

Az új folyósítású lakáshitelek átárazási gyakorlatának vizsgálata*

Hajnal Gábor – Lados Csaba

A magyar bankrendszerben általánosan megfigyelhető jelenség, hogy az újonnan folyósított, fix kamatozású lakáscélú hitelek kamatai jellemzően csak több hónapos késéssel árazódnak át az intézmények forrásköltségének megfeleltethető bankközi kamatok változását követően. Tanulmányunkban azt vizsgáljuk, hogy a bankközi kamatok megváltozása hány hónap alatt gyűrűzik be az éven túli kezdeti kamatperiódusú, újonnan folyósított lakáshitelek kamataiba. Kétlépéses elemzésünkben egyrészt a Minősített Fogyasztóbarát Lakáshitelekben (MFL) tapasztalható átárazási gyakorlatot vizsgáljuk leíró jelleggel, majd vektor-autoregresszív modell segítségével megbecsüljük a bankközi kamatok aggregált lakáshitelkamatokba történő begyűrűzésének sebességét. Az aggregált kamatstatisztikák felhasználásával végzett becslésünk alapján a bankközi kamatok változásai megközelítőleg négy hónap alatt épülnek be a hazai bankok által érvényesített jelzáloghitel-kamatokba, azonban az intézmények MFL-hirdetményeinek kamatkondíciós adatai alapján a bankok átárazási gyakorlata nem egységes, a forrásköltség változását követően eltérő sebességű és mértékű kamatváltoztatások figyelhetők meg.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: C10, G20, G21

Kulcsszavak: új hitelszerződés, lakáscélú hitel, kamatátárazódás, kamatfelár

1. Motiváció

Tanulmányunkban a monetáris transzmisszió kamatcsatornájának egy lényeges elemét, a bankközi kamatok és az ügyleti kamatok¹ közötti kapcsolatot vizsgáljuk. Fontos ugyanis megérteni, hogy a jegybank kamatpolitikájával közvetlenül összefüggésben lévő bankközi kamatok változásai milyen gyorsan jelennek meg a kereskedelmi bankok által folyósított hitelek árában, hiszen a kamat átgyűrűzési sebessége

* A jelen kiadványban megjelenő írások a szerzők nézeteit tartalmazzák, ami nem feltétlenül egyezik a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.

Hajnal Gábor a Magyar Nemzeti Bank közgazdasági elemzője. E-mail: hajnalg@mnbb.hu
Lados Csaba a Magyar Nemzeti Bank junior elemzője. E-mail: ladoscsc@mnbb.hu

Köszönettel tartozunk anonim lektorainknak és Dancsik Bálintnak a tanulmány kéziratához fűzött megjegyzéseikért.

A magyar nyelvű kézirat első változata 2022. március 10-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.25201/HSZ.21.3.5>

¹ Tanulmányunkban az átlagos bankközi kamatok és az átlagos teljes hiteldíjmutató (THM) közötti transzmissziót vizsgáljuk, utóbbira az egyszerűbb megfogalmazás érdekében több esetben kamatként hivatkozunk.

meghatározó szerepet játszik abban, hogy a háztartások (vagy vállalatok) mekkora késéssel érzékelik a jegybanki lépéseket. Tanulmányunkban a lakáshitelekre fókuszálunk: a magyar lakosság a saját tulajdonú ingatlanokat részesíti előnyben a lakásbérlettel szemben (*MNB 2016*), továbbá a hitelből történő lakásvásárlás egyre nagyobb arányát adja a lakástranzakcióknak (*MNB 2021*), így különösen fontosnak tartjuk megvizsgálni e hitelek átárazásának tulajdonságait.

