	2
Korrigált R ²	0,47	0,46	0,42	0,41	0,47

* szignifikáns 10%-on, ** szignifikáns 5%-on, *** szignifikáns 1%-on

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2004 jan. között

13. táblázat: Az FE-FE-alapján FE becsült eredmények (vállalati rövidhitelek)

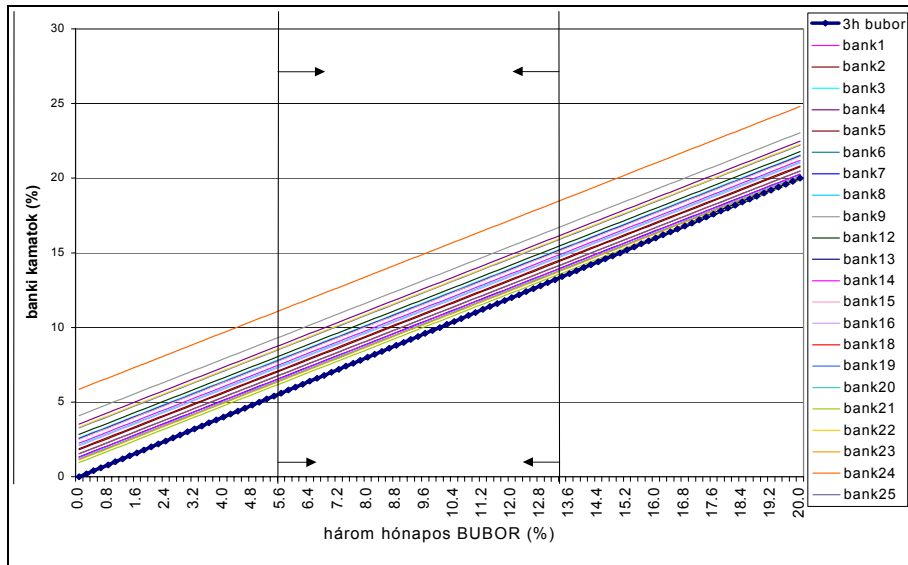
	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet					
δ	0,96*** (0,02)	0,99*** (0,02)	1,02*** (0,02)	0,94*** (0,02)	0,95*** (0,02)
Teljes átgyűrűzés? ($\delta=1$?)	Nem	Igen	Igen	Nem	Igen
Korrigált R ²	0,81	0,80	0,79	0,81	0,85
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás β_0	0,87*** (0,04)	0,90*** (0,05)	0,76*** (0,06)	0,64*** (0,04)	0,67*** (0,04)
β_1	-	-	0,24** (0,06)	0,11*** (0,04)	0,09*** (0,04)
γ	-0,64*** (0,03)	-0,62*** (0,03)	-0,58*** (0,03)	-0,64*** (0,04)	-0,61*** (0,03)
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje(hónapok)	1	1	2	2	2
Korrigált R ²	0,47	0,45	0,44	0,44	0,45

*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2004 jan.. között

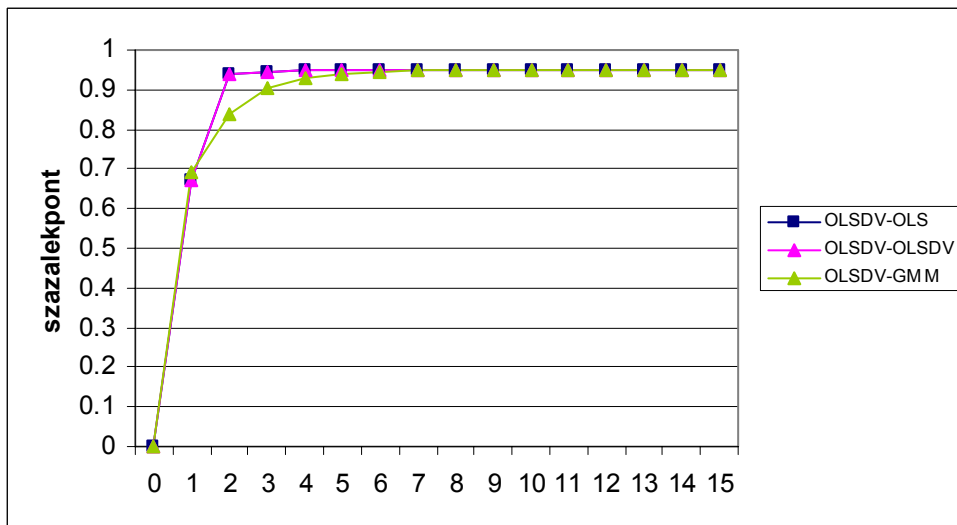
13. ábra:

A vállalati rövidhitel kamatok hosszú távú egyensúlya a 3 hónapos BUBOR függvényében³³



14. ábra:

A vállalati hitel kamatok alkalmazkodása 3 hónapos BUBOR 1%-pontos emelése esetén a három becslési eljárás alapján



³³ A legalul levő vastagabb, 45 fokos egyenes mutatja a 3 hónapos BUBOR kamatainak alakulását, s a két függőleges vonal közötti, nyíllal jelzett rész a becslés szempont releváns tartomány.

