



## **Kamat átgyűrűzés Magyarországon**

Horváth Csilla, Krekó Judit, Naszódi Anna

*2004. február*

Összefoglaló

Elemzésünkben hiba-korrekciós modellek segítségével vizsgáljuk a piaci hozamok és a banki forint hitel- és betéti kamatok közötti transzmissziót a 2000-2003-as periódusra vonatkozóan, aggregált és egyedi banki adatokon egyaránt. Eredményeink szerint a rövid vállalati hitelek piacán az alkalmazkodás hosszú távon teljes és viszonylag gyorsnak tekinthető. A többi részpiacot azonban részleges átárazási magatartás jellemzi, elsősorban a fogyasztási hitelek és lakossági rövid lekötött betétek kamata tűnik ragadósnak. A panel eredmények alapján a vállalati hitelkamatok – a nemzetközi tapasztalatokkal ellentétben – felfelé ragadósabbnak mutatkoznak, mint lefelé, amelyben a vállalati üzletágban uralkodó erős verseny mellett az is szerepet játszhat, hogy a kamat-konvergencia miatt a bankok átmenetinek vélték a kamatemeléseket. 2003-ban - feltehetően a megnövekedett kamatvolatilitás miatt - a transzmisszió gyengébbnek bizonyult a 2000-2002-es periódusra jellemző értéknél.

## Tartalomjegyzék

Bevezetés	3
I. A BANKI KAMATOK BEGYŰRŰZÉSÉT BEFOLYÁSOLÓ TÉNYEZŐK	5
I. 1. A pénzügyi rendszer szerepe	5
I. 2. A kamatok ragadóságának elméletei	6
I. 3. Az elméletek implikációi a hazai kamattranszmisszióra vonatkozóan	9
II. STILIZÁLT TÉNYEK AZ ÁRAZÁSRÓL	17
II. 1. A hitel és betét kamatok bankrendszeri átlagának vizsgálata	17
II. 2. A bankenkénti rövid vállalati hiteltermékek kamatainak vizsgálata	22
III. AZ EGYEDI BANKI KAMAT ÉS MÉRLEGADATOK	25
IV. ÖKONOMETRIAI MODELLEZÉS	28
V. EREDMÉNYEK	30
V. 1. Az aggregált adatokon végzett vizsgálat eredményei	30
V. 2. Panel eredmények vállalati hitel és betéti kamatokra	32
VI. KONKLÚZIÓK	39
HIVATKOZÁSOK	41
A. FÜGGELÉK	43
B. FÜGGELÉK	44
C. FÜGGELÉK	45
D. FÜGGELÉK	49
E. FÜGGELÉK	51
F. FÜGGELÉK	53
G. FÜGGELÉK	55

## Bevezetés

Tanulmányunk a monetáris politika reálgazdaságra való hatását befolyásoló egyik fontos tényezővel, a piaci és a kereskedelmi banki hitelek közötti kapcsolattal, azaz a kamattranszmisszióval foglalkozik. A monetáris transzmisszió egyik legfontosabb csatornájának, a kamatsatorna erősségének egyik kulcskérdése, hogy a jegybank milyen mértékben tudja befolyásolni a gazdasági szereplők számára releváns hozamokat és kamatokat, mindenekelőtt a pénzügyi közvetítésben főszerepet játszó kereskedelmi banki kamatokat.

A kamatsatorna 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 kamatkidadásait, 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 vagyonára (*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 kamat átgyűrűzés tehát fontos szerepet játszik abban, hogy a gazdaság milyen mértékben és milyen késleltetéssel reagál a monetáris politikai lépésekre, ezért a monetáris transzmisszió hatékonyságának szempontjából fontos feltérképezni a pénzügyi közvetítőrendszer legjelentősebb szereplőinek, a bankoknak az árazási szokásait.

Tanulmányunkban a nemzetközi irodalom és a rendelkezésünkre álló adatok alapján hiba- korrekciós modellek segítségével vizsgáljuk a piaci hozam kereskedelmi banki forint kamatokba való begyűrűzésének sebességét és mértékét. Egy egyszerű hiba-korrekciós modellből kiindulva bemutatjuk a végül alkalmazásra kerülő, kibővített modellt. Ahhoz, hogy empirikus vizsgálatunk eredményéből a monetáris transzmisszióra vonatkozó következtetéseket vonhassunk le, érdemesnek tartjuk megjegyezni a következőket.

Egyrészt, a transzmisszió szempontjából a fő kérdést az jelenti, hogy a banki kamatok hogyan reagálnak a jegybank lépéseire. Az empirikus elemzésünkben ugyanakkor nem a jegybanki irányadó kamattal, hanem az egy hónapos bankközi kamattal (BUBOR) szerepel a banki kamatok magyarázó változójaként, amely hozamot a jegybank csak közvetetten tud befolyásolni. A tapasztalatok szerint a jegybanki kamattal 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, a piaci hozam szerepeltetésével nem veszítünk érdemi információt. Sőt, a bankközi kamattal alkalmazása mellett szól az a tény, hogy a jegybanki kamattal nem tükrözi megfelelően a bankok forrásköltségének változását, például olyan esetekben, amikor a jegybanki eszköztár egyéb elemei (pl. az irányadó kamattal instrumentumához kapcsolódó mennyiségi korlátozás, vagy a kamatfolyosó) változnak.

Másrészt, a kamattranszmisszió erősségéből még nem következtethetünk egyértelműen a kamatcsatorna 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. Magyarország 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 ragadóságáról szóló elméletekre is. Ezt követően a magyar pénzügyi rendszer rövid vizsgálatával előzetesen értékeljük a kamattranszmissziót befolyásoló tényezőket. A második fejezetben az átlagos hitel- és betéti kamatok alakulásának leíró elemzése található. A harmadik fejezetben ismertetjük az ökonometriai elemzésnél felhasznált adatokat. A negyedik fejezetben pedig az alkalmazott ökonometriai modellt mutatjuk be. Az ötödik fejezetben összefoglaljuk ökonometriai elemzésünk eredményeit külön az aggregált, és külön a panel adatokra vonatkozóan. Végül a hatodik fejezetben levonjuk a következtetéseket.*

## I. A banki kamatok begyűrését 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 ragadosságát magyarázó elméleteknek. Ezt követően megnézzük, hogy az elmélet mit sugall a banki kamatok begyűréséről 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 következőknek van kiemelt szerepe<sup>1</sup> :

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

---

<sup>1</sup> Id. pl. Cottareli és Kourelis (1994); Ehrmann *et. al.* (2001); Mojon (2000)

bankrendszeren belüli erős verseny a spreadek csökkenésének az irányába hat, és befolyásolja a kereskedelmi bankoknak a piaci hozam változására vonatkozó reakcióját. A hatás azonban aszimmetrikusan működhet kamatemelés és kamatcsökkentés esetén. A bankok közötti verseny az eszközoldalon a kamatcsökkentésekhez való gyorsabb, a kamatemelésekhez pedig lassabb 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 (pl. 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 a viszonylag jelentős forrásköltségváltozás 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. Volatilibb 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 tekinthető<sup>2</sup>. Az árak és bérek 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 költségére) 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 irracionalitására és a kockázatmegosztásra épülnek.

---

<sup>2</sup> 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 kezelniük.

A **kontraszelekció**n alapuló elmélet<sup>3</sup> abból indul ki, hogy a potenciális hitelfelvevők eltérő kockázatú projekteket kívánnak megvalósítani. Míg a hitelfelvevő ismeri a saját projektje kockázatát, addig a bank 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 határkölség-növekedésénél kisebb mértékben növelni a hitel-kamatait, valamint többet költeni az ügyfelek kockázatának feltárására és érdemes szigorúbb hitelezési standardokat alkalmazni. Az így létrejövő egyensúlyi helyzetben a bank a hitel-kamatát 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 átterheli 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

---

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

forrásköltség. Példaként említjük a hitelkártya mellett a fogyasztási hitelek kamatmerektségét.

A *kockázatmegosztásra* (*risk sharing*) épül a következő elmélet. Ha a hitelfelvevők kockázat kerülőbbek, 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 hitel-kamatait úgy állapítja meg, hogy azok a forrásköltségénél kevésbé legyenek változékonyak, tehát kisimítja időben a hitelkamatot. A bank a megnövekedett kockázatát 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 hitelkamatláb ragadósságát. A hitelkamatok simítása azt eredményezi, hogy olykor az ügyfelek a piaci kamatlábhöz 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 bankváltási költségek miatt nem kerül sor, ami az ügyfelek és a bank közötti hosszú-távú kapcsolatot biztosítja.

Az eddigi elméletek a kamatok ragadósságáról szóltak. Ugyanakkor az is alátámasztható elméletekkel, hogy a banki kamatok változása 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 hiteleket, 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 nem-fizető ügyfelek hiteleihez kapcsolódó megnövekedett elvárt hozamot is tartalmaznia kell az új hitelkamatnak<sup>4</sup>.

A kamattranszmisszió 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 vizsgálatukban a

---

<sup>4</sup> Képlettel kifejezve:  $(1 + r_h) \cdot (1 - EN) = 1 + r_{\text{elvárt}}$ , ahol  $r_h$  a hitelkamat,  $EN$  a nem fizetők 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 nem-fizetési arány is emelkedik.)



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. A begyűrés sebességét illetően a különbségek még jelentősebbek voltak, az igazodás sebességét a különböző tanulmányok 2 hónap – 3 év közötti időre becsülték.

A kamattranszmisszió és különböző országspecifikus tényezők közötti kapcsolatot vizsgálta pl. Mojon (2000) és Cottarelli és Kourelis (1995) is. Eredményeik szerint a kamatvolatilitás szignifikánsnak bizonyult a kamattranszmisszió országok közötti különbségének megmagyarázásában. A piaci koncentráció kamattranszmisszióban betöltött szerepét felmérő empirikus kutatások eredményei nem teljesen egybehangzóak. Cottarelli és Kourelis (1995) eredményei szerint a piaci koncentráció nem magyarázza szignifikánsan a kamat átgyűrés 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.

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 a 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 ragadosabbak. Mojon (2000) szerint ez az aszimmetria megfigyelhető számos európai ország esetén (pl. 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 kamatalkalmazkodásra 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 (%)**

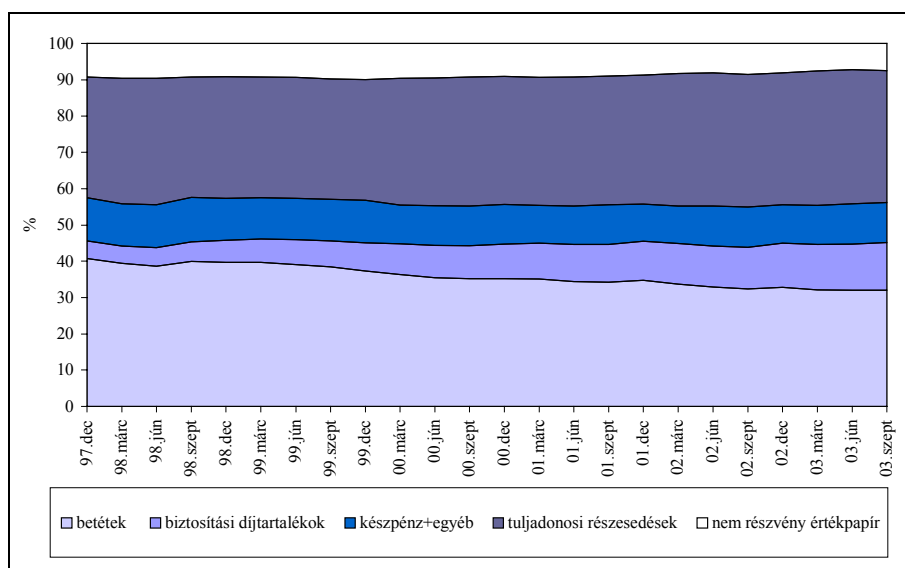
Ország	Arány
Belgium	26.1
Németország	33.3
Spanyolország	36.5
Franciaország	28.3
Hollandia	19.7
Ausztria	52.1
Portugália	44.1
Finnország	32.5
Svédország	13.6
Norvégia	32.4
<b>Magyarország</b>	<b>31</b>

Forrás: Eurostat, MNB

A betétek aránya emellett folyamatosan csökkenő tendenciát mutat: az elmúlt 5 évben a betétek részaránya csaknem az állomány 10%-val 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 vagyon 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. Vagyis a nagyvállalatok könnyen tudják helyettesíteni a hazai bankhiteleket.

2. táblázat:

A vállalati és bankszektorok nyújtott hitelek (A GDP %-ban)

	1997	2001
Hazai bankoktól a nem-banki szektornak	20,9	23,6
Külföldi hitel a nem-banki szektornak	9,3	12,6
<b>Összes hitel a nem-banki szektornak</b>	<b>30,2</b>	<b>36,2</b>
Külföldi hitel a hazai bankszektorok	8,9	11,6
Tulajdonosi hitelek	4,5	11,0

### ***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 indexet<sup>5</sup> tekintve is az euróövezet országainak középmezőnyében helyezkedik el, ez utóbbi 1000 körüli értéke még éppen versenyzőinek tekinthető piacot tükröz. 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, 2000 fölötti értéke jelez.<sup>6</sup> Fel kell hívnunk a figyelmet, hogy a fenti mutatók nem feltétlenül tükrözik jól a versenyhelyzetet, ugyanis azt egyéb tényezők, pl. a belépési korlátok<sup>7</sup>, illetve a dereguláció is befolyásolja (Móré-Nagy, 2003; Mojon, 2000).

A vállalati szegmenst jellemző erős verseny következtében a bankváltás költségessége Magyarországon jelenleg nem eredményez ragadós kamata alkalmazkodást. 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.

---

<sup>5</sup> A Herfindahl index a piacon jelenlévő bankok részesedésének a négyzetösszegét jelenti, részletesebben lásd Hunyadi és Vita (2002).

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

<sup>7</sup> A lakossági üzletágban jelentős belépési korlátnak számít a fiókhálózat költséges kiépítése.

3. táblázat:

**Koncentráció az euróövezet országainak bankszektoraiban (2002)**

	5 legnagyobb bank az összes eszköz arányában	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	
<b>Magyarország</b>	<b>58</b>	<b>950</b>

Forrás: ECB(2002)

\*2000

\*\*Az öt legnagyobb bankcsoport aránya

***Kamatalakulás***

Hazánkban a más országokhoz viszonyítva 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, melyek a kamat-marzson 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. Továbbá a forint kamatok magas szintje és volatilitása mellett a hitelfelvevők számára vonzóbbá válnak a devizahitelek - elfogadható mértékű árfolyamkockázat mellett. A forintban denominált hitelek arányának csökkenése a kamatokon keresztül megvalósuló transzmisszió gyengülésének irányába hat.