A határkölség alapú árképzési modell (marginal cost pricing model) alapján egy bank – mint bármely profitorientált vállalat – a határkölsége alapján árazza termékeit.² Amennyiben a bankközi kamatot tekintjük a finanszírozás határkölségének, ez az összefüggés a következő egyenlettel írható le:

$$i = \alpha + \beta r \quad (1)$$

ahol i a kamatláb, α egy konstans felár, r a marginális költséget reprezentáló bankközi kamat, β pedig egy érzékenységi együttható (*Rousseas 1985; De Bondt 2005; Varga 2021*). Az (1) egyenletből adódik, hogy a finanszírozás marginális költségének megdrágulása megnöveli a bankok addicionális hitelkihelyezéseitől elvárt marginális hozamot, máskülönben – *ceteris paribus* – csökkenne a bankok jövedelmezősége. A bankközi kamatok megváltozása tehát – bizonyos késleltetéssel – befolyással van az új hitelek árazására. Ebből adódóan elemzésünk kiindulási pontja az a feltételezés, hogy a Magyarországon működő bankok a lakáscélú hiteleket az adott hitel-típus kamatfixálási periódusának megfelelő lejáratú budapesti kamatswap ügyletek (BIRS) – mint referenciakamat – alapján árazza.³ Természetesen a bankok árazási magatartását a gyakorlatban a bankközi kamat változásán kívül egyéb tényezők is befolyásolhatják, mint például a szektoron belüli verseny intenzitásának, vagy az ügyfelek hitelkockázatosságának megváltozása, ezért a felár mértéke időben változhat.⁴ A jegybankok és egyéb szabályozó intézmények is számos eszközzel befolyásolhatják a hosszabb távú hitelkamatokat, a rövid távú alapkamat közvetett hatása mellett a makroprudenciális, szanalási és hitelpiaci szabályozásokat, valamint a nem konvencionális mennyiségi eszközöket is ide sorolhatjuk (*Ábel et al. 2018*). Ezen intézkedések hatása részben a referenciakamatok, részben a felárak változásában nyilvánulhat meg.

A banki gyakorlatban a hitelkamatok – az előző bekezdésben említett tényezők mellett – a forrásbevonás költségei alapján határozódnak meg. Belátható, hogy az általunk alkalmazott bankközi kamatok jól közelítik ezt, hiszen a hosszú távra

² A gyakorlatban – amennyiben a szektort likviditásbőség jellemzi – a hitelek árát a forrásköltség határkölsége mellett a hitelkihelyezés alternatívaköltsége is befolyásolhatja.

³ A kamatok átárazódásával kapcsolatos nemzetközi szakirodalomban gyakran alkalmazzák ezt a módszert, lásd például *Sorensen – Werner (2006); De Bondt (2005); Sander – Kleimeier (2004)*. A BIRS a magyar lakáshitelek esetében is fontos szerepet tölt be a kamatláb meghatározása és változása során, ugyanis több, az átárazáshoz alkalmazott „fair bank” mutató alapját is ezek a kamatlábak alkotják.

⁴ A kamatlábat meghatározó főbb intézményi és banki tényezők részletes összefoglalásáért lásd *Aczél et al. (2016)*.

rögzített kamatozású hitelek esetén a rögzített kamatozású forrást vagy közvetlenül vonhatja be a bank, vagy kamatswap segítségével állítja elő (a bankközi piaci forrásköltséget elcseréli egy, a hitel kamatperiódusával megegyező lejáratú kamatfixingre). Utóbbi esetben a kamatswap fix lába jelentősen befolyásolja a banki forrásköltséget. Ugyanakkor fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy a kamatlábak meghatározását egyéb banki források költségei is befolyásolhatják, mint például a betéti kamatok, így a BIRS nem teljes mértékben ragadja meg a bankok forrásköltségét. Ideális esetben a bankok forrásköltségének a klasszikus (betét), valamint a piaci (bankközi piac, kötvénykibocsátás) alapú forrásszerzés költségének súlyozott átlagos értékét kellene tekintetünk, azonban az adatok teljeskörű rendelkezésre állásának hiányában ettől eltekintünk. Mindazonáltal a BIRS-idősorok felhasználása mellett előállítottunk korrigált forrásköltség idősorokat, melyekben figyelembe vettük a betétjellegű forrásszerzés költségét is:

$$\text{Korrigált forrásköltség} = \text{BIRS} - \frac{\text{Betétállomány}}{\text{Hitelállomány}} * (\text{BUBOR} - \text{súlyozott átlagos betéti kamat}) \quad (2)$$