VII. 5. A vállalati rövidhitel kamatokon végzett panel becslések bankonkénti eredményei

14. táblázat:

A bankonkénti elemzések eredményei

	δ	Teljes átgyűrés? ($\delta = 1?$)	δ	Teljes átgyűrés? ($\delta = 1?$)	Korrigált R ²	Azonnali hatás β_0	γ	Korrigált R ²
Bank 1	0,88***	Igen	0,95***	Igen	0,85	0,85***	-0,43**	0,61
Bank 2	0,83***	Nem	0,83***	Nem	0,87	0,70***	-0,40*	0,53
Bank 3	1,00***	Igen	0,97***	Igen	0,93	0,82***	-0,66***	0,76
Bank 5	0,99***	Igen	0,97***	Igen	0,86	0,85***	-0,90***	0,760
Bank 6	1,10***	Igen	1,03***	Igen	0,94	0,94***	-0,41***	0,84
Bank 7	0,95***	Igen	1,00***	Igen	0,93	0,91***	-0,45**	0,79
Bank 8	0,81***	Nem	0,72***	Nem	0,67	0,28**	-0,62***	0,40
Bank 9	0,72***	Nem	0,71***	Nem	0,79	0,46**	-0,78**	0,30
Bank 12	0,83***	Igen	0,79***	Nem	0,70	0,76***	-0,97***	0,57
Bank 13	0,94***	Igen	0,93***	Igen	0,85	1,03***	-1,03***	0,71
Bank 14	1,00***	Igen	0,94***	Igen	0,70	0,23*	-0,79***	0,56
Bank 15	0,66***	Nem	0,63***	Nem	0,69	0,43***	-0,90***	0,54
Bank 16	0,93***	Igen	1,00	Igen	0,80	1,00***	-0,36**	0,64
Bank 18	0,93***	Igen	0,95	Igen	0,81	0,81***	-0,18***	0,63
Bank 19	1,19***	Igen	1,09***	Igen	0,86	0,40	-0,49***	0,23
Bank 20	0,99***	Igen	0,99***	Igen	0,92	0,91***	-0,44***	0,79
Bank 21	1,03***	Igen	-	-	0,94	0,65***	-0,77**	0,30
Bank 22	1,05***	Igen	1,02***	-	0,72	0,62***	-0,53**	0,38
Bank 23	1,08***	Igen	1,08***	-	0,93	0,929***	-0,77***	0,75
Bank 24	1,10***	Igen	1,04***	Igen	0,54	0,18	-0,48**	0,21
Bank 25	1,05***	Igen	1,02***	Igen	0,65	0,82**	-0,94***	0,30
Átlagos értékek (súlyozott ^b)	0,82				0,87	0,53 0,52 ^a	-0,77 0,68 ^a	0,68
Átlagos értékek (súlyozatlan)	0,87				0,80	0,54 0,52 ^a	-0,66 0,66 ^a	0,61

*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on

^a az 5%-on nem szignifikáns paramétereket nullának véve

^b Mérleg főösszeggel súlyozott

^c a bankonkénti átlagos igazodási idő átlaga

^d a β és γ paraméterek átlagos értékéből számítva

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2004 jan. között

A 14. táblázat mutatja a bankonkénti elemzés eredményeit. A második oszlop mutatja a két dummy-val becsült hosszú távú egyenlet δ paraméterét. Sok esetben azonban a dummy változók nem voltak szignifikánsak, ezért újrabecslültük az egyenletet az elhagyható dummy

vagy dummyk nélkül. Az így kapott δ -kat mutatja a negyedik oszlop. Minden bank esetén teszteltük azt, hogy statisztikailag alátámasztható-e a teljes átgyűrűzés nullhipotézise. A megfelelő Wald-teszt eredmények (5%-os szignifikancia szint mellett) a δ -k oszlopát követő oszlopban található. Feltüntetjük továbbá a β és γ paramétereket és a korrigált R^2 -eket. A modellszelekció során a legtöbb esetben (a 24-ből 18-ban) ez az (1)-es modellt kaptuk, vagyis a késleltetett változók nem voltak szignifikánsak. Minden modell esetén a reziduumok autokorrelálatlanok, de sokszor heteroszkedasztikusak voltak. Ekkor a modellt újrabecsültük WGLS-sel.