Magyarországon a jegybanki alapkamat csökkenő trendje, a csökkenő infláció, és az EMU-hoz való csatlakozással együtt járó kamat-konvergencia miatt valósul meg. A trend azonban bizonytalan, mivel a csatlakozás időpontja nincs köbe vésvé, valamint a trendtől való eltérés előfordulhat, ahogy azt az utóbbi három jegybanki alapkamat-emelés<sup>8</sup> 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<sup>9</sup>. A likviditás szűkülésének várható folytatódása, illetve az aktív oldali szabályozásra való áttérés erősíthetik a kamattranzmissziót.

### ***Hitelezési kockázat***

Az országoként eltérő adottságú pénzügyi rendszer a kamattranzmisszió országokénti különbözőségére ad magyarázatot. A banki kamatok ragadosságát 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 kontraszelektió 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 kell<sup>10</sup>. Ugyanakkor nem

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Az ECB aktív oldali szabályozást alkalmaz, így az összhang megteremtése érdekében kell hazánkban is átállni erre.

<sup>10</sup> 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..."

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.

### *A hitelek és betétek átárazódási sebessége és lejárata*

A hazai kamattranszmisszió erősségének megítéléséhez az új hitelek kamatait vizsgáltuk, ugyanakkor a transzmisszió 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 kamattranszmisszió 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 kamattranszmisszió.

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 transzmissziót az is befolyásolja, hogy a jegybanki lépések hogyan hatnak a hosszabb távú hozamokra.

Magyarországon európai összehasonlításban rövid a hitelek, illetve betétek lejárata 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,<sup>11</sup> 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.<sup>12</sup>

Az infláció mérséklődésével, és a makrogazdasági stabilitás erősödésével a hitelügyletek lejárata feltehetően nőni fog, ami a kamattranszmisszió gyengülésének irányába hathat.

A magyar piaci és banki kamatok közötti transzmisszióról eddig három tanulmány 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 hosszú távon 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

---

<sup>11</sup> A folyószámlahitelek az összes vállalati hitel csaknem 75%-t tették ki a 2003-ban kötött új hitelszerződéseknek. A folyószámlahitelek lejáratú struktúrájáról nincs információnk, feltételezhetően azonban rövid, jellemzően éven belüli átárazódásúak.

<sup>12</sup> Id. Ehrmann et al. (2001)

hiteladagolást jelezheti. Árvai (1998) elemzése szerint a jegybanki kamatváltozásokra azonnal reagáló piaci kamatok és a banki kamatok közötti transzmisszió viszonylag hatékonyra vált az 1995-1998-as időszakra, ami a 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 végig a kamatok csökkenő tendenciája volt tapasztalható, és a jegybanki kamatemelések transzmisszióját nem sikerült elemezni. Tóth (1998) panel becslés segítségével vizsgálta a banki átárazás sebességét az 1996 és 1998 közötti időszakra. Azt találta, hogy a vállalkozói hitelpiacon a nagy és a kis bankok reagálnak a leggyorsabban a repo kamatok változására, míg a középbankok valamivel lassabban. A vállalkozói betétek kamatát ugyancsak a nagy és a kisbankok változtatják a leghamarabb: már a jegybanki kamatlépés havában kiigazítják kamataikat, szemben a közepes méretű bankokkal, melyek egy hónap késéssel reagálnak csak. A bankok közötti eltérést magyarázhatja, hogy a nagyobb bankok ügyfelei közé tartoznak a nagyobb és kamatérzékenyebb nagyvállalatok, akik számára a banki finanszírozás alternatívái könnyebben elérhetőek. A kisbankok pedig vélhetően a nagybankokat követik az árazásukban.



## II. Stilizált tények az árazásról

Az elemzéseinket különböző aggregáltsági szintű adatokon végezzük el. Az ökonometriai elemzés során aggregált és egyedi banki kamatadatokat is használunk. Azonban ökonometriai modellek alkalmazása nélkül, elvben 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 idősorát is vizsgáljuk.

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

Az aggregált elemzéshez a 2000 januárjától 2003 decemberéig tartó periódusra rendelkezésünkre álló 1 éven belüli vállalati rövidhitelekre, 1 éven belül lekötött vállalati betétekre, lakossági fogyasztási hitelekre és rövid, 1 éven belül lekötött lakossági betétekre vonatkozó aggregált adatokat<sup>13</sup> használtuk fel. A fogyasztási hitelek esetén nem a szerződés szerinti kamatlábat, hanem az átlagos hitelköltség mutató alakulását elemeztük, a nem kamat jellegű hitelköltségeket is tartalmazó mutató ugyanis jelentős mértékben 5-6%-kal haladja meg a hitelkamatlábat. 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.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, a piaci hozammal való szorosabb kapcsolatban csapódik le. A lakossági betéti kamatok átlagosan alacsonyabbak a vállalati betéti kamatoknál, ami a vállalati források piacán lévő erősebb versenyt tükrözheti. Egyes, jelentős piaci hozameséssel jellemezhető időszakokban (pl.2002 február, 2003 január-február) azonban a lakossági betéti kamatok lanyhább 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.

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

---

<sup>13</sup> Az adatok hozzáférhetők a <http://www.mnb.hu/> honlapon.

jelentő lakossági betétek hozama és a vállalati rövid hitelkamatok közötti marzs szintén negatív kapcsolatot mutat a piaci hozammal. (ld. 5. ábra)

3. E tökéletlenségen túl némi aszimmetria figyelhető meg a piaci hozam csökkenéséhez illetve emelkedéséhez történő igazodásban. Az 2. és a 3. ábra alapján a betéti kamatok – elsősorban a lakossági betétek – rugalmasabban reagáltak a piaci hozam csökkenésére, mint emelkedésére. E felfele rugalmatlanság szintén a bankok komoly piaci erejét mutathatja a lakossági megtakarítások piacán, vagyis azt, hogy a bankok közötti verseny foka a lakossági betétekért alacsony. A vállalati hitelek esetén nem látszik ilyen egyértelmű aszimmetria, bár az látszik, hogy 2003 utolsó hónapjaiban a bankok késlekedve reagáltak a piaci hozam jelentős emelkedésére, amelynek következményeképpen a hitelkamatok és a piaci hozam közötti spread szokatlanul alacsony szintre süllyedt.

A különböző részpiacokat jellemző versenyhelyzet mellett a kamatok aszimmetrikus reakciójára magyarázatot adhat az egyes kamatlépések megítélése, várakozásokra gyakorolt hatása is. Felfele irányuló merevséget eredményezhet például, hogy az elmúlt évek csökkenő kamattrendje miatt a kamatemeléseket a piaci szereplők átmenetinek érzékelik, a kamatemelésre kevésbé reagálnak, mint a kamatcsökkenésre. E jelenség különösen fontos szerepet játszhatott a 2003. november végi 300 bázispontos kamatemeléshez való, decemberben még részleges alkalmazkodásban. A szokatlan mértékű kamatemelkedés egy részét – amely lépést közvetlenül a forint jelentős gyengülését eredményező spekuláció váltott ki, tehát bevallottan „vészreakció” volt – a kereskedelmi bankok decemberben még nem tekintették tartósnak, ami tükröződött a Reuters decemberi felmérésében is. Itt hangsúlyoznunk kell azonban, hogy a kereskedelmi bankok január-februári kamatmódosításai még nem szerepelnek az adatbázisban, így az még nem látszik, hogy mekkora a hosszú távú alkalmazkodás mértéke.

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<sup>14</sup> alá eső források köre, valamint a kötelező tartalékolási ráta és a tartalékra fizetett kamatok is többször módosultak az általunk vizsgált időszak kezdetétől, 2000-től. 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 két hetes 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 kamatvesztesége. Ennek alapján számítható a jövedelem-elvonás MNB

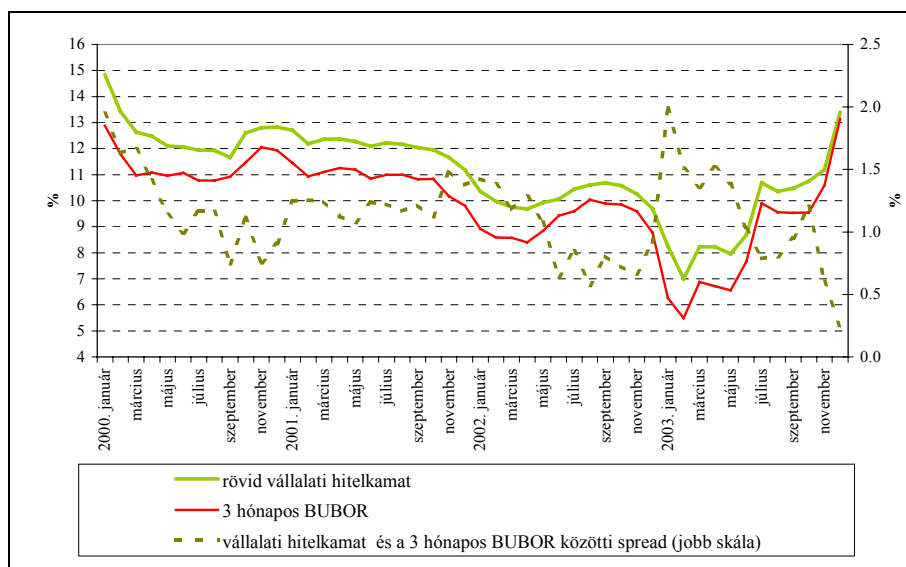
---

<sup>14</sup> A tartalékolási kötelezettség változásairól lásd: Szegedi (2002).

által használt mérőszáma<sup>15</sup>, mely már a 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 4. 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.

## 2. ábra:

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

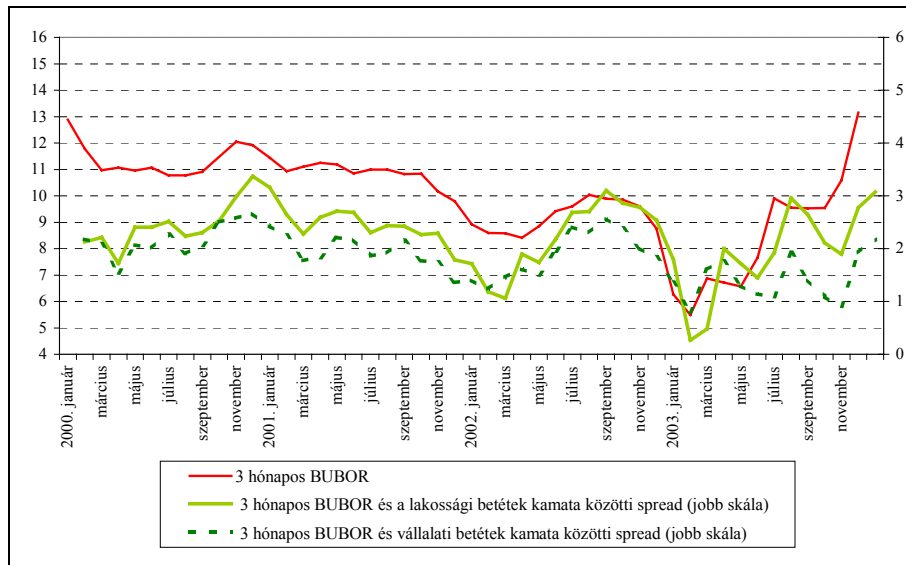


<sup>15</sup> Jövedelem-elvonás:  $T = \frac{1}{1-t} \cdot t \cdot (r_{MNB} - r_{köt.tart})$ , ahol  $t$  a kötelező tartalékráta,  $r_{MNB}$  a kéthetes

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.

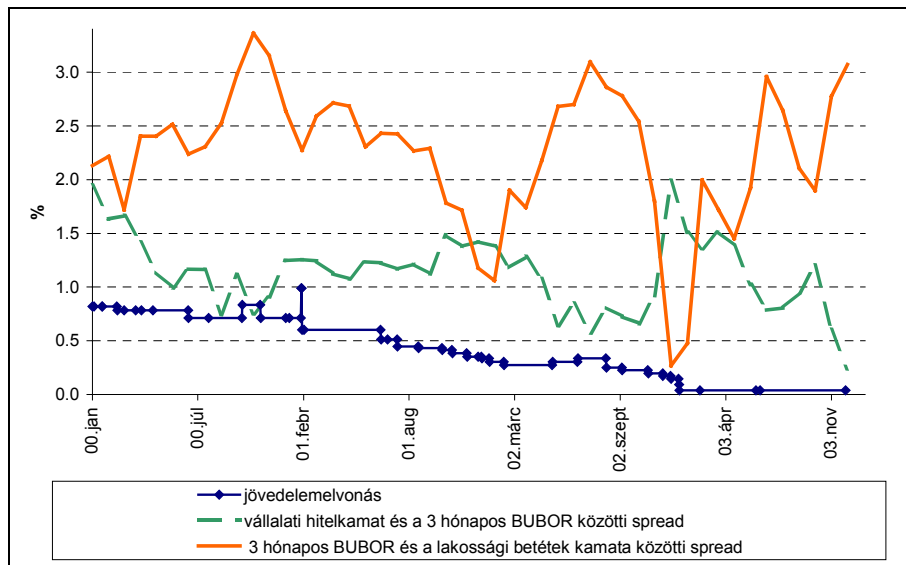
3. ábra:

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



4. ábra:

A jövedelem elvonás és a spreadek alakulása



Megjegyezzük, hogy a 2003 januári spekulációs támadást követő időszakot – amely látszólag ellentmond az itt tárgyalt aszimmetriának – 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 a 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 lakossági hitelek kamatának alakulását. A lakossági hitelek közül csak a fogyasztási hitelek kamatlábával foglalkozunk, mivel az ingatlanhitelek zöme államilag támogatott, vagyis nem piaci árazású hitel. A fogyasztói hitelek - szemben a vállalati hitelekkel - jelentős mértékben, 15-20%-ponttal haladják meg a piaci hozamot (ld. 6. ábra). A fogyasztói hitelek kamatlába láthatóan kevésbé korrelál a piaci hozammal, bár 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, pl. a hitelkockázatra reflektáló prémiumhoz képest, annál gyengébb a kapcsolat a piaci hozammal.