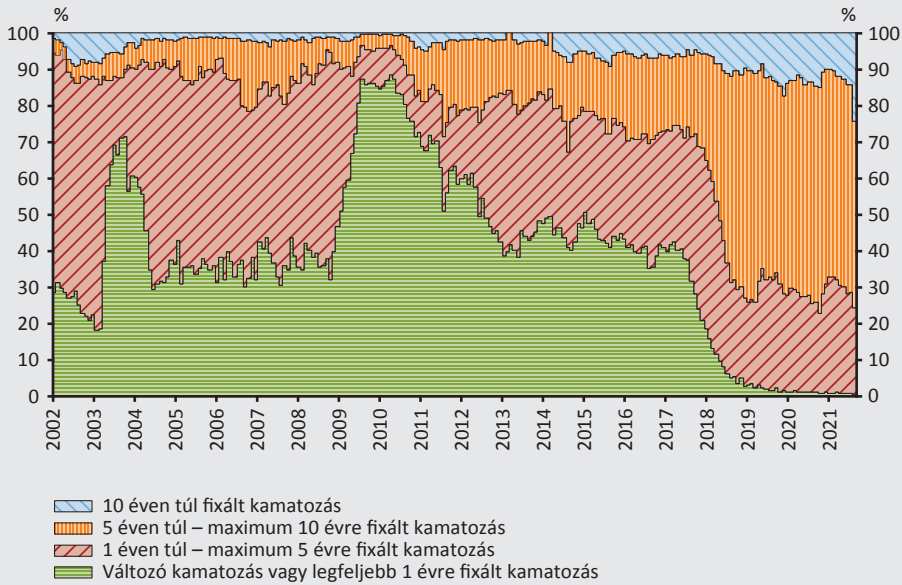
ahol *BIRS* a hitel kamatperiódusával megegyező futamidejű kamatswap ügylet fix lába, *Betétállomány/Hitelállomány* a hitelintézeti szektor teljes betét- és hitelállományának hányadosa, *BUBOR* a hat hónapos futamidejű bankközi hitelkamatláb, *súlyozott átlagos betéti kamat* pedig az újonnan elhelyezett lekötött, illetve a látra szóló háztartási és vállalati forint betétek súlyozott átlagos kamata. A korrigált forrásköltség előállítása mögött a következő logika húzódik meg: amennyiben a bank a betéteken keresztül a bankközi piaci forrásköltségtől (6 havi BUBOR) eltérő áron von be forrást, a különbözetet érvényesíti a hitelek árazásában olyan mértékben, hogy az tükrözze a bank általános finanszírozási helyzetét.⁵ Az így előállított idősorokat empirikus elemzésünkben használtuk fel (lásd 4. szakasz) annak megvizsgálására, hogy a betét jellegű forrásszerzés és a kamatswapok együttes figyelembevételével becsült modellek eltérnek-e az alapmodellünk, azaz kizárólag a kamatswapok figyelembevétele alapján tapasztalt kamatátgyűrűzés dinamikájától.

Elemzésünk központi témáját az adja, hogy a magyar bankrendszerben az elmúlt évek adatai alapján az újonnan folyósított lakáscélú hitelek aggregált kamatlábai jellemzően csak több hónapos késéssel árazódnak át az általunk referenciakamatként alkalmazott BIRS-kamatok változását követően. Ez egyben azt is jelenti, hogy a referenciakamat és a kamatfelár (azaz a kamatláb és a referenciakamat különbsége) változása között rövid távon ellentétes kapcsolat állhat fenn. Ez főként abban az esetben okoz torzítást a felárak tekintetében, amikor a BIRS-hozamok több hónapon keresztül, trendszerűen egy irányba változnak, illetve, amikor a hitelkibocsátás szinte kizárólag hosszabb távon rögzített kamatozású hitelekből áll, mint az elmúlt

⁵ A számítás során a betét- és hitelállomány hányadosát 1-nél (100 százalék) maximáltuk, azzal az indoklással, hogy a bank a betét jellegű és a bankközi piaci forrásszerzés költségének különbözetét maximum akkora részben érvényesíti a hitelek árazásában, amekkora a kihelyezett hitelek volumene.