A táblázat eredményei szerint a bankok egy része esetén teljes az átárazás, míg a többi bank úgy tűnik, hogy simítja a kamatait. A súlyozott és súlyozatlan átlagok egymáshoz viszonyításából a nagyobb bankok gyorsabb átárazása valószínűsíthető. Ez az eredmény a nagyobb bankok hatékonyabb működéséből fakadhat.

VII. 6. A vállalati betéti kamatokon végzett panel becslések eredményei különböző piaci hozamok esetén

15. táblázat: Az FE-OLS segítségével becsült eredmények (vállalati betétek)

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet					
δ	0,88*** (0,02)	0,90*** (0,02)	0,92*** (0,03)	0,87*** (0,02)	0,87*** (0,02)
Teljes átgyűrűzés? ($\delta=1?$)	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
Korrigált R ²	0,71	0,70	0,67	0,73	0,71
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás β_0	0,85*** (0,04)	0,87*** (0,04)	0,70*** (0,05)	0,70*** (0,02)	0,66*** (0,03)
β_1	0,10*** (0,04)	0,07*** (0,03)	0,29*** (0,05)	0,15*** (0,02)	0,22*** (0,03)
γ	-0,30*** (0,03)	-0,30*** (0,03)	-0,28*** (0,03)	-0,30*** (0,03)	-0,29*** (0,03)
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje(hónapok)	1	1	2	1	1
Korrigált R ²	0,53	0,50	0,42	0,56	0,53

*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2004 jan. között

16. táblázat: Az FE-FE alapján becsült FEeredmények (vállalati betétek)

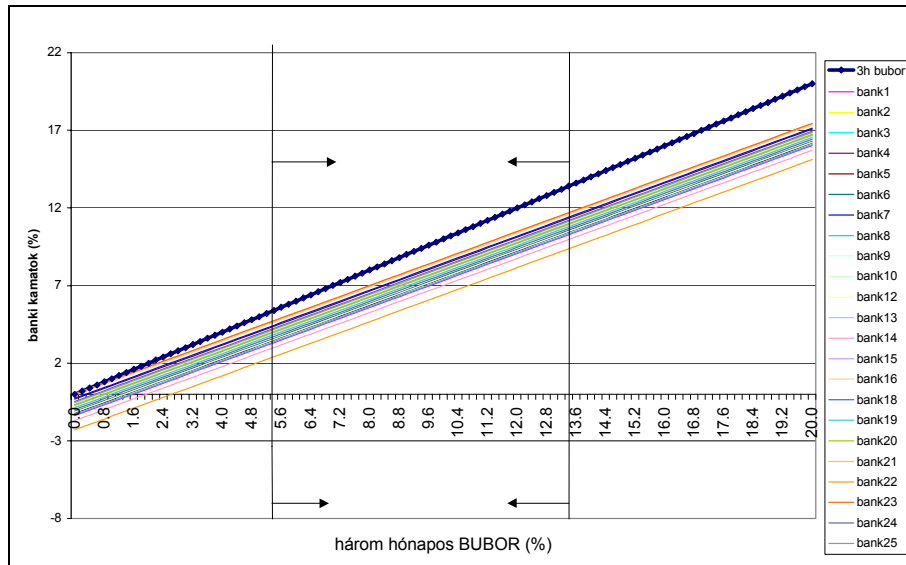
	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Hosszú távú egyensúlyt kifejező egyenlet					
δ	0,88*** (0,02)	0,90*** (0,02)	0,92*** (0,03)	0,87*** (0,02)	0,87*** (0,02)
Teljes átgyűrűzés? ($\delta=1?$)	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
Korrigált R ²	0,71	0,70	0,67	0,73	0,71
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás β_0	0,84*** (0,04)	0,86*** (0,04)	0,68*** (0,05)	0,73*** (0,03)	0,65*** (0,03)
β_1	0,10*** (0,04)	0,10*** (0,04)	0,30*** (0,05)	0,10*** (0,03)	0,22*** (0,03)
γ	-0,35*** (0,03)	-0,31*** (0,03)	-0,30*** (0,03)	-0,28*** (0,03)	-0,28*** (0,03)
A hosszú távú igazodás 80%-ának ideje(hónapok)	1	1	2	1	2
Korrigált R ²	0,53	0,50	0,44	0,55	0,52