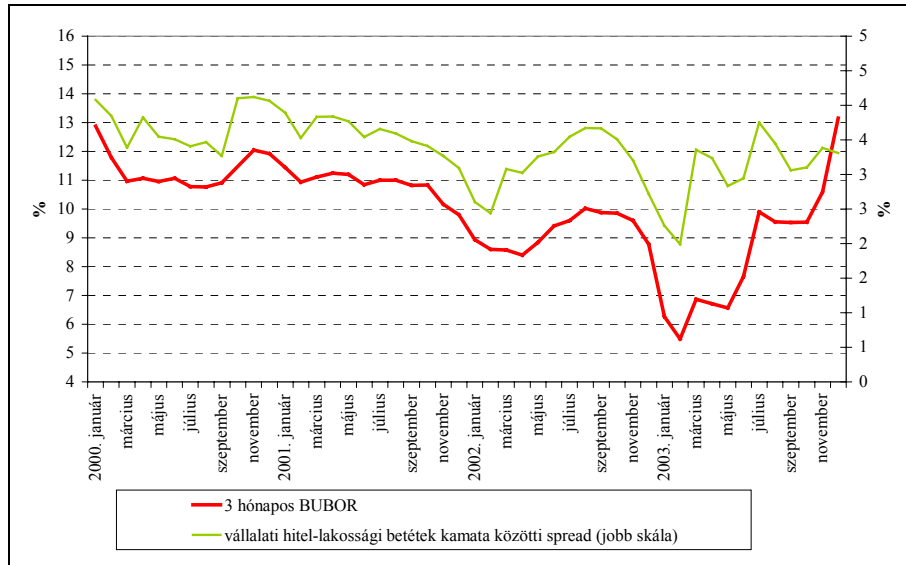
#### ***A spreadek szintjének alakulása és nemzetközi összehasonlítás***

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 rejthet. Az elmúlt években ugyanis a vállalati szektor fokozatos nyitása érzékelhető a kockázatosabb vállalati szegmens felé, vagyis a kis- és középvállalatoknak nyújtott hitelek aránya fokozatos emelkedést mutat. A magasabb kockázatú szegmens 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 lakossági pedig 2.4%pont volt az elemzett periódusban, míg ez az érték 1-2% körül alakul az európai országokban. Megjegyezzük, hogy a lakossági és a vállalati betétek spreadje közötti különbség valamelyest csökkent az 1996-2000 közötti periódushoz képest, ami elsősorban a lakossági betétek kb. 0.5%-os mérséklődésének köszönhető.

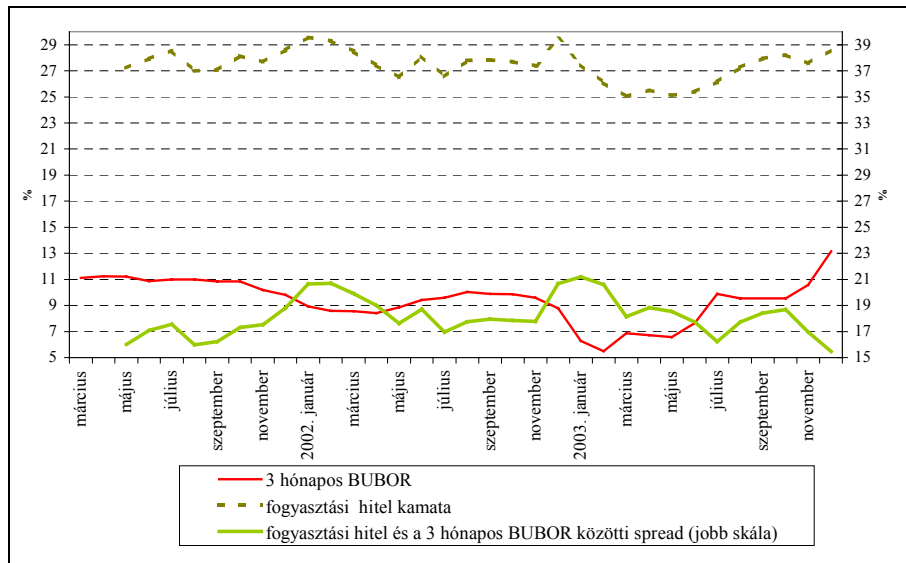
5. ábra:

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



6. ábra:

Fogyasztási hitelek kamata és a 3 hónapos BUBOR, valamint a köztük lévő különbség



## II. 2. A bankenkénti rövid vállalati hiteltermékek kamatainak vizsgálata

Az aggregált adatokon végzett fenti elemzés eredményét kiegészítjük bankenkénti termékenkénti adatok vizsgálatával. Az adatok a gazdálkodó szervezetek részére nyújtott néhány rövid hitel meghirdetett minimális, és maximális kamatait 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

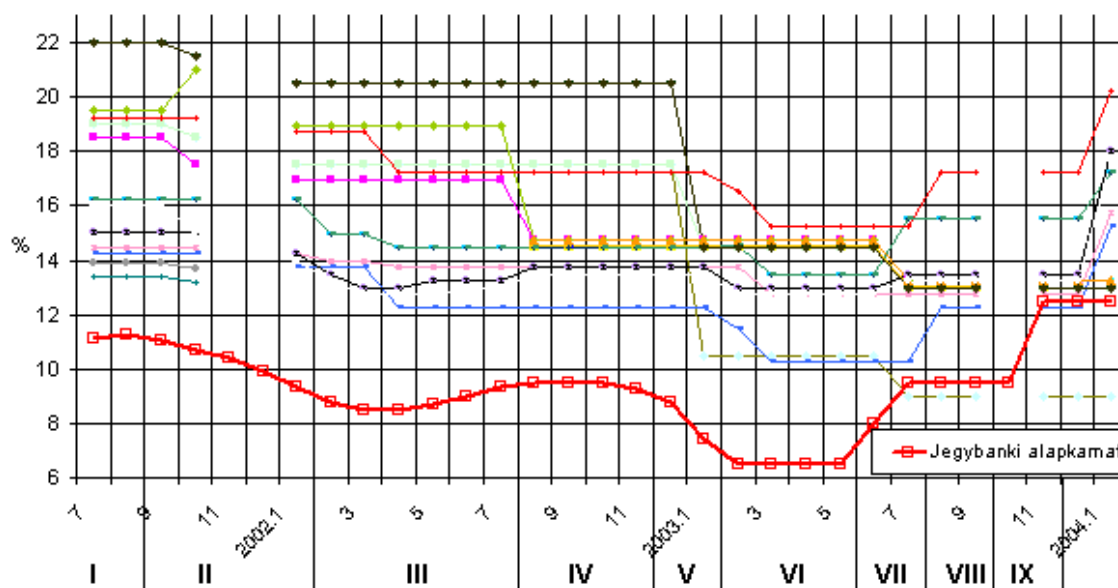
adatainál nem merül fel ez a probléma. Ugyanakkor a hitelek meghirdetett minimális és maximális kamatai közötti – néhol nem csekély – különbség miatt nem ismerjük pontosan a hitelnújtás során alkalmazott kamatokat. A meghirdetett minimális és maximális kamatban tapasztalható változás azonban információt 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 rögzítetett – mintegy büntető kamatként alkalmazott – folyószámlakamatok hozzájárulnak a részleges kamat-alkalmazkodás jelenségéhez.
2. További eredmény, hogy azok a folyószámla és forgóeszköz hitel-kamatok, amelyek nem rögzítettek, és amelyek 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**



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 kamat érzékeny 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 januárjától 2004 januárjáig terjedő időszaknak kilenc „epizódját” tekintjük át a következőkben az átárazás szempontjából. A kilenc „epizódot” a jegybanki kamat alakulása alapján határoztuk meg.

Az első jegybanki alapkamat változtatás<sup>16</sup> 2001.07.13-án volt a vizsgált időszakban: 11%-ról 11,25%-ra emelkedett a jegybanki alapkamat. Két hónappal később, 2001.09.10-én a Monetáris Tanács lecsökkentette a jegybanki alapkamatot az eredeti, 11%-os szintre. Mint ahogy a . ábrán látható, a rövid vállalati kamatok nem reagáltak a kismértékű és ideiglenesnek mutatózó kamatlépésre.

A következő időszakot a jegybanki alapkamat csökkentése jellemezte. Hat kamatsökkentés során a jegybanki alapkamat lement 11%-ról 8.5%-ra. A 2.5%-os kamatsökkenés 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 harmadik 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 ismertett, várt csökkenő kamattrend okozta aszimmetria állhat. Ugyanakkor a kamatsáv változatlanlansága nem jelenti maguknak a kamatoknak a változatlanlanságát, hiszen azok a sávon belül elmozdulhattak. A IV., VI., és VIII. időszakban nem változott sem a jegybanki alapkamat sem a vizsgált rövid kamatok minimális és maximális értéke, ugyanakkor a köztes V. és VII. időszakot jelentős kamatváltozások jellemezték. Az V. időszakban a jegybanki alapkamat 8.5%-ról 6.5%-ra csökkent, amelyre a bankok jelentősen eltérő mértékű – 1%-tól 6%-ig terjedő – kamatsáv-csökkentéssel reagáltak. A VII. 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 volt<sup>17</sup>. A 2003.11.28-ai 3%-os jegybanki kamatemelést követően – az emelésre egyáltalán reagáló – kamatok 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 kamat-konvergencia 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, tehát csak a pass-through sebessége, és nem a mértéke volt tökéletlen.

---

<sup>16</sup> A jegybanki alapkamat alakulásáról lásd az A.1. táblázatot a függelékben.

<sup>17</sup> 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 egyedi banki kamat és mérlegadatok

A panel ökonometriai modellhez 26 egyedi bank<sup>18</sup> adatait és a takarékszövetkezetek aggregált adatát használtuk fel. Az adatok a 2000 januárja és 2003 szeptembere közötti időszakra vonatkoznak. Ugyan 2003-ban összesen 41 hitelintézet volt, ezek közül azonban kihagytuk a mintából azokat<sup>19</sup>, amelyek a vizsgált időszak alatt alakultak; ugyancsak kihagytuk a mintából azokat a hitelintézeteket, amelyeknek a vállalati üzletága nem volt jelentős, illetve amelyek elsősorban nem piaci alapú hitelezéssel foglalkoztak. Csak a vállalati hitelkamatok és kihelyezések alakulását vizsgáltuk, a lakosságit nem, mivel a lakossági hitelek jelentős része államilag támogatott lakáshitel volt<sup>20</sup>. A nem piaci alapú hitelek közé sorolandó az elsősorban a háztartások által igénybevett állami támogatású lakáshiteleken túl, az állami garanciával nyújtott vállalkozói hitelek is. Ám ezek mennyiségéről sajnos nincs adatunk. Annyit tudunk csak, hogy mely bankok nyújtanak államilag támogatott hiteleket<sup>21</sup>.

A tanulmányban felhasznált *egyedi hitelintézeti mérlegadatok* 2000 januárja és 2003 szeptembere közötti időszakra vonatkoznak. Mivel a bankok havonta szolgáltatnak adatot, ezért az elemzésben felhasznált adatok is havi frekvenciájúak. A bankok havi mérlegadatai csak 2000 januárjától álltak rendelkezésünkre, korábbiakról csak negyedéves adatok érhetők el. Részben ez határozta meg az elemzésünkben felhasznált adatok kezdőidőpontját, részben pedig a bankok átalakulása<sup>22</sup>. A bankok összeolvadása, megszűnése gyakori volt 2000 előtt<sup>23</sup>.

---

<sup>18</sup> A vizsgált bankok köre: Általános Értékpapíri Bank, BNP-Paribas Bank, Budapest Bank, CIB Közép-európai Nemzetközi Bank, Citibank, Commerzbank, Credit Lyonnais Bank, Deutsche Bank, Erste Bank, Hanwha Bank, HVB Bank Hungary, ING Bank, Inter-Európa Bank, KDB Bank, Kereskedelmi és Hitelbank, Konzumbank, Magyar Külkereskedelmi Bank, Magyar Takarékszövetkezeti Bank, Magyarországi Volksbank, Merkantil Bank, Nemzetközi Kereskedelmi Bank, Országos Takarékpénztár, Porsche Bank, Postabank és Takarékpénztár, Raiffeisen Bank, Westdeutsche Landesbank.

<sup>19</sup> Az alábbi hitelintézeteket nem vizsgáltuk: Bank of China, Cetelem Bank, Credigen, Dresdner Bank, EB und HYPO Bank Burgenland Sopron, Eximbank, Földhitel és Jelzálogbank, Fundamenta Lakás-takarékpénztár, HVB Jelzálogbank, Lakáskassza, Magyar Fejlesztési Bank, OTP Jelzálogbank, OTP Lakás-takarékpénztár, Polgári Kereskedelmi Bank.

<sup>20</sup> A lakossági hosszú hitelek közel felét az állami támogatású lakáshitelek tették ki átlagosan 2001 június és 2003 szeptember közötti időszakban. Továbbá ezek a hitelek egyre növekvő részarányt képviseltek.

<sup>21</sup> 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..

<sup>22</sup> Tervezzük, hogy elemzésünket egy bővebb időszak adatain is elvégezzük, ekkor azonban nem csak az eltérő frekvenciájú adatokból adódó technikai nehézséggel kell megküzdeni, hanem a bankok körének változásával is.

<sup>23</sup> Jelentősebb összeolvadásra példa a Kereskedelmi és Hitelbank Rt. és az ABN-AMRO Bank fúziója, vagy a BACA és a Hypobank egyesítésével létrejött HVB Bank Hungary Rt.

A kamatokat tekintve az MNB által a hitelintézetek részére előírt adatszolgáltatás többször is változott a vizsgált időszakban<sup>24</sup>. Az adatszolgáltatás változása azt eredményezte, hogy az egyes mutatók 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 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 hitelfortfoliója 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 teljes hiteldíj mutatót (THM) jelenti, mivel a szerződésben meghatározott kamatláb illetve az évesített kamatláb sem tartalmazza az utólag felszámított büntetőkamatot, késedelmi kamatot, valamint mellékköltségeket (pl. 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.

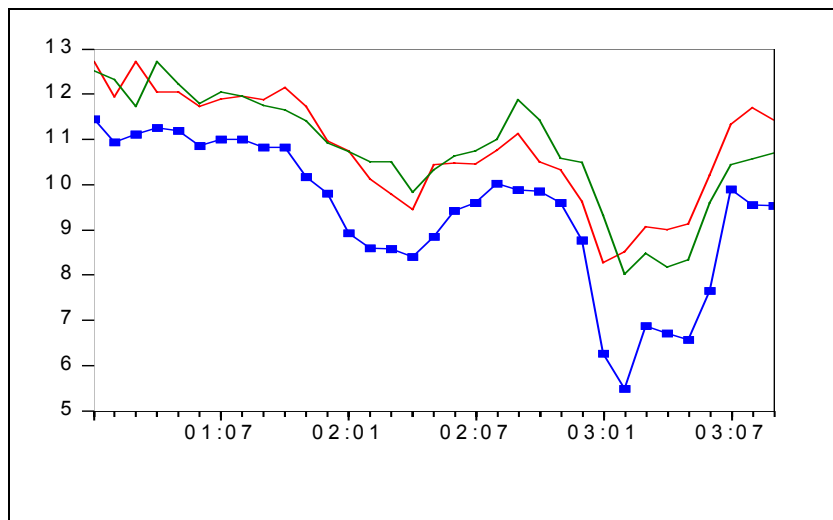
Az 8. ábra két bank rövid vállalati hitelkamatának időbeli alakulását mutatja. Jóllehet az ábrán nem szerepeltettük az összes bank hitelkamatának idősorát, ugyanakkor majdnem minden vizsgált bankra jellemző, hogy a vállalati hitel kamatláb olyan időszakban is nagy ingadozást mutatott, amikor a piaci 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.

---

<sup>24</sup> A következő időszakokra vonatkozóan eltérő volt az adatszolgáltatás: 2001. január - április; 2001. május - december; 2002. január – december; 2003. január – szeptember.