időszakban (1. ábra). Az ilyen típusú hitelek esetén ugyanis előfordulhat, hogy a bankok csak több hónapos késéssel érvényesítik a forrásköltségek megváltozását a hitelkamatokban.⁶

1. ábra
A magyar bankrendszerben folyósított forint lakáshitelek kezdeti kamatperiódus szerinti megoszlása



Forrás: MNB

Tanulmányunkban arra a kérdésre keressük a választ, hogy a bankközi kamatok – illetve a korrigált forrásköltség – megváltozása hány hónap alatt gyűrűzik be az éven túli kezdeti kamatperiódusú (a továbbiakban: fix kamatozású), újonnan folyósított lakáshitelek aggregált kamataiba. Kutatási kérdésünk megválaszolására két különböző megközelítést alkalmazunk.

- 1) A mérlegfőösszeg szerinti hét legnagyobb, Magyarországon működő bank honlapjáról gyűjtött kamatkondíciós adatok alapján leíró jelleggel részletesen megvizsgáljuk, mi a bankok gyakorlata a fix kamatozású, MFL-termékek átárazását illetően.

⁶ Az éven belül változó kamatozású lakáscélú hitelek esetében az új hitelek kamatlába jellemzően a megelőző hónap végén érvényes BUBOR függvénye a banki kondíciós listák szerint, ehhez kell hozzáadni a felárat, amelyet a kondíciós lista szintén rögzít. A hosszabb távra fixált kamatozású hitelek esetében ezzel szemben jellemzően konkrét értékek szerepelnek a kamatlábra vonatkozóan, és azokat a bankok nem frissítik minden hónapban.

2) A MNB honlapjáról letöltött kamatstatisztikák alapján modell alapon megbecsüljük az átárazódás időigényét. A becslést vektor autoregressziós (VAR) modellel végezzük, melyben a fix kamatozású lakáshitelek kamatát a forrásköltségnek (BIRS, valamint korrigált forrásköltség), illetve önmagának az eredményváltozóknak a múltbéli alakulásával magyarázzuk.

Tanulmányunk a következőképpen épül fel. A *második szakaszban* áttekintjük a kamatok lassú és részleges átárazódására (ragadósságára) vonatkozó elméleti és empirikus kutatások eredményeit. A *harmadik szakaszban* leíró jelleggel bemutatjuk a tanulmányunk fókuszában lévő aggregált idősorok alakulását, valamint az egyedi banki kamatkondíciók alapján megfigyelhető átárazási gyakorlatokat. A *negyedik szakaszban* ismertetjük az alkalmazott időszorelemzési módszertant, valamint a modellezés eredményeit. Végül összefoglaljuk tanulmányunk legfőbb megállapításait.

2. A kamatok ragadósságát befolyásoló tényezők

Tökéletes verseny, tökéletes informáltság és nulla tranzakciós költségek feltételezése mellett az ár határkölség szerinti deriváltja egy (Lowe – Rohling 1992; Horváth et al. 2005). Tanulmányunk témájának vonatkozásában a fenti megállapítás azt jelenti, hogy a felsorolt feltételek teljesülése esetén a bankok forrásköltségének változása egy az egyben beépül a hitelkamatokba. Amennyiben az említett feltételek sérülnek, az ár határkölséghez való alkalmazkodása tökéletlenné válik, azaz a forrásköltség változásának hitelkamatokba való begyűrzése nem feltétlen lesz teljes, illetve lassul. A bankok által alkalmazott ügyfélkamatok ragadóssága egy jól ismert jelenség a nemzetközi pénzügyi szakirodalomban, melyet számos empirikus kutatás igazol (részletes összefoglalásért lásd például Lowe – Rohling 1992; Nabar et al. 1993). A „kamatok ragadóssága” kifejezést két, egymással összefüggésben lévő, mégis eltérő jelenségre szokás alkalmazni: egyrészt a hitelkamatok hitelkeresletre való relatív rugalmatlanságának meglétére, másrészt a hitelkamatok pénzügyi hozamokra történő nem teljes, illetve lassú alkalmazkodására (Cottarelli – Kourelis 1994). Az alábbiakban az utóbbi jelenség okaira vonatkozó elméleti, valamint modell alapon azonosított magyarázatokat tekintjük át.