*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2004 jan. között

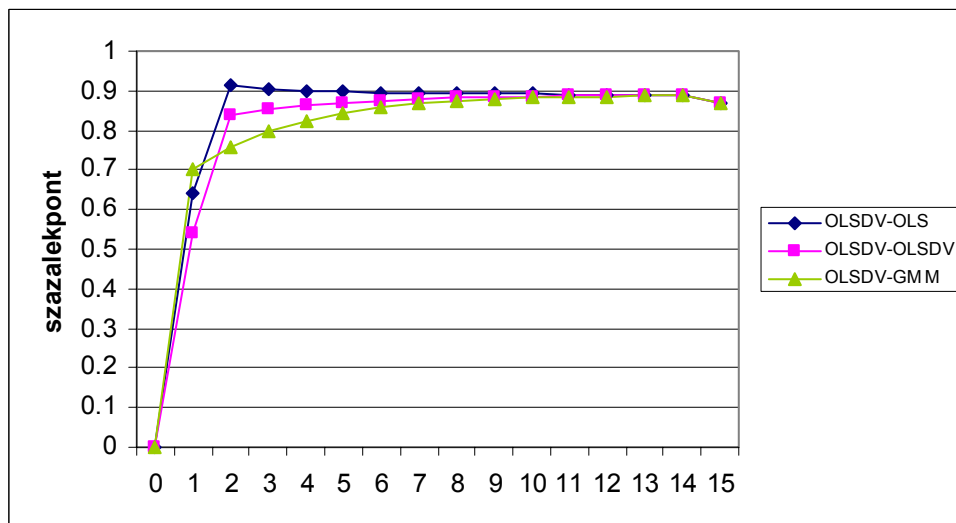
15. ábra:

A vállalati betéti kamatok hosszú távú egyensúlya a 3 hónapos BUBOR függvényében³⁴



16. ábra:

A banki vállalati betéti kamatok alkalmazkodása 3 hónapos BUBOR 1%-pontos emelése esetén a három becslési eljárás alapján



VII. 7. A vállalati betéti kamatokon végzett panel becslések bankonkénti eredményei

A betétek kamatainak az alkalmazkodását vizsgálva a fentiekhez hasonlóan járunk el. A vállalati betétekre vonatkozó elemzések eredményeit a 15. táblázat mutatja.

³⁴ A legfelül levő vastagabb, 45 fokos egyenes mutatja a 3 hónapos BUBOR kamatainak alakulását, s a két függőleges vonal közötti, nyíllal jelzett rész a becslés számára releváns tartományt.

A vállalati betétek piacán elemzéseink szerint csak 9 bank esetén teljes az átárazás, ráadásul öt bank esetén a hibakorrekciós kifejezést nem találtuk szignifikánsnak (5%-on). A többi bank simítja a kamatait. A betéti piacon teljesen átárazó bankok majdnem mindegyikére teljes átárazást találtunk a hitel piacon is.

A vállalati rövidhitel és vállalati betéti piacon való átárazódásra vonatkozó bankonkénti eredmények az aggregált szintű eredményeket tükrözik. A hitel piacon nagyobb az átárazás mértéke, ám a betétek piacán a hosszú távú egyensúlyhoz való igazodás gyorsasága a bankonkénti elemzés szerint nem tér el lényegesen a hitel piacétól és így a teljes igazodáshoz szükséges idő sem.

Az aszimmetrikus hatásokat vizsgálva azt találtuk, hogy bár a pontbecslések szerint több banknál találtuk azt, hogy az aláárazásra gyorsabban reagálnak a bankok, ám a különbség legtöbb esetben nem szignifikáns. Leginkább azoknál a bankoknál találtunk szignifikáns különbséget a felül- és aláárazásra való reagálásban, amelyeknél gyorsabb reakciót becsültünk a túlárazásra, mint az alulárazásra.

17. táblázat:

A bankonkénti elemzés eredményei

	δ	Teljes átgűrűzés? ($\delta = 1?$)	δ	Teljes átgűrűzés? ($\delta = 1?$)	Korrigált R ²	Azonnali hatás β	γ	Korrigált R ²
Bank 1	0,79***	Nem	-	-	0,89	0,73***	-0,39**	0,71
Bank 2	1,17***	Igen	-	-	0,90	0,88***	-0,59***	0,74
Bank 3	0,81***	Nem	-	-	0,83	0,74***	-0,31**	0,60
Bank 4	0,88***	Igen	1,00**	Igen	0,75	0,77	-0,52***	0,74
Bank 5	0,83***	Nem	0,91***	Igen	0,75	0,87***	-0,39**	0,60
Bank 6	0,94***	Igen	-	-	0,70	0,65***	-0,26*	0,37
Bank 7	0,93***	<i>Igen</i>	0,98	Igen	0,93	0,85***	-0,40***	0,71
Bank 8	0,78***	Nem	-	-	0,80	0,45	-0,53***	0,43
Bank 9	0,78***	Nem	-	-	0,70	0,83***	-0,74***	0,52
Bank 10	0,74***	Nem	-	-	0,62	0,44**	-0,81***	0,52
Bank 12	0,87***	Igen	0,73***	<i>Nem</i>	0,69	0,85***	-0,84**	0,45
Bank 13	0,84***	Nem	-	-	0,78	0,71***	-0,14	0,63
Bank 14	0,60***	Nem	-	-	0,50	0,48***	-0,12*	0,68
Bank 15	0,88***	<i>Nem</i>	-	-	0,84	0,47***	-0,45***	0,53
Bank 16	0,93***	Igen	-	-	0,90	0,90***	-0,26*	0,80
Bank 18	0,89***	Nem	-	-	0,90	0,70***	-0,31**	0,81
Bank 19	0,95***	Igen			0,86	0,72***	-0,52***	0,70
Bank 20	0,85***	Nem	0,79***	Nem	0,90	0,77***	-0,66***	0,81
Bank 21	0,93***	Igen	0,89***	<i>Nem</i>	0,90	0,85***	-0,55***	0,70
Bank 22	0,71***	Igen	-	-	0,26	0,38***	-0,17	0,50
Bank 23	0,91***	Igen	0,86***	Nem	0,90	0,79***	-0,44***	0,82
Bank 24	1,07***	<i>Igen</i>	1,15	Igen	0,85	1,16***	-0,48***	0,73
Bank 25	0,84***	Nem	-	-	0,85	0,62***	-0,96***	0,65
Átlagos értékek (súlyozott ^b)			0,78		0,87	0,54 0,53 ^a	-0,69 0,67 ^a	0,70
Átlagos értékek (súlyozatlan)			0,82		0,83	0,61 0,58 ^a	-0,67 0,65 ^a	0,66

*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on

^a az 5%-on nem szignifikáns paramétereket nullának véve^b Mérleg főösszeggel súlyozott^c a bankonkénti átlagos igazodási idő átlaga^d a β és γ paraméterek átlagos értékéből számítva

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2004 jan. között

MNB Füzetek <http://www.mnb.hu/>

MNB Working Papers <http://english.mnb.hu/>

1995/1

SIMON, András: Aggregált kereslet és kínálat, termelés és külkereskedelem a magyar gazdaságban 1990-1994
Aggregate Demand and Supply, Production and Foreign Trade in the Hungarian Economy, 1990-1994 (available only in Hungarian)

1995/2

NEMÉNYI, Judit: A Magyar Nemzeti Bank devizaadósságán felhalmozódó árfolyamvesztesség kérdései
Issues of Foreign Exchange Losses of the National Bank of Hungary (available only in Hungarian)

1995/3

KUN, János: Seigniorage és az államadósság terhei
Seigniorage and the Burdens of Government Debt (available only in Hungarian)

1996/1

SIMON, András: Az infláció tényezői 1990-1995-ben
Factors of Inflation, 1990-1995 (available only in Hungarian)

1996/2

NEMÉNYI, Judit: A tőkebeáramlás, a makrogazdasági egyensúly és az eladósodási folyamat összefüggései a Magyar Nemzeti Bank eredményének alakulásával
The Influence of Capital Flows, Macroeconomic Balance and Indebtedness on the Profits of the National Bank of Hungary (available only in Hungarian)

1996/3

SIMON, András: Sterilizáció, kamatpolitika az államháztartás és a fizetési mérleg
Sterilization, Interest Rate Policy, the Central Budget and the Balance of Payments (available only in Hungarian)

1996/4

DARVAS, Zsolt: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások
Interest Rate Differentials and Exchange Rate Expectations (available only in Hungarian)

1996/5

VINCZE, János — ZSOLDOS, István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban; Ökonometria vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján
The Structure, Level and Development of Consumer Prices in Hungary, 1991-1996 — An Econometric Analysis Based on the Detailed Consumer Price Index (available only in Hungarian)

1996/6

CSERMELY, Ágnes: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991-1994
Bank Financing of Enterprises in Hungary, 1991-1994 (available only in Hungarian)

1996/7

BALASSA, Ákos: A vállalkozói szektor hosszú távú finanszírozásának helyzete és fejlődési irányai
The Development of Long-term Financing of the Enterprise Sector (available only in Hungarian)

1997/1

CSERMELY, Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere
The Inflation Targeting Framework (available only in Hungarian)

1997/2

VINCZE, János: A stabilizáció hatása az árakra, és az árak és a termelés (értékesítés) közötti összefüggésekre
The Effects of Stabilization on Prices and on Relations Between Prices and Production (Sales) (available only in Hungarian)

1997/3

BARABÁS, Gyula — HAMECZ, István: Tőkebeáramlás, sterilizáció és pénzmennyiség
Capital Inflow, Sterilization and the Quantity of Money