8. ábra:

Két jellegzetes banki kamatláb és a három hónapos BUBOR alakulása



## IV. Ökonometriai modellezés

A legegyszerűbb hiba-korrekciós panel alapmodellből kiindulva a piaci és a banki hozam közötti kapcsolat a következőképpen írható fel<sup>25</sup>:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha + \beta \Delta r_t - \gamma (i_{n,t-1} - \delta r_{t-1} - \mu) + \varepsilon_{n,t} \quad (1)$$

A fenti egyenletben  $i_{n,t}$  jelenti 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  $\mu$  jelenti a piaci és a banki kamatok között lévő kamatrést. A  $\delta$  érték mutatja a hosszú távú kapcsolatot a jegybanki kamatláb (vagy piaci kamatláb) és pl. a rövidtávú hitelek kamatai között<sup>26</sup>.

Az ilyen módon való felírásának nagy előnye, hogy az egyenletből közvetlenül megkaphatóak a megfelelő hosszú és rövidtávú kapcsolatokat bemutató paraméterek.

A hosszú-távú egyensúlyhoz (egy időegységnyivel ezelőtti) való alkalmazkodásnak a gyorsaságát (speed of adjustment) kifejező érték a  $\gamma$ . A becült egyenlet akkor értelmezhető közgazdaságilag, ha ennek az értéke pozitív. A piaci kamatokban végbement változás rövid távú (azonnali) hatását a  $\beta$  paraméter mutatja. Az alkalmazkodás sebességét jól tükrözi az ún. *átlagos késlekedési* mutató<sup>27</sup>, amely figyelembe veszi azt, hogy a hosszú távú változás mekkora része megy végbe az első periódusban ( $\beta$ ), valamint a 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<sup>28</sup>:  $\frac{\delta - \beta}{\gamma \delta} = \frac{1 - \beta}{\gamma \delta}$ .

Azonnali alkalmazkodás esetén (azaz, ha  $\beta = \delta$ ) a mutató értéke 0, és végtelenhez tart,

---

<sup>25</sup> Az (1)-es egyenlet a legegyszerűbb és legtöbb megszorítással élő panel-modellnek felel meg; az úgynevezett konstans paraméterű modellnek (constant coefficient model), mely mind a meredekségi paraméterekben, mind pedig a konstansban homogenitást tételez fel a keresztmetszetek között. A későbbiekben pontosan specifikáljuk, hogy melyik panel-modellt alkalmaztuk.

<sup>26</sup> 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. Vagyis ha simítanak a bankok, akkor amint az egyenletből egyszerűen látszik, a hitelek esetén magasabb piaci kamatokhoz alacsonyabb hitel kamatfelár és magasabb betéti felár, míg alacsonyabb piaci kamatokhoz magasabb hitel kamatfelár és alacsonyabb betéti felár tartozik.

<sup>27</sup> Lásd Hendry (1995, p. 212-216).

<sup>28</sup> Az átlagos késlekedési idő kiszámításának a levezetését az általánosabb, (2)-es modellre, nem teljes mértékű átárazás esetén lásd a B. függelékben. A fenti kifejezés a függelékben levezetett egyenlet speciális esete.

ha az ECM  $\gamma$  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.

A fenti modell további dinamikával kibővített esete a következő:

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

Az (1)-es és a (2)-es modell teljes homogenitást tételez fel a bankok között és időben. Például azt tételezi fel, hogy a kamatfelár azonos minden bankra nézve minden megfigyelt időpontban, a hosszú-távú kapcsolatot azonos egyenlet írja le minden bank esetén és az alkalmazkodás ugyanolyan gyors az összes bankra nézve. A panel adatok esetén a heterogenitást általában egy bank-specifikus kamatrés bevezetésével ( $\mu_n$ ) szokták megfogni. Emellett az F-tesztek lehetőséget nyújtanak annak eldöntésére, hogy a meredekségi paraméterek azonossága feltételezhető-e.

Ezt az egyenlet 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 ebből az egyenletből kapott  $ect = i_t - \hat{\mu} - \hat{\delta} r_t$  kifejezést behelyettesítve becsülhetjük az (1)-es vagy a (2)-es egyenletet. 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).

#### *Az aszimmetria vizsgálata*

A banki kamatok alkalmazkodásával kapcsolatban kétféle aszimmetriát vizsgálunk meg. Egyrészt a már Hannan és Berger (1991) által felvetett kérdést, vagyis, hogy vajon a piaci kamatok növekedésére eltérő gyorsasággal reagálnak-e a bankok, mint azok csökkenésére. Ezt úgy tudjuk megvizsgálni, hogy a jegybanki vagy piaci kamatláb változására definiálunk két változót attól függően, hogy annak értéke növekedett vagy csökkent-e:  $\Delta r_t^+ = \max(0, \Delta r_t)$  és  $\Delta r_t^- = \min(0, \Delta r_t)$  és vizsgáljuk az ezekhez tartozó paraméterek azonosságát Wald teszttel.

Másrészt azt is tudjuk elemezni, hogy a hosszú-távú egyensúlytól való pozitív és negatív irányú eltérésre való reagálás különbözik-e. Ehhez az első lépcsőben megbecsült egyensúlytól való eltérést hordozó kapcsolatot kell felhasználni. E szerint a következő változókat definiáljuk:  $ect_t^+ = \max(0, ect_t)$  és  $ect_t^- = \min(0, ect_t)$ . Az aszimmetria vizsgálata az előzőkhez hasonlóan, Wald teszttel történik.

## V. Eredmények

A továbbiakban legelőször az aggregált adatokon való vizsgálódás eredményeit mutatjuk be. 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. Egyrészt, még nem álltak rendelkezésünkre megbízható egyedi banki adatok a lakossági hitelekre és betétekre vonatkozóan, így a lakossági piacokon való alkalmazkodás mérését csak aggregált adatokon tudjuk elvégezni. Másrészt az aggregált adatokra vonatkozóan valamelyest a mintaidőszak is hosszabb.

### V. 1. Az aggregált adatokon végzett vizsgálat eredményei

Az aggregált adatokon végzett becslésekhez a II.1 fejezetben bemutatott, a stilizált tények megfogalmazásához alkalmazott rövid vállalati és lakossági hitel és betéti kamatadatokat használjuk, a 2000 januárjától 2003 decemberéig tartó periódusra vonatkozóan. Az egységgyök tesztek és a kointegrációs tesztek alapján minden kapcsolatot ECM-mel vizsgálunk meg. A gyenge egzogenitásra vonatkozó tesztek szerint egy-egyenletes modellek keretein belül elemezzük a kamatok közötti kapcsolatot. Az eredmények a 4. táblázatban találhatók<sup>29</sup>.

A 2003. január 17-étől február 25-éig tartó, a spekulációs támadás nyomán az irányadó instrumentumra (két hetes betét) bevezetett mennyiségi korlátozás és a kamatfolyosószerűsítés miatt 2003. januárjára és februárjára bevittünk az egyenletbe egy-egy dummy változót. A modellszelekció alatt az általánosabb (2)-es egyenletről indulunk ki, maximálisan 3 hónapos késleltetéssel és szignifikáns változókat sorra kihagyva eljutottunk a végleges modellhez.

Az eredmények alátámasztják az ábrák alapján tett megállapításokat, emellett lehetőséget nyújtanak a hosszú távú és az igazodási hatások elkülönítésére is. Az eredmények alapján egyértelmű különbség mutatkozik a vállalati és a lakossági kamatok árazásában: a vállalati hitelek és betétek esetén az alkalmazkodás mértékét mutató hosszú távú paraméter, és az alkalmazkodás sebessége is gyorsabb, mint a lakossági szegmensben. Mindazonáltal egyedül a rövid vállalati hitelek esetén beszélhetünk teljes begyűrűzésről, a hosszú távú paraméter értéke a többi instrumentum esetén egy alatt marad, vagyis az alkalmazkodás részleges. A vállalati rövid hitelek és betétek esetén az igazodás sebessége is viszonylag gyorsnak tekinthető: az átlagos késlekedési mutató értékei (0.76; illetve 0.6) arról tanúskodnak, hogy a hosszú távú alkalmazkodás zöme (több, mint 80%-a) már két perióduson belül megtörténik. Mindez a vállalati szegmensre jellemző viszonylag erős versenyt tükrözheti. A hosszútávú egyensúlyra vonatkozó eredményeket a C. függelék C.1. ábrája, a hosszútávú egyensúlyhoz történő alkalmazkodás dinamikáját pedig a C.2. ábra szemlélteti.

---

<sup>29</sup> Az elemzést elvégeztük egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjeggyel is. A táblázat a 3 hónappal kapott eredményeket mutatják. Az aggregált adatokon becslült eredményeket a különböző piaci hozamok esetén a C. függelék C.1. táblázata tartalmazza.

Érdekes megfigyelni, hogy 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 spread-et tartalmazó fogyasztási hitelkamatok az alkalmazkodás mértékének és sebességének tekintetében is kirívóan tökéletlen átárazási viselkedést mutatnak, ami a lakossági hitelkereslet alacsony kamaterzékenységet mutatja.

4. táblázat:

**Aggregált adatokon becsült regressziók eredményei**

	Vállalati hitelek	Vállalati betétek	Lakossági hitelek <sup>a</sup>	Lakossági betétek
Hosszú-távú egyensúlyt kifejező egyenlet				
<b>Konstans (<math>\mu</math>)</b>	1.27**	-0.53	21.07***	-0.22
$\delta$	0.97*** (0.04)	0.86*** (0.06)	0.69*** (0.19)	0.79*** (0.05)
<b>Teljes átgyűrűzés? (<math>\delta=1</math>?)</b>	Igen	Nem	Nem	Nem
<b>Korrigált R<sup>2</sup></b>	0.93	0.77	0.22	0.82
A dinamikát kifejező ECM				
$\alpha$	-0.03	0.02 (0.04)	0.00 (0.14)	0.00
<b>Azonnali hatás <math>\beta_0</math></b>	0.80*** (0.04)	0.70*** (0.04)	0.02 (0.16)	0.44*** (0.10)
$\xi_1$	-		-	-
$\gamma$	0.26*** (0.06)	0.33*** (0.06)	0.58*** (0.12)	0.42*** (0.09)
<b>Átlagos késlekedési mutató</b>	0.76	0.56	1.8	1.1
<b>Korrigált R<sup>2</sup></b>	0.93	0.93	0.45	0.87
<b>BG-teszt<sup>b</sup></b>	0.12	0.90	0.34	2.25
<b>(p érték)</b>	(0.88)	(0.51)	(0.88)	(0.05)
<b>White-teszt</b>	0.23	0.93	0.04	0.37
<b>(p érték)</b>	(0.96)	(0.38)	(0.95)	(0.69)
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on				
<sup>a</sup> : A lakossági hitelek közül csak a fogyasztási hitelek adatait használjuk fel az előbbieken *** már említett okok miatt. Ezekről csak 2001 májusától áll rendelkezésünkre adat				
<sup>b</sup> : Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test				
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2000 jan. és 2003 dec. között				

## V. 2. Panel eredmények vállalati hitel és betéti kamatokra

### V. 2. 1. A vállalati rövidhitelek kamataalkalmazkodása

Az egységgyök tesztek alapján négy kivételével az összes banki rövidhitel-idősorunk I(1) folyamatnak bizonyult és a három hónapos BUBOR úgyszintén<sup>30</sup>. A stacionárius bankokra becslültük az ADL modellt (a piaci kamatlábra annak differenciával képzett értékeivel).

$$i_{n,t} = \alpha + \sum_{k=0}^K \beta_k \Delta r_{t-k} + \sum_{l=1}^L \xi_l i_{t-l} + \varepsilon_{n,t}$$

A 10-es számú bank rövidhiteleinek az idősora trend-stacionárius, AR(1) folyamat, ami függetlenül alakul a piaci kamatláb változásaitól. A 12-es és a 15-ös bankok kamat idősorai stacionáriusak, AR(2) folyamatok és az ADL modellekben nem találunk szignifikáns  $\beta$  paramétereket. Végül a 17-es bank idősora egy AR(1) folyamat, ami szintén nem függ a piaci kamatok alakulásától.

Az egységgyököt tartalmazó banki hitelkamatok és a piaci kamatok között kointegrációs kapcsolatot találtunk, amikor a kamatsáv-szélesítésre kontrolláltunk. A négy bank közül kettő gépjármű-hitelekkel foglalkozó bank. Ezeket a hiteleket a magas kockázati felár és a devizahitelek nagy aránya jellemzi. A másik két bank idősora pedig rendkívül „zajos”. Az alábbi panel becslésekből kihagytuk a fent említett négy bankot, mivel árazási szokásaikat nem lehet ECM-mel modellezni. A gyenge egzogenitásra vonatkozó tesztek alátámasztják az egy egyenletes ECM-ek használatát a kamat átgyűrűzés vizsgálatára.

A panel ECM modell becslését kétféleképpen is elvégeztük.

Egyrészt a már említett módon, vagyis, az első lépésben becslünk hosszú-távú kapcsolatot leíró regresszióból kapott paramétereket felhasználva: az  $ect_{n,t} = i_{n,t} - \hat{\mu}_n - \hat{\delta} r_t$  kifejezést visszahelyettesítésével becslünk az ECM egyenletet (lásd. Weth, 2002). Ezt az eljárást használtuk fel a banki kamatok aszimmetrikus reakciójának vizsgálatakor.

A hosszú-távú kapcsolatot kifejező és a dinamikát felíró két egyenlet becslése előtt még teszteltük, hogy bankonként azonosnak tekinthetők-e a meredekségi és konstans paraméterek<sup>31</sup>. A tesztek a bank-specifikus konstans (a bankok eltérő kamatréssel dolgozhatnak) szükségességét ( $F_{32,624}=49.74$ ) és az azonos meredekségeket sugalmazzák a hosszú-távú egyensúlyt kifejező egyenlet esetén ( $F_{96,528}=1.15$ ). A dinamikát kifejező (2)-es egyenletre szintén el tudjuk fogadni az azonos meredekségi paraméterek feltételezését ( $F_{128,594}=0.92$ ). A konstans is azonosnak találjuk az egyes

---

<sup>30</sup> A hitelekre vonatkozó elemzésből kivesszük a 11-es számú bank idősorát, tartós adathiány miatt.

<sup>31</sup> Továbbá az egyes bankokra egyenként becsljük a hibakorrekciós (4)-es egyenletet. Az eredményeket az E. függelék tartalmazza. Ez a lépés több szempontból is fontos. Így képet kapunk az egyes bankok átárazásáról egyenként, ami betekintést nyújt a kamat átgyűrűzésre vonatkozóan, másrészt lehetőséget nyújt a paraméterek bankok közötti heterogenitásának a vizsgálatához, s ezáltal ahhoz, hogy feltételezhetjük-e azt, hogy a modellparaméterek azonosak a bankok között, vagyis alkalmazhatunk-e szokásos panel modelleket. Értelmezésükkor azonban fejben kell tartanunk azt, hogy viszonylag kevés megfigyelés áll rendelkezésünkre hosszú-távú kapcsolat és dinamikus alkalmazkodás méréséhez.



bankra, ugyanakkor inszignifikánsnak ( $F_{32,722}=0.06$ ). Tehát a (3)-as modell szerint az egyensúlyt kifejező egyenlet becslésénél a kamatrésnél megengedünk egy időben állandó bank-specifikus hányadot, azonban a hosszú-távú kapcsolat és a dummy-k paramétereit azonosnak tekinthetjük minden bankra<sup>32</sup>. Ezért a hosszú-távú egyenletet fix hatású modell segítségével becsüljük, míg az ECM-et konstans hatású modellel becsüljük.