A kamatok ragadósságára vonatkozó magyarázatok közül az egyik legismertebb a bank és a hitelfelvevő között fennálló információs aszimmetriára épülő elmélet (Stiglitz – Weiss 1981), melynek lényege, hogy a kamatok megemelése kontraszelektálja a potenciális hitelfelvevők körét, ami a hitelportfólió hitelkockázatosságának emelkedésén keresztül csökkenti a bank várható profitját. A kontraszelekció oka, hogy magasabb kamatot azon adósok hajlandóak nagyobb valószínűséggel megfizetni, melyek magasabb nemfizetési valószínűséggel jellemezhetők. Emellett a magasabb kamatok kockázatosabb projektek megvalósítására ösztönözhetik a hitelfelvevőket (morális kockázat). Létezik tehát egy optimális kamatszint, amely

maximalizálja a bank várható profitját. Az elmélet legfőbb következtetése, hogy a magasabb kamatok hatására olyan mértékben emelkedhet a hitelportfólió hitelkockázatossága, csődvalószínűsége, ami már csökkentheti a bank várható profitját. Ebben a szituációban a bank részéről racionális a forrásköltség emelkedésénél kisebb mértékben emelni a kamatot, és az egyensúlyi kamatnál alacsonyabb szinten megállapítani azt, ami végeredményben torzítja a kamattranszmissziót.

Mester és Saunders (1995) a forrásköltség változása által indukált átárazás költségének (menüköltség) tulajdonítja a kamatok árazásában tapasztalható rugalmatlanságot. Az elmélet szerint a bank részéről csak abban az esetben racionális döntés megváltoztatni a kamatszintet, ha az egyensúlyi kamatszint legalább annyival magasabb a jelenlegi kamatszintnél, hogy a magasabb kamat által indukált jövedelem meghaladja az átárazás adminisztratív költségeit. A szerzők empirikus kutatásukban rámutatnak továbbá a profitmaximalizáló bankok aszimmetrikus átárazási gyakorlatára is, miszerint a bankok a forrásköltség csökkenését kevésbé rugalmasan építik be a hitelek kamataiba, mint a forrásköltség emelkedését.

Fried és Howitt (1980) kockázatmegosztásra épülő elméletében a kamatok ragadósága az ügyfelek kockázatkerülő magatartásában gyökerezik. Amennyiben a hitelfelvevők kockázatkerülők, azaz az egyenletes, kiszámítható kamatokat preferálják, a bank úgy állapítja meg a hitelek kamatait, hogy azok a forrásköltségénél kevésbé legyenek változékonyak. A bank összességében magasabb kamatot állapít meg, mint egy hipotetikus kockázatsemleges ügyfél számára, ezáltal kompenzálva a bank tulajdonosait a magasabb kockázatvállalásért. Az elmélet szerint tehát a bank időben kisimítja a kamatokat, ami azt eredményezi, hogy olykor az ügyfelek az egyensúlyi kamatnál kedvezményesebben, máskor pedig annál drágábban tudnak hitelt felvenni. Az elmélet kidolgozóinak szerint a kamatok változtatásának költségei (a bank részéről menüköltség, az ügyfél részéről cipőtalpköltség) miatt a kockázatmegosztás mindkét fél szempontjából előnyös. Ehhez kapcsolódóan *Hodgman (1963)* azt találta, hogy a bankok az ügyfélkapcsolatok figyelembevétele miatt igazítják ritkábban kamataikat, mint ahányszor a forrásköltség változása alapján indokolt lenne.