1997/4

ZSOLDOS, István: A lakosság megtakarítási és portfólió döntései Magyarországon 1980-1996
Savings and Portfolio Decisions of Hungarian Households, 1980-1996 (available only in Hungarian)

1997/5

ÁRVAI, Zsófia: A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometria elemzése
An Econometric Analysis of Capital Inflows and Sterilization (available only in Hungarian)

1997/6

ZSOLDOS, István: A lakosság Divisia-pénz tartási viselkedése Magyarországon
Characteristics of Household Divisia Money in Hungary (available only in Hungarian)

1998/1

ÁRVAI, Zsófia — VINCZE, János: Valuták sebezhetősége: Pénzügyi válságok a '90-es években
Vulnerability of Foreign Currency: Financial Crises in the 1990s (available only in Hungarian)

1998/2

CSAJBÓK, Attila: Zéró-kupon hozamgörbe becslés jegybanki szemszögből
Zero-coupon Yield Curve Estimation from a Central Bank Perspective

1998/3

KOVÁCS, Mihály András - SIMON András: A reálárfolyam összetevői
Components of the Real Exchange Rate in Hungary

1998/4

P. KISS, Gábor: Az államháztartás szerepe Magyarországon

The Role of General Government in Hungary

1998/5

BARABÁS, Gyula — HAMECZ, István — NEMÉNYI, Judit: A költségvetés finanszírozási rendszerének átalakítása és az eladósodás megfékezése; Magyarország tapasztalatai a piacgazdaság átmeneti időszakában

Fiscal Consolidation, Public Debt Containment and Disinflation; Hungary's Experience in Transition

1998/6

JAKAB M., Zoltán — SZAPÁRY, György: A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon

Hungary's Experience of the Crawling Peg System (available only in Hungarian)

1998/7

TÓTH, István János — VINCZE János: Magyar vállalatok árképzési gyakorlata

Pricing Behaviour of Hungarian Firms (available only in Hungarian)

1998/8

KOVÁCS, Mihály András: Mit mutatnak? Különböző reálárfolyam-mutatók áttekintése és a magyar gazdaság ár- és költségversenyképességének értékelése

The Information Content of Real Exchange Rate Indicators (available only in Hungarian)

1998/9

DARVAS, Zsolt: Moderált inflációk csökkentése; Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációit kísérő folyamatokról

Moderate Inflation: a Comparative Study (available only in Hungarian)

1998/10

ÁRVAI, Zsófia: A piaci és kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között

The Interest Rate Transmission Mechanism between Market and Commercial Bank Rates

1998/11

P. KISS, Gábor: A költségvetés tervezése és a fiskális átláthatóság aktuális problémái

Topical Issues of Fiscal Transparency and Budgeting (available only in Hungarian)

1998/12

JAKAB M., Zoltán: A valutakosár megválasztásának szempontjai Magyarországon

Deriving an Optimal Currency Basket for Hungary (available only in Hungarian)

1999/1

CSERMELY, Ágnes — VINCZE, János: Leverage and foreign ownership in Hungary

Tőkeáttétel és külföldi tulajdon (csak angol nyelven)

1999/2

TÓTH, Áron: Kísérlet a hatékonyság empirikus elemzésére a magyar bankrendszerben

An Empirical Analysis of Efficiency in the Hungarian Banking System (available only in Hungarian)

1999/3

DARVAS, Zsolt — SIMON, András: A növekedés makrogazdasági feltételei; Gazdaságpolitikai alternatívák

Capital Stock and Economic Development in Hungary

1999/4

LIELI, Róbert: Idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések; Egyváltozós módszerek

Inflation Forecasting Based on Series Models. Single-Variable Methods (available only in Hungarian)

1999/5

FERENCZI, Barnabás: A hazai munkaerőpiaci folyamatok Jegybanki szemszögből — Stilizált tények

Labour Market Developments in Hungary from a Central Bank Perspective — Stylized Facts

1999/6

JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS, Mihály András: A reálárfolyam-ingadozások főbb meghatározói Magyarországon

Determinants of Real-Exchange Rate Fluctuations in Hungary

1999/7

CSAJBÓK, Attila: Information in T-bill Auction Bid Distributions

Az aukciós kincstárjegybozások információs tartalma (csak angol nyelven)

1999/8

BENCZÚR, Péter: A magyar nyugdíjrendszerben rejlő implicit államadósság-állomány változásának becslése

Changes in the Implicit Debt Burden of the Hungarian Social Security System

1999/9

VÍGH-MIKLE, Szabolcs — ZSÁMBOKI, Balázs: A bankrendszer mérlegének denominációs összetétele 1991-1998 között