A második eljárás szerint, az első lépésben megkapott hosszú-távú 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 rövidtávú reagálást kifejező egyenletet fix hatású modellel becsüljük. Ez az eljárás erősen torzított lehet 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 a dummy változós legkisebb négyzetek módszerét alkalmazzák (Ordinary Least Squares with Dummy Variables; OLSDV) (Bun, 2001). Arról, hogy mikor tekinthető egy panel „hosszúnak”, eltérőek a vélemények a szakirodalomban. Az egyik hüvelykujjszabály szerint a 20-nál 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 az OLSDV, ugyanakkor GMM-mel is elvégezzük a becslést. Az eredményeket az 5. táblázat tartalmazza.

Az eredményeink azt mutatják, hasonlóan az aggregált eredményekhez, hogy a rövidhiteleket a bankok teljes mértékben hozzáárassák a piaci kamatokhoz<sup>33</sup>, az azonnali hatás átlagos mértékű és az igazodás sebessége viszonylag gyorsnak tekinthető: az átlagos késlekedési mutató értékei (0.73-0.88) szerint a hosszú távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás nagy része (legalább 80%-a) már két perióduson belül megtörténik (a dinamikus alkalmazkodást jól szemlélteti a D. függelékben található D.2. ábra). Az elemzést több piaci instrumentum kamatával is elvégeztük: egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjeggyel. Az első eljárás segítségével becsült eredményeket a különböző piaci hozamok esetén a D. függelék D.1. táblázata tartalmazza, míg a második eljárás esetén az OLSDV-vel becsült eredmények a D.2. táblázatban találhatóak. A hat és tizenkét hónapos kincstárjeggyel 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 (0.94 és 0.91). A rövidtávú dinamikát kifejező paraméterek elég hasonlóak, s az átlagos késlekedési mutató minden esetben 1-nél kisebb értéket vesz fel.

---

<sup>32</sup> Az aggregált adatokon végzett elemzéshez hasonlóan, itt is bevezettünk egy-egy dummy-t 2003 januárjára és 2003 februárjára.

<sup>33</sup> A rövidhitelekre vonatkozó hosszú-távú kapcsolatot a D. függelékben található D.1. ábra szemlélteti.

## 5. táblázat

### A panel-elemzés eredményei (vállalati hitelek) három hónapos BUBOR-ral

Magyarázó változók és a hozzájuk tartozó paraméterek	Első eljárás <sup>34</sup>	OLSDV	GMM
Hosszú-távú egyensúlyt kifejező egyenlet			
$\delta$	0.96*** (0.02)	0.96*** (0.02)	0.96*** (0.02)
Teljes átgűrűzés? ( $\delta = 1?$ )	Igen	Igen	Igen
Dummy 2003 január	1.21*** (0.20)	1.21*** (0.20)	1.21*** (0.20)
Dummy 2003 február	1.05*** (0.22)	1.05*** (0.22)	1.05*** (0.22)
$\bar{R}^2$	0.85	0.85	0.85
A dinamikát kifejező ECM			
$\beta_0$	0.59*** (0.04)	0.62*** (0.03)	0.59*** (0.03)
$\beta_1$	0.11*** (0.03)	-	-
$\gamma$	0.37*** (0.03)	0.40*** (0.03)	0.47*** (0.08)
Átlagos késlekedési mutató	0.73	0.88	0.82
$\bar{R}^2$	0.42	0.40	0.40
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on			
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2001. 01 és 2003. 09 között			

### V. 2. 2. A vállalati betétek kamat alkalmazkodása

Ismét ugyanúgy járunk el, mint a rövidhitelek kamatalkalmazkodásának vizsgálatakor. A vállalati betétek piacát vizsgálva azt találtuk, hogy a banki kamatok majdnem mindegyike I(1) folyamat, mely hosszú-távú kapcsolatban áll a piaci kamatlábbal. A 11-es számú bank betétkamatainak az idősort vizsgálva azt találtuk, hogy bár az I(1) folyamat, nincs kointegrációs kapcsolatban a BUBOR-okkal. Ezért ezt a bankot kihagyjuk a panel elemzésből.

Az előzetes tesztek a bank-specifikus konstans (a bankok eltérő kamatréssel dolgozhatnak) szükségességét ( $F_{96,627}=32.39$ ) és az azonos meredekségeket sugalmazzák a hosszú-távú egyensúlyt kifejező egyenlet esetén ( $F_{32,723}=1.13$ )<sup>35</sup>. Ezért

<sup>34</sup> Ismét a paraméter becslések robusztusságát mutatja, hogy a konstans paraméterű, a fix és a véletlen hatású modellek alapján becsült paraméterek nagyon hasonlóak egymáshoz.

<sup>35</sup> A bankonkénti elemzés eredményei a G. függelékben találhatóak.

fix hatású modell szerint becsüljük az egyenletet. Az első becslési eljárás alkalmazásakor a dinamikát kifejező (2)-es egyenletre szintén el tudjuk fogadni az azonos meredekségi paraméterek feltételezését ( $F_{128,594}=1.06$ ). A konstans is azonosnak találjuk a bankok között, és inszignifikánsnak ( $F_{32,722}=0.17$ ).

A második eljárás esetén fix hatású modellt alkalmazunk az ECM becsléséhez is.

## 6. táblázat

### A panel-elemzés eredményei (vállalati betétek)

Magyarázó változók és a hozzájuk tartozó paraméterek	Első eljárás <sup>36</sup>	OLSDV	GMM
Hosszú-távú egyensúlyt kifejező egyenlet			
$\delta$	0.89*** (0.03)	0.89*** (0.03)	0.89*** (0.03)
Teljes átgyűrés? ( $\delta = 1$ ?)	Nem	Nem	Nem
Dummy 2003január	0.39** (0.16)	0.39** (0.16)	0.39** (0.16)
Dummy 2003 február	0.57*** (0.40)	0.57*** (0.40)	0.57*** (0.40)
$\bar{R}^2$	0.78	0.78	0.78
A dinamikát kifejező ECM			
$\beta_0$	0.42*** (0.03)	0.51*** (0.03)	0.58*** (0.04)
$\gamma$	0.38*** (0.03)	0.40*** (0.03)	0.40*** (0.12)
Átlagos késlekedési mutató	1.39	1.05	0.88
$\bar{R}^2$	0.31	0.55	0.40
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on			
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2001. 01 és 2003. 09 között			

A panel eredmények szerint átlagosan a vállalati betéti piacon, bár magas, mégsem teljes az átárazás. Az azonnali alkalmazkodás is kisebb mértékű, mint a hitelek piacán, s a hosszú-távú egyensúlyhoz való igazodás gyorsasága közel azonos<sup>37</sup>. A lassabb rövidtávú alkalmazkodás (és az eltérő késleltetés) miatt az átlagos késlekedési mutató értéke itt lényegesen magasabb. S az első eljárással kapott modell alapján ahosszú távú egyensúlyhoz történő alkalmazkodás 80%-a négy, míg a másik két eredmény szerint három hónap alatt következik be (az alkalmazkodás dinamikáját jól mutatja az F

<sup>36</sup> Ismét a paraméter becslések robusztusságát mutatja, hogy a konstans paraméterű, a fix és a véletlen hatású modellek alapján becsült paraméterek nagyon hasonlóak egymáshoz.

<sup>37</sup> A betéteti kamatokra vonatkozó hosszú-távú kapcsolatot az F. függelékben található F.1. ábra szemlélteti.

függelékben található F.2. ábra). A panel és az aggregált adatokon végzett elemzések közel azonos hosszú-távú egyensúlyi paramétert implikálnak, ám a panel eredmények szerint az azonnali hatás alacsonyabb, míg a hosszú-távú egyensúlyhoz való alkalmazkodás sebessége magasabb, mint az aggregált elemzés szerint. Ismét elvégeztük az elemzést egy és három hónapos BUBOR-ral, valamint három, hat, és tizenkét hónapos kincstárjeggyel is. Az első eljárás segítségével becsült eredményeket a különböző piaci hozamok esetén az F. függelék F.1. táblázata tartalmazza. A második eljárás esetén az OLSDV-vel becsült eredmények az F.2. táblázatban találhatóak. Bármelyik változót is tekintjük irányadó hozamnak, elég erős mértékű (0.84-0.90), de nem teljes átlagos pass-through-t találunk a vállalati betéti kamatokra vonatkozóan. Az átlagos késlekedési mutató minden esetben nagyobb, mint a megfelelő rövidhitelek esetén: 0.70 és 1.29 közötti értékeket vesz fel.

### **V. 2. 3. Az aszimmetrikus alkalmazkodás vizsgálata**

#### ***A piaci kamatláb csökkenésére és növekedésére vonatkozó eltérő gyorsaságú alkalmazkodás***

A monetáris politika számára fontos kérdés az, hogy a hitel és betéti kamatlábak ugyanolyan gyorsan alkalmazkodnak-e a piaci kamatláb növekedéséhez, mint annak csökkenéséhez. Elemzésünkben azt találtuk, hogy a vállalati rövidhitel kamatok a piaci kamatláb csökkenésére valamennyivel gyorsabban reagálnak, mint annak növekedésére. A betéti és a hitel kamatok azonnali alkalmazkodásának mértékét kifejező paraméter érték azonosnak tekinthető a piaci hozam emelkedése és csökkenése mellett: a pozitív irányú elmozduláshoz való alkalmazkodást kifejező  $\beta_0$  paraméter értéke a hitelkamatoknál  $0.58^{38}$  ( $0.05$ )<sup>39</sup>, a negatív irányú elmozdulásé pedig  $0.60$  ( $0.10$ ), azonban a pozitív és negatív irányú elmozdulásokra adott reakció közötti különbség nem szignifikáns. A betétek esetén az azonnali reagálás paramétere a piaci kamatláb növekedésére  $0.46$  ( $0.06$ ), a csökkenésére  $0.40$ , ( $0.06$ ).

#### ***A hosszú-távú pozitív illetve negatív irányba való eltérésre történő aszimmetrikus reakció***

Lényeges kérdés továbbá az, hogy vajon a banki kamatlábak alkalmazkodásában van-e különbség attól függően, hogy azok pozitív, vagy negatív irányban térnek-e el az egyensúlyi kamattól. A pozitív eltéréshez tartozó paraméter  $0.41$  ( $0.04$ ), míg a negatív eltéréshez tartozóé  $0.27$  ( $0.05$ ). A pontbecslés értékei azt sugallják, hogy a hitelek felülárazására gyorsabban reagálnak a bankok, mint azok alulárazására. A két paraméter azonosságára vonatkozó Wald teszt szerint a két paraméter közötti eltérés szignifikáns (5%-on)<sup>40</sup>.

Ez az eredmény némileg eltér a más országokra elvégzett vizsgálatok eredményeitől, amelyek szerint a hitelkamatok aszimmetriája a betéti kamatokkal ellentétes, vagyis a

---

<sup>38</sup> Ismét, az egy és három hónapos BUBOR-t használva hasonló eredményeket kaptunk. Itt a három hónapos BUBOR-t tartalmazó egyenletek eredményeit mutatjuk be.

<sup>39</sup> A zárójelben a paraméterekhez tartozó sztenderd hibák találhatóak.

<sup>40</sup> Meg kell említenünk, hogy amikor a 2003. januári strukturális törésre (lásd a következő alfejezetet) bevezettünk egy lépcső (step)-dummy-t, nem találtunk szignifikáns különbséget.

hitelkamatok általában lefelé ragadósabbak, mint felfelé (ld. pl. Mojon, 2000 és Sander és Kleimeier, 2002). A hitelkamatok lefelé való ragadósága várható egy profit-maximalizáló bank esetén, mely megpróbálja kihasználni a hitel kereslet-rugalmatlanságot. Ezzel szemben a magyar hitelkamatok felfelé irányuló nagyobb mértékű merevsége a vállalati hitelekért folyó jelentős versenyt tükrözheti, valamint azt, hogy a piaci szereplők a kamatemeléseket - a kamatkonvergenciával összefüggő csökkenő kamattendencia miatt - átmenetinek tekinthetik.

Az egyensúlytól való eltérésre vonatkozó aszimmetria vizsgálatok a betétek felülárazásához tartozó paraméter 0.37 (0.05), míg az alulárazáshoz tartozó 0.14 (0.04). Azaz a felülárazásra lassabban reagálnak a bankok, mint az alulárazásra. A különbség szignifikáns.

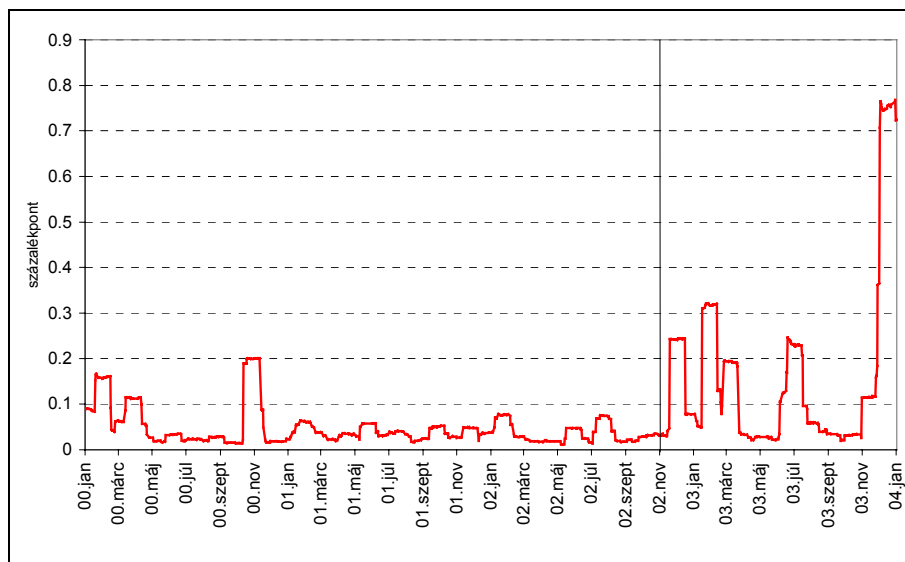
Ez magyarázható egyrészt a hitelek felül- és alulárazására elmondottakkal, másrészt azzal, hogy a profit maximalizáló bankok, számítva a betétkínálat rugalmatlanságára a kamatcsökkenésekhez csak lassabban igazítják a kamataikat.

#### V. 2. 4. Az eltérő volatilitású időszakok elemzése

2003-ban 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. Az elméleti megfontolások szerint a kamatbizonytalanság ill. a volatilitás növekedése ronthatja a piaci hozamokhoz történő banki alkalmazkodást.