A fent részletezett, elméleti jellegű megfontolásokon túl az elmúlt évtizedekben számos tanulmány vizsgálta, hogy egyes gazdasági térségek, illetve országcsoportok pénzügyi rendszereiben melyek azok a tényezők, amelyek leginkább magyarázzák a kamattranszmisszió hatékonyságában tapasztalt eltéréseket. Ezek a tanulmányok jellemzően eltérő ökonometriai megközelítést alkalmaztak, a figyelembe vett változók, valamint eredményeik tekintetében azonban számos hasonlóság fellelhető. A legtöbb vonatkozó tanulmány megállapítása szerint a transzmisszió hatékonysága leginkább a pénzügyi rendszer strukturális jellemzőivel magyarázható. A nemzetközi szakirodalom továbbá egységes abban, hogy a bankok közötti verseny magas szintje, illetve annak fokozódása erősíti a kamattranszmisszió hatékonyságát (*Gigineishvili 2011*). Mindazonáltal a verseny bankrendszeren belüli hatása aszimmetrikus módon

működhet a hozamkörnyezet irányának változásától függően: az újonnan folyósított hitelek tekintetében (eszközoldalon) csökkenő hozamkörnyezetben gyorsabb, míg emelkedő hozamkörnyezetben lassabb alkalmazkodást indukál.

A kamatok átárazódását meghatározó tényezők modell alapon történő azonosításával először *Cottarelli és Kourelis (1994)* foglalkoztak. A szerzők 31 fejlett és feltörekvő gazdaság adatait vizsgálva azt találták, hogy a pénzügyi piacok fejlettségének mértéke, a szabad tőkeáramlás korlátozottságának foka, a bankrendszeren belüli, illetve a bankok és más pénzügyi közvetítők közötti verseny intenzitása, valamint a pénzpiaci hozamok volatilitásának szintje magyarázza leginkább a kamattranszmisszió hatékonyságát. Rámutatnak továbbá, hogy a hitelkamatok ragadóssága, valamint a felsorolt jellemzők a következő tényezők mentén állnak összefüggésben, melyek egyaránt jelentősen függenek az adott ország pénzügyi rendszerének struktúrájától:

1) *A kamatok átárazásának költségei és a hitelek iránti kereslet árrugalmassága.*

A bank a hitelkamatot abban az esetben változtatja, ha az átárazás költsége alacsonyabb, mint az egyensúlyi kamatszinttől való eltérésből adódó bevételkiesés. Az átárazás költségének kamattranszmisszióban játszott szerepe továbbá függ a hitelek iránti kereslet árrugalmasságától.

2) *A kamatok átárazásának költségei és a forrásköltség jövőbeni változásával kapcsolatos bizonytalanság.* Amennyiben a bank átmenetinek ítéli meg a pénzpiaci hozamok megváltozását, a menüköltségek miatt nem feltétlen árazza át termékeit, ami korlátozza a kamattranszmissziót.

3) *Nem profitmaximalizáló bankrendszer.* A kamatok átárazódásával kapcsolatos megfontolások azon a feltételezésen alapulnak, hogy a bankok profitmaximalizálók. Amennyiben a bankrendszer nem profitmaximalizáló – például, mert érdemi része állami tulajdonban van – a hitelkamatok felfelé ragadóssá válhatnak, azaz a pénzpiaci hozamok emelkedése nem feltétlenül, vagy csak lassan jelenik meg a hitelek árazásában.

4) *Oligopolisztikus bankrendszer.* Oligopolisztikus bankrendszerekben a versenytársak árazásával kapcsolatos bizonytalanság befolyásolhatja a bankok viselkedését, és így a kamatok átárazásának sebességét és mértékét.

Cottarelli és Kourelis (1994) tanulmánya óta számos elemzés született a témában. *Sorensen és Werner (2006)* például az eurozóna bankrendszereit vizsgálva azt találta, hogy a piac koncentrálttsága, a bankok többletlikviditása és többlettőkéje, a stabil betétszerkezet, valamint a kamatkockázat (eszköz- és forrásoldal lejárat eltérései) negatívan, míg a banki portfólió diverzifikáltsága (nem kamatjellegű bevételek magas aránya), valamint a hitelportfólió hitelkockázatossága pozitívan befolyásolja az átárazódás sebességét. *Mojon (2000)* szintén az eurozóna bankrendszereit vizsgálta,