Denomination Structure of the Balance Sheet of the Hungarian Banking Sector, 1991-1998 (available only in Hungarian)

1999/10

DARVAS, Zsolt — SZAPÁRY, György: A nemzetközi pénzügyi válságok tovaterjedése különböző árfolyamrendszerekben

Financial Contagion under Different Exchange Rate Regimes

1999/11

OSZLAY, András: Elméletek és tények a külföldi működőtőke-befektetésekről

Theories and Facts about Foreign Direct Investment in Hungary (available only in Hungarian)

2000/1

JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS, Mihály András — OSZLAY András: Hová tart a külkereskedelmi integráció? Becslések három kelet-közép-európai ország egyensúlyi külkereskedelmére

How Far has Trade Integration Advanced? An Analysis of Actual and Potential Trade by Three Central and Eastern European Countries
2000/2

VALKOVSKY, Sándor — VINCZE, János: Estimates of and Problems with Core Inflation in Hungary
A maginfláció becslése és problémái (csak angol nyelven)

2000/3

VALKOVSKY, Sándor: A magyar lakáspiac helyzete
Situation of the Hungarian Housing Market (available only in Hungarian)

2000/4

JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS, Mihály András — LŐRINCZ Szabolcs: Az export előrejelzése ökonometria módszerekkel
Forecasting Hungarian Export Volume

2000/5

FERENCZI, Barnabás — VALKOVSKY, Sándor — VINCZE, János: Mire jó a fogyasztói-ár statisztika?
What are Consumer Price Statistics Good for?

2000/6

ÁRVAI, Zsófia — VINCZE, János: Financial Crises in Transition Countries: Models and Facts
Pénzügyi válságok átmeneti gazdaságokban: modellek és tények (csak angol nyelven)

2000/7

SZAPÁRY, GYÖRGY: Maastricht and the Choice of Exchange Rate Regime in Transition Countries during the Run-Up to GMU

Maastricht és az árfolyamrendszer megválasztása az átmeneti gazdaságokban az GMU csatlakozást megelőzően (csak angol nyelven)

2000/8

ÁRVAI, Zsófia — MENCZEL, Péter: A magyar háztartások megtakarításai 1995 és 2000 között
Savings of Hungarian Households, 1995-2000

2000/9

DARVAS, Zsolt — SIMON, András: A potenciális kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával
Potential Output and Foreign Trade in Small Open Economies

2001/1

SIMON, András — VÁRPALOTAI, Viktor: Eladósodás, kockázat és óvatosság
Optimal Indebtedness of a Small Open Economy with Precautionary Behavior

2001/2

ÁRVAI, Zsófia — TÓTH, István János: Likviditási korlát és fogyasztói türelmetlenség
Liquidity constraints and consumer impatience

2001/3

VALKOVSKY, SÁNDOR — VINCZE, JÁNOS: On Price Level Stability, Real Interest Rates and Core Inflation
Árszintstabilitás, reálkamat és maginfláció (csak angol nyelven)

2001/4

VINCZE, JÁNOS: Financial Stability, Monetary Policy and Integration: Policy Choices for Transition Economies
Pénzügyi stabilitás, monetáris politika, integráció: az átmeneti gazdaságok előtt álló választási lehetőségek (csak angol nyelven)

2001/5

SZAPÁRY, GYÖRGY: Banking Sector Reform in Hungary: Lessons Learned, Current Trends and Prospects
A bankrendszer reformja Magyarországon: tanulságok, aktuális folyamatok és kilátások (csak angol nyelven)

2002/1

TÓTH, István János: Vállalati és lakossági konjunktúra felmérések Magyarországon
Cyclical Surveys of the Hungarian Corporate and Household Sectors (available only in Hungarian)

2002/2

BENCZÜR, Péter: A szuverén kötvényekben rejlő kockázatok azonosítása
Identifying Sovereign Bond Risks (available only in Hungarian)

2002/3

JAKAB M., Zoltán — KOVÁCS Mihály András: Magyarország a NIGEM modellben
Hungary in the NIGEM model

2002/4

BENCZÜR, Péter — SIMON, András — VÁRPALOTAI, Viktor: Dezinflációs számítások kisméretű makromodellel
Disinflation Simulations with a Small Model of an Open Economy (available only in Hungarian)

2002/5

On the estimated size of the Balassa-Samuelson effect in five Central and Eastern European countries
Edited by Mihály András KOVÁCS (available only in English)

2002/6

GYOMAI, György — VARSÁNYI, Zoltán Máté: Az MNB által használt hozamgörbe-becslő eljárás felülvizsgálata
A Comparison of Yield-curve Fitting Methods for Monetary Policy Purposes in Hungary (available only in Hungarian)