#### 9. ábra:

A 3 hónapos hozam napi változásának havi szórása



Emiatt két részre bontottuk a mintát (a 2001. 01-től 2002. 12-ig tartó és a 2003. 01-től 2003. 09-ig tartó periódusokra), melyekre külön-külön megbecsültük az ECM modellt<sup>41</sup>. Az első időszakot alacsonyabb, míg a másodikat magasabb kamat-volatilitás jellemezte. Az eredmények igazolták feltevéseinket (7. táblázat): azt találjuk, hogy mind a betéti, mind pedig a hitelkamatok alkalmazkodása lényegesen alacsonyabb volt a volatilisabb második időszakban (pl. a hitelek átárazása teljesről részlegesre változott).

Meg kell jegyeznünk, hogy a 2003-ban tapasztalt, a korábitól eltérő igazodás abból a tényből is származhat, hogy a 2003. januárja előtti időszakot inkább a csökkenő kamatok jellemzik, míg az ezt követő hónapokban általában növekedtek a kamatok. Vagyis, lehetséges, hogy a piaci kamatok emelkedéseire és csökkenéseire való eltérő mértékű és/vagy gyorsaságú reagálás miatt tapasztaljuk a fentieket. Azonban úgy véljük, hogy általánosabban a magasabb volatilitás, illetve a megnövekedett kamatbizonytalanság áll e jelenség hátterében. (ld. 9. ábra).

### 7. Táblázat.

#### Vállalati kamat átárazás két eltérő kamat-volatilitású időszakban

	Rövidhitelek	
	2001. 01-től 2002. 12-ig	2003. 01-től 2003. 09-ig
$\delta$	1.00*** (0.03)	0.87*** (0.04)
Teljes átárazás?	Igen	Nem
$\beta_0$	0.56*** (0.06)	0.56*** (0.06)
$\gamma$	0.72*** (0.08)	0.68*** (0.06)
	Betétek	
	2001. 01-től 2002. 12-ig	2003. 01-től 2003. 09-ig
$\delta$	0.89*** (0.02)	0.75*** (0.04)
Teljes átárazás?	Nem**	Nem
$\beta_0$	0.31*** (0.05)	0.49*** (0.04)
$\gamma$	0.44*** (0.03)	0.45*** (0.05)

A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz 2001. 01 és 2003. 09 között

<sup>41</sup> Mint azt már írtuk éppen 2003. januárjában megváltozott az adatszolgáltatás (a prolongált hitelek kikerültek az új hitelek kategóriájából). Ez azonban valószínűleg nem befolyásolta lényegesen a modell feltevéseit.

## VI. Konklúziók

Ebben a tanulmányban a magyarországi bankok átárazási szokásait vizsgáltuk meg egyrészt a stilizált tények feltárásával, másrészt pedig egy ökonometriai elemzés segítségével. Tanulmányunk alapján sok érdekes megállapítást tudunk tenni.

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. Mindazonáltal egyedül a rövid vállalati hitelek esetén beszélhetünk teljes begyűrűzésről, a hosszú távú paraméter értéke a többi instrumentum esetén egy alatt marad, vagyis az alkalmazkodás részleges. A rendkívül magas spread-et tartalmazó fogyasztási hitelkamatok az alkalmazkodás mértékének és sebességének tekintetében is kirívóan tökéletlen átárazási magatartást mutatnak, ami a lakossági hitelkereslet alacsony kamatérzékenységét mutatja.

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 pl. Franciaországra, Ausztriára, Németországra vonatkozóan is készültek olyan elemzések, amelyek szerint a rövid hitelkamatlábak alkalmazkodása még hosszú távon is távol van a tökéletestől.<sup>42</sup> A rövidtávú alkalmazkodás tekintetében a forinthitelek kamatának igazodása pedig kifejezetten gyorsnak tekinthető; az euróövezet egészére vonatkozó legfrissebb ECB elemzés (Bondt; 2002) szerint az első periódusban az igazodás max. 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 (pl. Bondt, 2002). Ennek ellenére a forint fogyasztási hitelek még nemzetközi összehasonlításban is kivételesen ragadósak tűnnek.

A vállalati rövid hitelek és betétek esetén az igazodás sebessége is viszonylag gyorsnak tekinthető, ami azt tükrözheti, hogy a vállalati üzletágban – szemben a lakossági szegmessel – viszonylag erősnek tekinthető a verseny.

Hasonló következtetésekre vezet a kamatok alkalmazkodásának megfigyelt aszimmetriája, amit paneladatokon vizsgáltunk. A banki kamatok aszimmetriájára vonatkozó eredményeink ugyanis némileg ellentmondanak a más országokra vonatkozó vizsgálatok eredményeinek, amelyek szerint a hitelkamatok aszimmetriája a betéti kamatokkal ellentétes, vagyis a hitelkamatok általában lefele ragadósabbak, mint felfele. A magyar hitelkamatok felfelé irányuló nagyobb merevsége a vállalati hitelekért folyó jelentős versenyt tükrözheti, azonban e jelenségben szerepet játszhat az is, hogy a piaci szereplők a kamatemeléseket - a kamatkonvergenciával összefüggő csökkenő kamattendencia miatt - átmenetinek tekintik.

---

<sup>42</sup> Ld. Degryse(2001), Toolsema et al(2001), Borio és Fritz(1995)

A teljes mintán viszonylag gyors és nagymértékű alkalmazkodást mutató rövid vállalati hitel- és betéti kamatok viselkedése azonban strukturális törést mutat: a 2000–2002 közötti időszakhoz viszonyítva 2003-ban az átárazás mértéke és sebessége is érezhető csökkenést mutat. 2003-ban a korábbi évekkel ellentétben több ízben került sor kamatemelésre mint kamatcsökkentésre, így a fent említett aszimmetria is magyarázhatja e jelenséget, ugyanakkor úgy véljük, hogy általánosabban a 2003-ban megnövekedett kamatvolatilitás, a kamatok jövőbeli alakulására vonatkozó bizonytalanság számottevő emelkedése áll a kamattranszmisszió gyengülésének hátterében.

#### *A jövőre várható tendenciák*

Mint ahogy a fentiekben bemutattuk, a vállalati üzletágban viszonylag erősnek tekinthető a verseny. Az elmúlt évtől eltekintve 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, vagyis hogy a bankok még jobban rá lesznek utalva a betéti forrásokra. A lakossági hitelezésben feltételezhető a fogyasztási hitelek rendkívül magas spread-jének 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 lakáshitel kamatok esetén várhatóan egyre jobban érvényesül a transzmisszió.

A kamattranszmisszió gyengülésének irányába hathat azonban a hitelek lejáratának az inflációs és kamatbizonytalanság mérséklődésével párhuzamos növekedése.

Úgy véljük, a kamattranszmisszió 2003-ban megfigyelt gyengülése átmeneti jelenségnek tekinthető, amely a kamatbizonytalanság mérséklődésével eltűnik.



## Hivatkozások

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

Árvai, 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.

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.

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.

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, pp. 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.

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 (4), 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.

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, no. 5 August

Mojon, B. (2000): Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy, ECB Working Paper, No. 40.

- Pesaran, H. M. és Y. Smith, (1995): Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, Vol. 68 pp.79-113.
- 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
- 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*, vol. 71 (3).
- 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.
- Tóth, Á. (1998): A transzmissziós mechanizmus hatékonysága a bankrendszerben, MNB kézirat.
- 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.
- Jelentés a Pénzügyi Stabilitásról (2003 június, december):  
[http://www.mnb.hu/dokumentumok/stab\\_jel\\_0312.pdf](http://www.mnb.hu/dokumentumok/stab_jel_0312.pdf)
- James, C. és Smith C.(szerk.): *Kereskedelmi Bankok*. Panem-McGraw-Hill, Budapest 1996.

## A. Függelék

A jegybanki alapkamat alakulása 2000. januárja és 2003. decembere között.

A. 1. táblázat:

Kamatváltoztatás ideje	Jegybanki alapkamat
2000.04.03	11.00
2001.07.13	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
2002.11.19	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

## B. Függelék

### Az átlagos késlekedési mutató számítása részleges átgyűrűzés esetén.

Tekintsük a késleltetéssel kiterjesztett (2)-es egyenletet!

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

Az egyenletet átrendezve kapjuk a következőket:

$$\begin{aligned} i_{n,t} + (\gamma - 1 - \xi_1)i_{n,t-1} + (\xi_1 - \xi_2)i_{n,t-2} + (\xi_2 - \xi_3)i_{n,t-3} + \dots + \xi_K i_{n,t-K-1} = \\ = \alpha + \gamma \mu + \beta_0 r_t + (\delta \gamma + \beta_1 - \beta_0)r_{t-1} + (\beta_2 - \beta_1)r_{t-2} + (\beta_3 - \beta_2)r_{t-3} + \dots - \beta_H z_{t-H-1} + \varepsilon_{n,t} \end{aligned}$$

Hendry (1995) alapján az átlagos késleltetés a következőképpen fejezhető ki:

$$\mu = \frac{\eta'(1)}{\eta(1)} - \frac{\varpi'(1)}{\varpi(1)}$$

ahol

$$\eta = \beta_0 + (\delta \gamma + \beta_1 - \beta_0)L + (\beta_2 - \beta_1)L^2 - (\beta_3 - \beta_2)L^3 + \dots - \beta_H L^{H+1}$$

és

$$\varpi = 1 + (\gamma - 1 - \xi_1)L + (\xi_1 - \xi_2)L^2 + (\xi_2 - \xi_3)L^3 + \dots + \xi_K L^{K+1}$$

továbbá

$$\eta' = (\delta \gamma + \beta_1 - \beta_0) + 2(\beta_2 - \beta_1)L - 3(\beta_3 - \beta_2)L^2 + \dots - (H+1)\beta_H L^H$$

és

$$\varpi' = (\gamma - 1 - \xi_1) + 2(\xi_1 - \xi_2)L + 3(\xi_2 - \xi_3)L^2 + \dots + (K+1)\xi_K L^K$$

vagyis,

$$\frac{\eta'}{\eta} = \frac{(\delta \gamma + \beta_1 - \beta_0) + 2(\beta_2 - \beta_1)L - 3(\beta_3 - \beta_2)L^2 + \dots - (H+1)\beta_H L^H}{\beta_0 + (\delta \gamma + \beta_1 - \beta_0)L + (\beta_2 - \beta_1)L^2 - (\beta_3 - \beta_2)L^3 + \dots - \beta_H L^{H+1}}$$

és

$$\frac{\varpi'}{\varpi} = \frac{(\gamma - 1 - \xi_1) + 2(\xi_1 - \xi_2)L + 3(\xi_2 - \xi_3)L^2 + \dots + (K+1)\xi_K L^K}{1 + (\gamma - 1 - \xi_1)L + (\xi_1 - \xi_2)L^2 + (\xi_2 - \xi_3)L^3 + \dots + \xi_K L^{K+1}}$$

Ebből

$$\begin{aligned} \mu &= \frac{\eta'(1)}{\eta(1)} - \frac{\varpi'(1)}{\varpi(1)} = \frac{(\delta \gamma - \beta_0 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3 - \dots - \beta_K)}{\delta \gamma} - \frac{(\gamma - 1 + \xi_1 + \xi_2 + \xi_3 + \dots + \xi_H)}{\gamma} = \\ &= \frac{\delta - \beta_0 - \beta_1 - \beta_2 - \beta_3 - \dots - \beta_K - \xi_1 \delta - \xi_2 \delta - \xi_3 \delta - \dots - \xi_H \delta}{\delta \gamma} \end{aligned}$$

A fentiekhez hasonlóan megkapható az egyszerű ECM-ből származtatott átlagos késlekedési mutató:

$$= \frac{\delta - \beta_0}{\delta \gamma} = \frac{1 - \beta_0 / \delta}{\gamma}$$

## C. Függelék

### Az aggregált adatokon becsült regressziók eredményei

C.1. táblázat: Az aggregált adatokon becsült eredmények különböző piaci hozamok esetén

#### Vállalati hitelek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans ( $\mu$ )	1.68***	1.35**	1.02**	1.93***	1.27***
$\delta$	0.96***	1.01***	1.05***	0.91***	0.97***
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1?$ )	Igen	Igen	Igen	Igen	Igen
Korrigált R <sup>2</sup>	0.90	0.88	0.83	0.92	0.93
$\alpha$	-0.01				
Azonnali hatás $\beta_0$	0.87***	0.90***	0.75***	0.72***	0.80***
$\gamma$	0.25***	0.47***	0.51***	0.58***	0.44***

#### Vállalati betétek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans ( $\mu$ )	-0.32	-0.72	-0.78	-0.48	-0.53
$\delta$	0.87***	0.92***	0.94***	0.86***	0.86***
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1?$ )	Nem	Igen	Igen	Nem	Nem
Korrigált R <sup>2</sup>	0.53	0.38	0.15	0.7	0.75
$\alpha$	0.03	0.02	0.04	0.02	0.02
Azonnali hatás $\beta_0$	0.91***	0.92***	0.81***	0.77***	0.70***
$\gamma$	0.29***	0.30***	0.38***	-0.27**	0.32***

#### Lakossági betétek

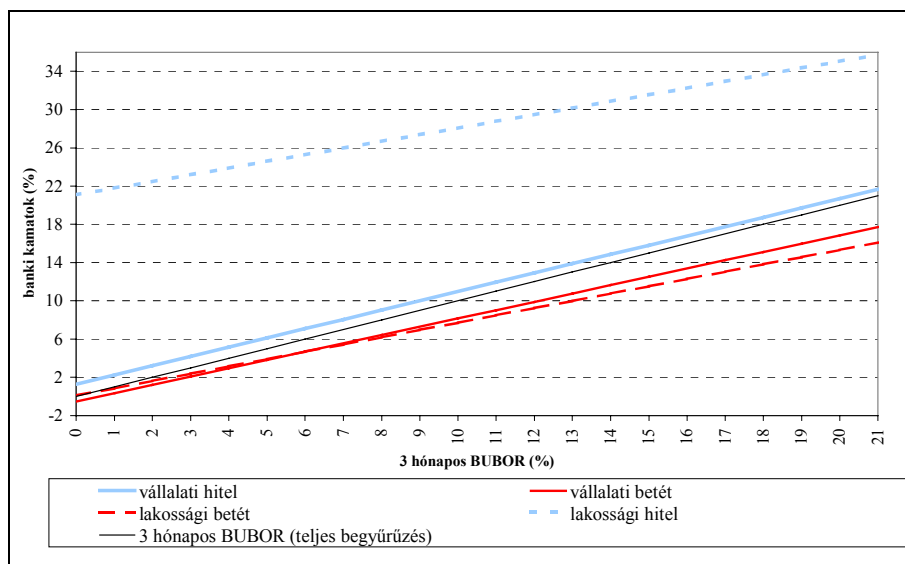
	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans ( $\mu$ )	-0.17	-0.48	-0.56	0.09	-0.32
$\delta$	0.81***	0.85***	0.87***	0.76***	0.79***
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1?$ )	Nem	Nem	Igen	Nem	Nem
Korrigált R <sup>2</sup>	0.90	0.69	0.56	0.86	0.83
$\alpha$	0.01	-0.01			
Azonnali hatás $\beta_0$	0.55***	0.54***	0.47***	0.5***	0.44***
$\gamma$	0.43***	0.37***	0.33***	0.6***	0.42***