és azt találta, hogy a pénzpiaci hozam volatilitása, valamint a magas működési költségek (személyi jellegű ráfordítások) negatív, míg a bankok közötti, valamint az alternatív finanszírozást nyújtó szereplők által generált versenyt pozitív hatást gyakorol a kamattanszmisszióra. *Sander és Kleimeier (2004)* a kelet-közép-európai országok bankrendszerének kamattanszmisszióját tanulmányozva rámutatott továbbá, hogy azokban a bankrendszerekben, ahol alacsony a nem teljesítő hitelek aránya, illetve jelentős a külföldi bankok jelenléte, hatékonyabb a kamattátgyűrés. *Gigineishvili (2011)* 70 gazdaság mintáján elemezte a kamattátározódás heterogenitásának okait, azonban a pénzügyi rendszer sajátosságain túl egyéb makrogazdasági változókat is figyelembe vett. Kutatási eredményei alapján a makrogazdasági változók közül a magas egy főre jutó GDP és az infláció pozitív, míg a pénzpiaci kamatok volatilitása negatív hatást gyakorol az átározódásra.

A kamatok átározódását meghatározó tényezők feltárása mellett a fent hivatkozott szakirodalom jelentős része foglalkozik az átározódás mértékének és sebességének számszerűsítésével is. *Cottarelli és Kourelis (1994)* azt találta, hogy a kamatok hosszú távú alkalmazkodásának paramétere a vizsgált minta átlagában 0,75–1,25 közötti értékeket vesz fel, azaz a pénzpiaci hozamokban történő változás hosszú távon jellemzően teljes mértékben megjelenik a hitelkamatokban. A begyűrés sebességét illetően azt állapították meg, hogy a piaci hozam változását követő három és hat hónap elteltével annak átlagosan mindössze kétharmada-háromnegyede épült be a hitelkamatokba, a vizsgált országok között azonban jelentős heterogenitást tapasztaltak. Több kutatásban kimutatták továbbá, hogy a kamatok eltérően reagálnak a hozam csökkenésére és emelkedésére, mégpedig a hitelkamatok lefelé, míg a betéti kamatok felfelé ragadósabbak: *Mojon (2000)* az európai országokra, *Mester és Saunders (1995)* pedig az Egyesült Államokra vonatkozóan tapasztalt ilyesféle aszimmetriát.

Az elemzésünk szempontjából még inkább releváns hazai szakirodalomban is készültek tanulmányok a témában, *Világi – Vincze (1996)*, *Árvai (1998)*, *Horváth et al. (2005)*, valamint *Varga (2021)* egyaránt a magyar bankrendszerben tapasztalható kamattátgyűrés ökonometriai modellezésére tett kísérletet. *Világi és Vincze (1996)* az 1991–1995 közötti időszakra vonatkozóan ADL (autoregressive distributed lag) modellek alapján azt találta, hogy a banki kamatok alkalmazkodása a betéti és a hiteloldalon is lassú, a hitelek esetén pedig az igazodás még hosszú távon sem teljes. *Árvai (1998)* vektor-hibakorrekciós modell alapján készítette elemzését, mely alapján rámutatott, hogy a piaci kamatok és a hitelkamatok közötti transzmisszió viszonylag hatékonyává vált az 1995–1998-as időszakra vonatkozóan, ugyanakkor az idősor rövidege miatt az eredményeket fenntartással kell kezelni. *Horváth és szerzőtársai (2005)* szintén hibakorrekciós modellt alkalmaznak, lineáris modelljük alapján a rövid lejáratú vállalati hitelek piacán az alkalmazkodás hosszú távon teljes és gyorsnak tekinthető, míg a többi részpiac részleges és/vagy lassú átározással

jellemezhető. Varga (2021) a kamatátgyűrűzés tulajdonságait egy, a szerző által előállított súlyozott átlagos forrásköltség alapján vizsgálta, mely alapján a lakáshitel kamatokkal való hosszú távú egyensúlyi kapcsolat meglétét azonosította.