2003/1

BENCZÜR, PÉTER: *The behavior of the nominal exchange rate at the beginning of disinflations*
A nominálárfolyam viselkedése monetáris rezsimváltás után (csak angol nyelven)

2003/2

VÁRPALOTAI, Viktor: Numerikus módszer gazdasági adatok visszabecslésére
Numerical Method for Estimating GDP Data for Hungary (available only in Hungarian)

2003/3

VÁRPALOTAI, Viktor: Dezinflációs számítások dezaggregált kibocsátási részekre alapzó makromodellel
Disinflation Simulations with a Disaggregated Output Gap Based Model (available only in Hungarian)

2003/4

VÁRPALOTAI, Viktor: Dezaggregált költségbegyűrzés-alapú ökonometriai infláció-előrejelző modell
Disaggregated Cost Pass-Through Based Econometric Inflation-Forecasting Model for Hungary

2003/5

JAKAB M., ZOLTÁN — KOVÁCS, MIHÁLY ANDRÁS: *Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Hungary: Simulations with the NIGEM Model*

Az árfolyam-begyűrzés meghatározói: szimulációk a NIGEM modellel (csak angol nyelven)

2003/6

VADAS, GÁBOR: Modelling households' savings and dwellings investment — a portfolio choice approach (available only in English)

2003/7

PULÁ, GÁBOR: Capital Stock estimation in Hungary: A brief description of methodology and results
 Tőkeállomány becslése Magyarországon a PIM módszerrel. Módszertani leírás és eredmények (csak angol nyelven)

2003/8

DARVAS, ZSOLT — VADAS, GÁBOR: *Univariate Potential Output Estimations for Hungary* (available only in English)

2003/9

BENCZÜR, PÉTER: Nominális sokkok átmeneti reálhatása egy kétszektoros növekedési modellben
Real Effects of Nominal shocks: a 2-sector Dynamic Model with Slow Capital Adjustment and Money-in-the-utility

2003/10

MÉRŐ, Katalin — ENDRÉSZ VALENTINYI, Marianna: *The Role of Foreign Banks in Five Central and Eastern European Countries* (A külföldi bankok szerepe öt közép-kelet-európai országban) (csak angol nyelven)

2003/11

VILÁGI, Balázs: Az optimális euró konverziós ráta meghatározása egy sztochasztikus dinamikus általános egyensúlyi
The Optimal Euro Conversion Rate in a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model

2003/12

MÓRÉ, Csaba — NAGY, Márton: A piaci struktúra hatása a bankok teljesítményére: empirikus vizsgálat Közép-Kelet Európára
Relationship between Market Structure and Bank Performance: Empirical Evidence for Central and Eastern Europe (available only in Hungarian)

2003/13

BENCZÜR, Péter — SIMON, András — VÁRPALOTAI, Viktor: Fiskális makropolitika és a növekedés elemzése kalibrált modellel
A Calibrated Model of Growth and Intertemporal Consumption Allocation in a Catching-up Country

2004/1

DARVAS, Zsolt — SZAPÁRY, György: Konjunktúraciklusok együttmozgása a régi és új EU-tagországokban
Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU: Comovements in the New and Old Members

2004/2

NASZÓDI, Anna: A sávmódosítások árfolyamhatásának vizsgálata opciós modell keretei között
Target zone rearrangements and exchange rate behavior in an option-based model

2004/3

TARJÁNI, Hajnalka: A szakképzettséget felértékelő technológiai változás hatásának becslése a termelési tényezők keresletrugalmasságára Magyarországon
Estimating the Impact of SBTC on Input Demand Elasticities in Hungary (available only in English)

2004/4

ORBÁN, Gábor — SZAPÁRY, György: A Stabilitási és Növekedési Egyezmény az új tagállamok szemszögéből
The Stability and Growth Pact from the Perspective of New Member States

2004/5

VILÁGI, Balázs: Duális infláció és reálárfolyam a nyitott gazdaságok új makroökonómiája megközelítésében
Dual inflation and real exchange rate in new open economy macroeconomics

2004/6

Florin O. BILBIE — Roland STRAUB: Fiskális Politika, Üzleti Ciklusok és Munkaerőpiaci Fluktuáció
Fiscal Policy, Business Cycles and Labor-Market Fluctuations (available only in English)

2004/7

Gábor P. KISS — Gábor VADAS: A ciklikusan igazított államháztartási egyenleg
Mind The Gap – Watch The Ways Cyclical Adjustment of the Budget Balance (available only in English)

2004/8

HORVÁTH, Csilla — KREKÓ, Judit — NASZÓDI, Anna: Kamatátgyűrzés Magyarországon
Interest rate pass-through in Hungary