### Lakossági hitelek

	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Konstans ( $\mu$ )	21.53***	21.34***	21.11***	21.5***	21.04***
$\delta$	0.66***	0.69***	0.72***	0.64***	0.69***
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1?$ )	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
$\alpha$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Azonnali hatás $\beta_0$	-0.1	-0.14	-0.15	0.00	0.02
$\gamma$	0.63***	0.63***	0.59***	0.60***	0.58***

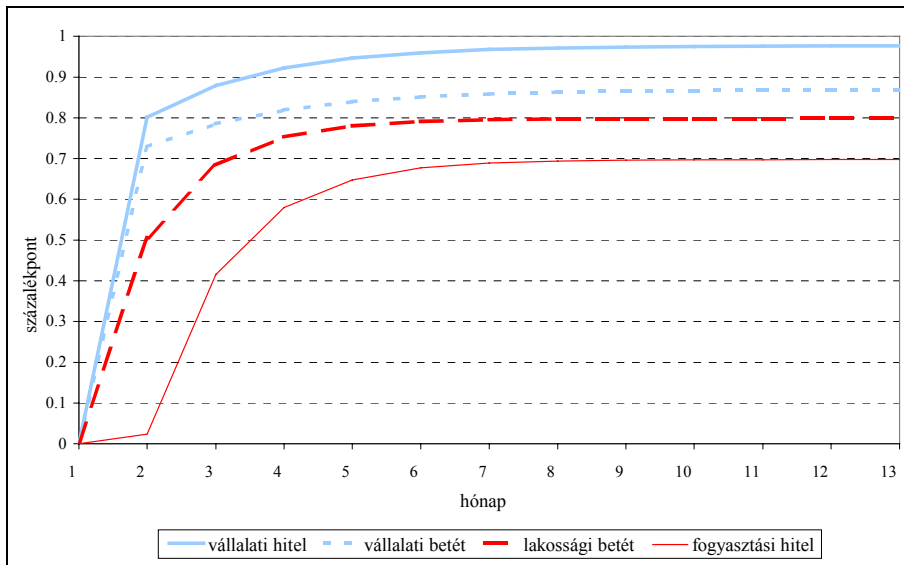
#### C.1. ábra:

A hosszú távú egyensúly a 3 hónapos BUBOR függvényében



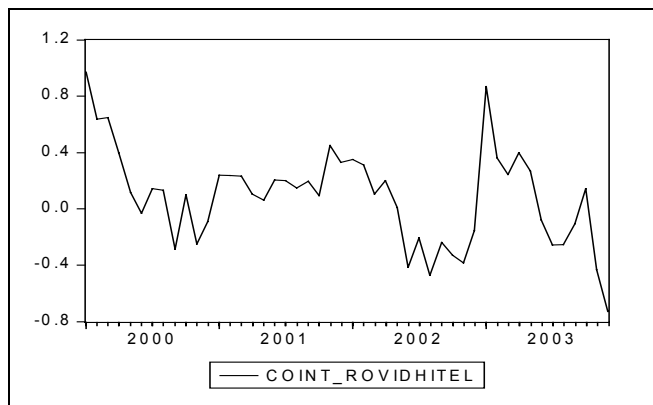
**C.2. ábra:**

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

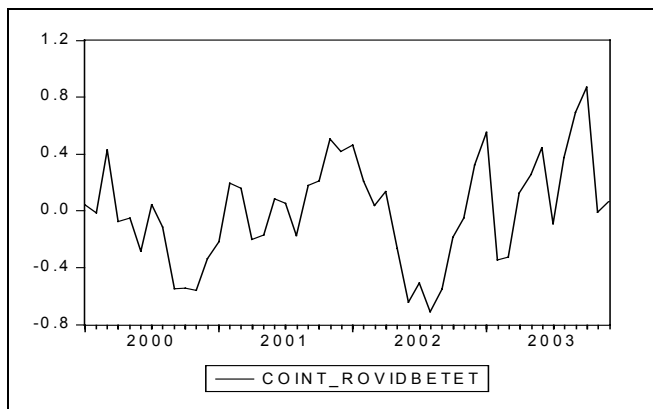


**C.3. ábra:**

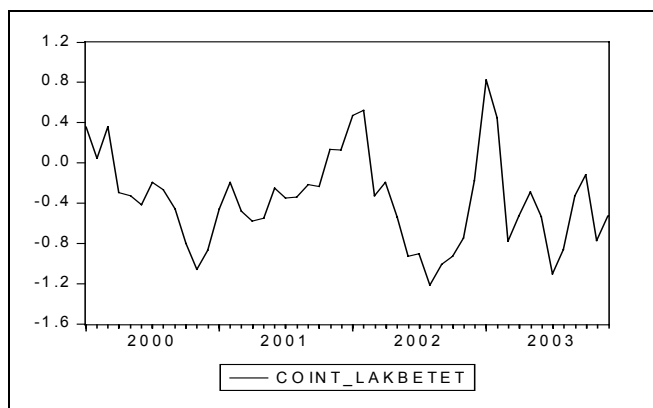
**A hosszútávú egyensúlytól való eltérés (vállalati hitelek)**



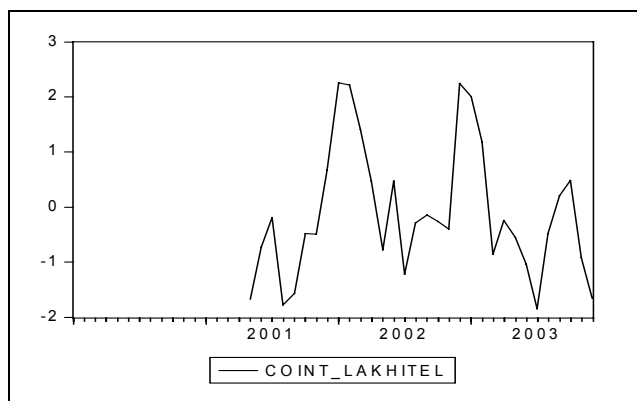
**Vállalati betétek**



### Lakossági betétek



### Fogyasztási hitelek





## D. Függelék

### A panel adatokon becsült eredmények különböző piaci hozamok esetén (vállalati rövidhitelek kamatok)

**D.1. táblázat: Az első eljárás segítségével becsült eredmények (vállalati rövidhitelek)**

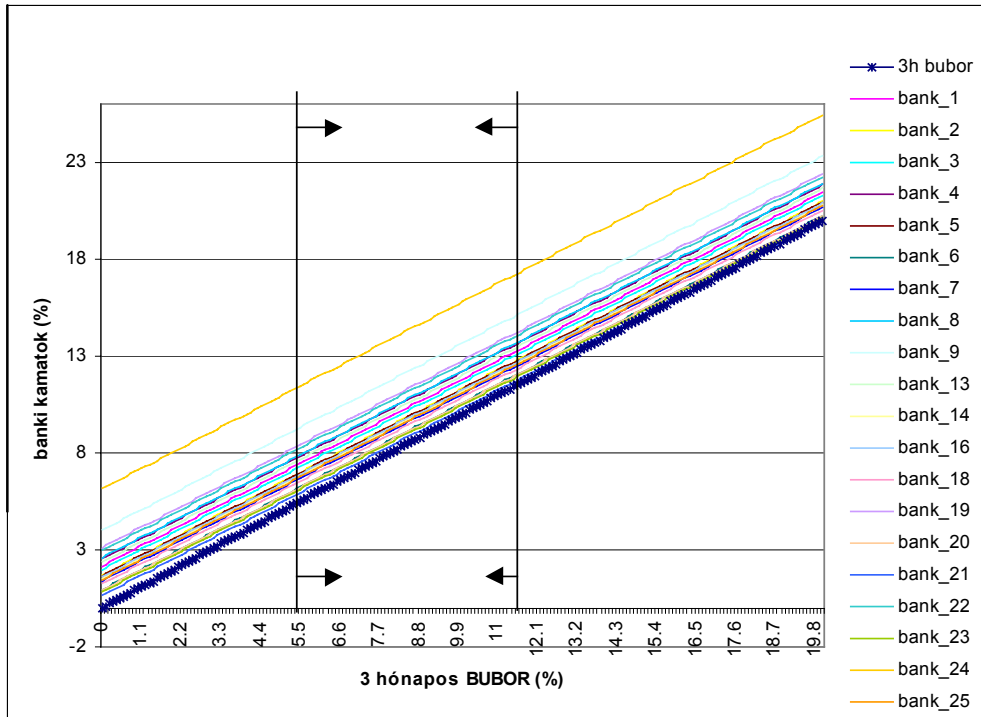
	3 h bm	6 h bm	12 h bm	1 h bubor	3 h bubor
Hosszú-távú egyensúlyt kifejező egyenlet					
$\delta$	0.94*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.99*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.96*** (0.02)
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1$ ?)	Nem	Igen	Igen	Nem	Igen
Korrigált R <sup>2</sup>	0.85	0.85	0.83	0.86	0.85
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás $\beta_0$	0.62*** (0.05)	0.70*** (0.04)	0.62*** (0.06)	0.52*** (0.04)	0.59*** (0.04)
$\beta_1$	0.11** (0.05)	-	0.15** (0.06)	0.16*** (0.04)	0.11*** (0.03)
$\gamma$	0.41*** (0.03)	0.40*** (0.03)	0.37*** (0.03)	0.42*** (0.03)	0.37*** (0.03)
Átlagos késlekedési mutató	0.54	0.62	0.60	0.59	0.73
Korrigált R <sup>2</sup>	0.44	0.40	0.39	0.43	0.42
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on					
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2003 szept. között					

**D.2. táblázat: A második 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					
$\delta$	0.94*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.99*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.96*** (0.02)
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1$ ?)	Nem	Igen	Igen	Nem	Igen
Korrigált R <sup>2</sup>	0.85	0.85	0.83	0.86	0.85
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás $\beta_0$	0.69*** (0.04)	0.70*** (0.04)	0.64*** (0.06)	0.68*** (0.05)	0.62*** (0.03)
$\gamma$	0.42*** (0.03)	0.40*** (0.03)	0.38*** (0.03)	0.43*** (0.03)	0.40*** (0.03)
Átlagos késlekedési mutató	0.63	0.70	0.93	0.59	0.88
Korrigált R <sup>2</sup>	0.42	0.41	0.36	0.40	0.40
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on					
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2003 szept. között					

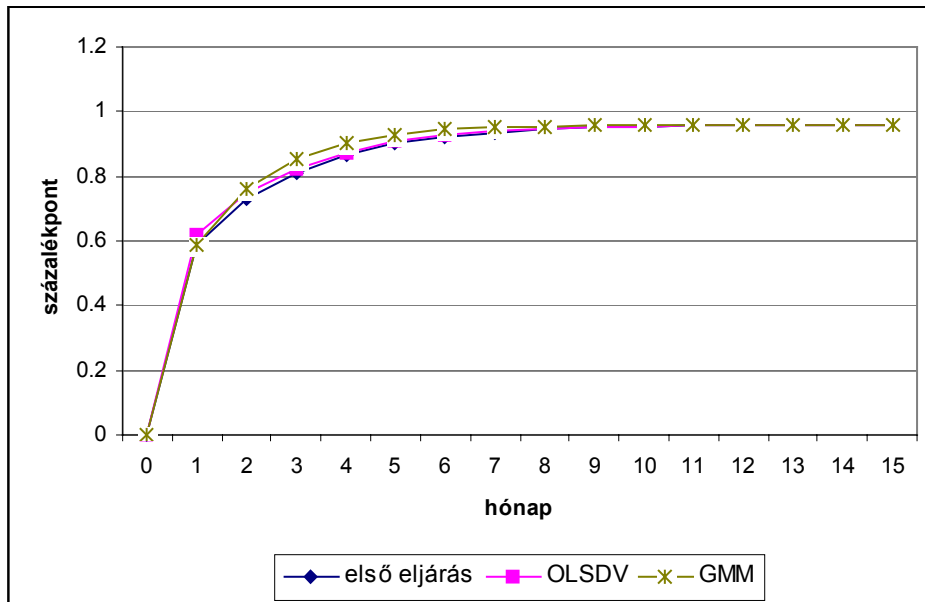
D. 1. ábra:

A vállalati rövidhitel kamatok hosszú távú egyensúlya a 3 hónapos BUBOR függvényében<sup>43</sup>



D. 2. ábra:

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



<sup>43</sup> 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.

## E. Függelék

### A bankonkénti elemzés eredményei – vállalati rövidhitelek

#### E.1. táblázat:

#### A bankonkénti elemzések eredményei

	$\delta$	Teljes átgyűrés? ( $\delta=1?$ )	$\delta$	Teljes átgyűrés? ( $\delta=1?$ )	Korrigált R <sup>2</sup>	Azonnali hatás $\beta$	$\gamma$	Korrigált R <sup>2</sup>	Átlagos kélekedési mutató <sup>a</sup>
Bank 1	0.68***	Nem	0.68***	Nem	0.80	0.70***	0.51***	0.51	0
Bank 2	0.71***	Nem	-	-	0.91	0.72***	0.52***	0.63	0
Bank 3	0.92***	Nem	-	-	0.94	0.73***	0.88***	0.73	0.23
Bank 4	1.08***	Igen	1.09***	Igen	0.80	0.29	0.58***	0.34	1.72
Bank 5	0.73***	Nem	0.70***	Nem	0.88	0.50***	0.72***	0.71	0.40
Bank 6	0.99***	Igen	-	-	0.79	0.61***	0.61***	0.72	0.64
Bank 7	0.82***	Nem	-	-	0.98	0.88***	0.43**	0.61	0
Bank 8	0.74***	Nem	-	-	0.83	0.22	0.70***	0.61	1.43
Bank 9	0.52***	Nem	0.47***	Nem	0.72	0.21	0.72***	0.42	0
Bank 13	0.96***	Igen	-	-	0.91	1.06***	1.06***	0.63	0
Bank 14	0.76***	Nem	-	-	0.82	0.25***	1.00***	0.77	0.67
Bank 16	0.88***	Nem	-	-	0.97	0.48***	0.89***	0.75	0.51
Bank 18	0.91***	Igen	-	-	0.91	0.49***	0.64***	0.57	0.80
Bank 19	1.31***	Igen	1.19***	Igen	0.86	0.42	0.49***	0.46	2.04
Bank 20	0.94***	Igen	-	-	0.89	0.77***	0.71***	0.89	0.32
Bank 21	0.96***	Igen	-	-	0.93	0.75***	0.81***	0.67	0.31
Bank 22	1.20***	Igen	-	-	0.76	0.77***	0.44**	0.39	0.52
Bank 23	0.93***	Igen	-	-	0.89	0.49***	0.51***	0.84	1
Bank 24	0.87***	Igen	0.82***	Nem	0.89	0.37	0.38**	0.24	2.63
Bank 25	0.74***	Nem	0.72***	Nem	0.88	0.23*	0.62***	0.72	1.10
Átlagos értékek (súlyozott <sup>b</sup> )		0.82			0.87	0.53 0.52 <sup>a</sup>	0.77 0.68 <sup>a</sup>	0.68	0.46 <sup>c</sup> 0.45 <sup>d</sup>
Átlagos értékek (súlyozatlan)		0.87			0.80	0.54 0.52 <sup>a</sup>	0.66 0.66 <sup>a</sup>	0.61	0.71 <sup>c</sup> 0.57 <sup>d</sup>

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

<sup>a</sup> az 5%-on nem szignifikáns paramétereket nullának véve

<sup>b</sup> Mérleg főösszegeggel súlyozott

<sup>c</sup> a bankonkénti átlagos igazodási idő átlaga

<sup>d</sup> a  $\beta$  és  $\gamma$  paraméterek átlagos értékéből számítva

A C.1. táblázat mutatja a bankonkénti elemzés eredményeit. A második oszlop mutatja a két dummy-val becsült hosszú-távú egyenlet  $\delta$  paraméterét. Sok esetben azonban a dummy változók nem voltak szignifikánsak, ezért újrabecsültük az egyenletet az elhagyható dummy vagy dummyk nélkül. Az így kapott  $\delta$ -kat mutatja a negyedik oszlop. Minden bank esetén teszteltük azt, hogy statisztikailag alátámasztható-e a teljes átgyűrés nullhipotézise. A megfelelő Wald teszt eredmények (5%-os szignifikancia szint mellett) a  $\delta$ -k oszlopát követő oszlopban találhatóak. Feltüntetjük továbbá a  $\beta$  és  $\gamma$  paramétereket, a korrigált  $R^2$ -eket és a becsült paraméterek alapján számított átlagos igazodási idők nagyságát. 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 (9 bank) esetén teljes az átárazás, míg a többi bank úgy tűnik, hogy (11 bank) simítja a kamatait. A hosszú-távú kapcsolatot kifejező paraméter minden esetben szignifikáns és a hibakorrekciós egyenleté is, a 10-es bank kivételével. Érdekes azt is megfigyelni, hogy sok bank esetén (5%-on 12 bank esetén) az azonnali alkalmazkodást kifejező paraméter nem szignifikáns. A súlyozott és súlyozatlan átlagok egymáshoz viszonyításából a nagyobb bankok gyorsabb átárazását sugallja. Ez az eredmény a nagyobb bankok hatékonyabb működéséből fakadhat.

Az aszimmetria vizsgálatánál legtöbb bank esetén nem találtunk szignifikáns eltérést a felül- és az alulárazásra való reagálás gyorsaságában ám ez betudható a bankonkénti elemzéshez rendelkezésre álló alacsony számú adatnak. Az aszimmetria vizsgálatát azért a panel elemzésre hagyjuk, ahol lényegesen több adatot tudunk felhasználni.

## F. Függelék

### A panel adatokon becsült eredmények különböző piaci hozamok esetén (vállalati betéti kamatok)

F.1. táblázat:

#### Az első eljárás 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					
$\delta$	0.85*** (0.01)	0.89*** (0.02)	0.90*** (0.02)	0.84*** (0.01)	0.89*** (0.03)
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1$ ?)	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
Korrigált $R^2$	0.83	0.82	0.83	0.85	0.78
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás $\beta_0$	0.67*** (0.03)	0.53*** (0.04)	0.50*** (0.04)	0.52*** (0.03)	0.42*** (0.03)
$\gamma$	0.45*** (0.03)	0.40*** (0.03)	0.36*** (0.03)	0.45*** (0.03)	0.38*** (0.03)
Átlagos késlekedési mutató	0.90	1.01	1.23	0.84	1.39
Korrigált $R^2$	0.51	0.56	0.52	0.58	0.31
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on					
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2003 szept. között					

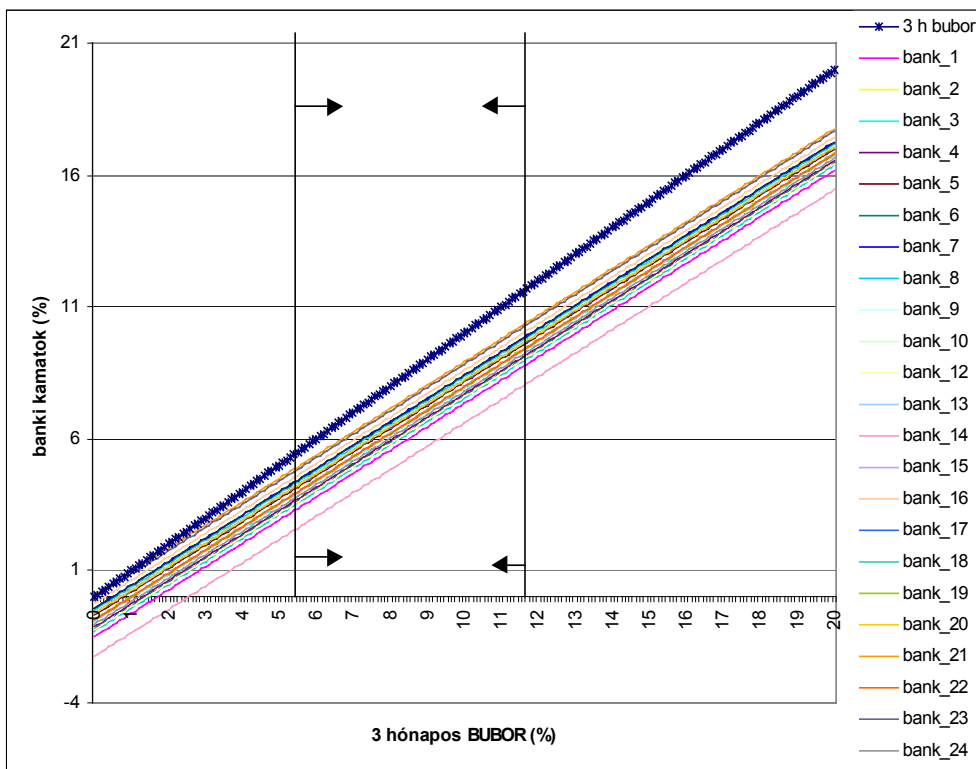
F.3. Táblázat

#### A második eljárás 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					
$\delta$	0.85*** (0.01)	0.89*** (0.02)	0.90*** (0.02)	0.84*** (0.01)	0.89*** (0.03)
Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1$ ?)	Nem	Nem	Nem	Nem	Nem
Korrigált $R^2$	0.83	0.82	0.83	0.85	0.78
A dinamikát kifejező ECM					
Azonnali hatás $\beta_0$	0.67*** (0.03)	0.55*** (0.04)	0.47*** (0.04)	0.58*** (0.03)	0.51*** (0.03)
$\gamma$	0.45*** (0.03)	0.39*** (0.03)	0.37*** (0.03)	0.44*** (0.03)	0.40*** (0.03)
Átlagos késlekedési mutató	0.90	0.98	1.29	0.70	1.05
Korrigált $R^2$	0.51	0.56	0.52	0.58	0.55
*: szignifikáns 10%-on, **: szignifikáns 5%-on, ***: szignifikáns 1%-on					
A mintaidőszak havi adatokat tartalmaz a 2001 jan. és 2003 szept. között					

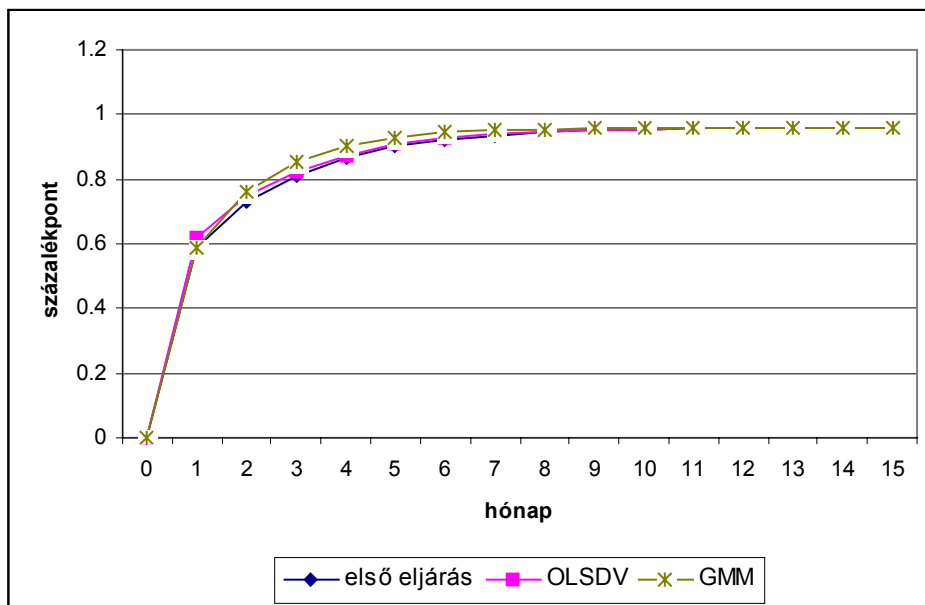
F. 1. ábra:

A vállalati betéti kamatok hosszú távú egyensúlya a 3 hónapos BUBOR függvényében<sup>44</sup>



F. 2. ábra:

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



<sup>44</sup> 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.

## **G. Függelék**

### **A bankenkénti elemzés eredményei – vállalati betétek**

A betétek kamatainak az alkalmazkodását vizsgálva a fentiekhez hasonlóan járunk el. A vállalati betétekre vonatkozó elemzések eredményeit a D.1. táblázat mutatja.

A vállalati betétek piacán elemzéseink szerint (25-ből) csak 7 bank esetén teljes az átárazás, ráadásul ezek között kettő esetén a hibakorrekciós kifejezést nem találtuk szignifikánsnak (5%-on). A többi bank (18 bank) simítja a kamatait. A betéti piacon teljesen átárazó bankok között csak egy olyan van (a 21-es), amelyikre vonatkozóan teljes átárazást találtunk a rövidhitelek piacán is.

A vállalati rövidhitel és vállalati betéti piacon való átárazódásra vonatkozó bankenkénti eredmények az aggregált szintű eredményeket tükrözik. Vagyis, hogy aggregált szinten részleges az átárazás a piacokon, ám a dezaggregált elemzés szerint léteznek teljes mértékben átárazó bankok. A hitel piacon nagyobb az átárazás mértéke, ám betétek piacán a hosszú-távú egyensúlyhoz való igazodás gyorsasága a bankenkénti 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, melyeknél a fordítottat találtuk, vagyis, gyorsabb reakciót a túlárazás esetén, mint az aláárazáskor.

**G.1. táblázat: A bankenkénti elemzés eredményei**

	$\delta$	Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1?$ )	$\delta$	Teljes átgűrűzés? ( $\delta=1?$ )	Korrigált $R^2$	Azonnali hatás $\beta$	$\gamma$	Korrigált $R^2$	Átlagos késlekedési mutató <sup>a</sup>
Bank 1	0.80***	Nem	0.77***	Nem	0.95	0.63***	0.57***	0.80	0.65***
Bank 2	1.07***	Igen	1.02***	<b>Igen</b>	0.91	0.64***	0.90***	0.73	0.40***
Bank 3	0.77***	Nem	0.75***	Nem	0.94	0.61***	0.92***	0.75	0.43***
Bank 4	0.75***	Nem	-	-	0.8	0.09	0.64***	0.77	1.55***
Bank 5	0.88***	Igen	0.85***	Nem	0.87	0.82***	1.03***	0.66	0.17
Bank 6	0.83***	Nem	0.79***	Nem	0.79	0.85***	0.43***	0.62	0.33
Bank 7	0.97***	<b>Igen</b>	-	-	0.98	0.91***	0.78***	0.90	0.11**
Bank 8	0.78***	Nem	-	-	0.83	0.12	0.57***	0.69	1.75***
Bank 9	0.67***	Nem	0.68***	Nem	0.72	0.48***	1.13***	0.63	0.46***
Bank 10	0.75***	Nem	0.68***	Nem	0.66	0.33*	0.70***	0.40	1.40***
Bank 11	1.02***	Igen	0.94***	<b>Igen</b>	0.61	0.43***	<b>0.06</b> <sup>45</sup>	0.24	8.16
Bank 12	0.91***	Igen	0.90***	<b>Igen</b>	0.74	0.91***	0.25**	0.55	0.66
Bank 13	0.84***	Nem	-	-	0.91	0.54***	0.29**	0.69	1.57**
Bank 14	0.57***	Nem	-	-	0.82	0.17*	0.46**	0.64	2.17***
Bank 15	1.03***	<b>Igen</b>	-	-	0.83	0.39***	0.37***	0.66	1.67***
Bank 16	0.85***	Nem	-	-	0.97	0.80***	0.93***	0.86	0.28***
Bank 17	0.78***	Igen	0.68***	Nem	0.42	0.07	0.64***	0.46	1.56***
Bank 18	0.83***	Igen	0.82***	Nem	0.91	1.03***	0.94***	0.77	0.00
Bank 19	0.90***	Igen	0.86***	Nem	0.86	0.34***	0.59***	0.78	1.28***
Bank 20	0.73***	Nem	0.74***	Nem	0.89	1.08***	1.01***	0.83	0.18
Bank 21	0.96***	Igen	0.93***	<b>Igen</b>	0.93	1.11***	0.73***	0.79	0.00
Bank 22	0.68***	Nem	0.62***	Nem	0.76	0.32***	0.27**	0.25	2.88*
Bank 23	0.85***	Nem	0.83***	Nem	0.89	0.98***	0.96***	0.72	0.06
Bank 24	1.13***	<b>Igen</b>	-	-	0.89	0.72***	0.66***	0.64	0.64**
Bank 25	0.87***	Nem	0.83***	Nem	0.88	0.88***	0.85***	0.65	0.21
<b>Átlagos értékek (súlyozott<sup>b</sup>)</b>			0.78		0.87	0.54	0.69	0.70	0.76 <sup>c</sup>
<b>Átlagos értékek (súlyozatlan)</b>			0.82		0.83	0.53 <sup>a</sup>	0.67 <sup>a</sup>	0.66	0.23 <sup>d</sup>
						0.58 <sup>a</sup>	0.65 <sup>a</sup>		1.14 <sup>c</sup>
									0.59 <sup>d</sup>

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

<sup>b</sup> az 5%-on nem szignifikáns paramétereket nullának véve

<sup>d</sup> Mérték főösszegegyel súlyozott

<sup>c</sup> a bankenkénti átlagos igazodási idő átlaga

<sup>a</sup> a  $\beta$  és  $\gamma$  paraméterek átlagos értékéből számítva

<sup>45</sup> A 11-es bank betétkamatainak az idősorát vizsgálva azt találtuk, hogy bár az I(1) folyamat, nem létezik kointegrációs kapcsolata a BUBOR-okkal.