3. A kamatlábak változásának értékelése leíró statisztikák alapján

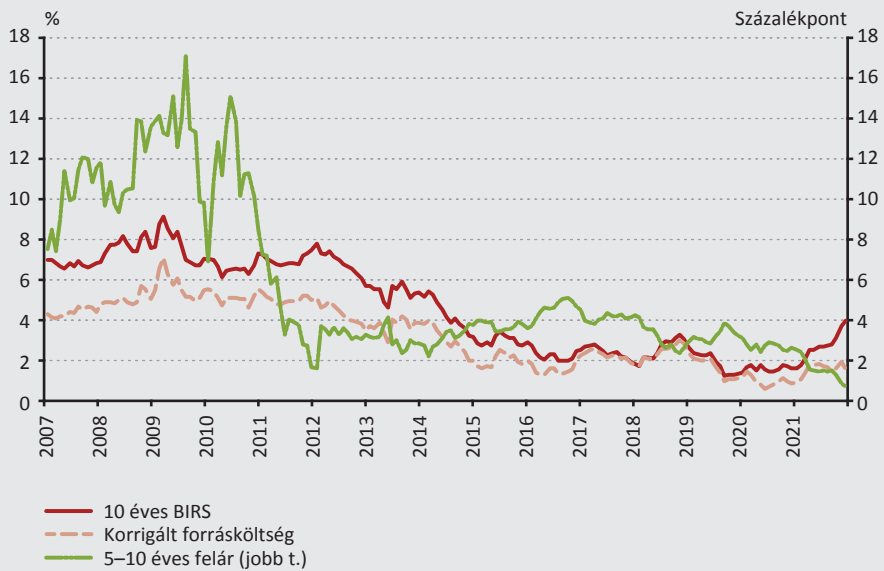
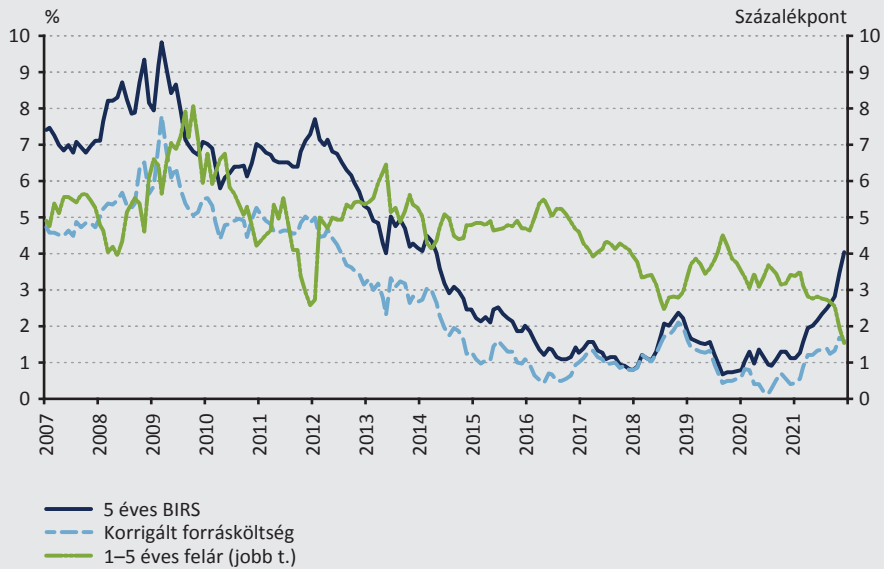
A leíró jellegű elemzésünkhöz egyrészt havi rendszerességű kamatstatisztikákat, valamint a bankok honlapjain elérhető hirdetésmények kamatkondíciós adatait használtuk fel. Az aggregált adatokon végzett elemzésünkhöz a 2007. január és 2021. december közötti időszakot vettük figyelembe, a kamatkondíciók esetében pedig a 2018. január és 2021. decemberi időszakot. Elemzésünkben az egy éven túli, de maximum ötéves (a továbbiakban: 1–5 éves), valamint az öt éven túli, de legfeljebb tízéves (a továbbiakban: 5–10 éves) kezdeti kamatperiódusú lakáshiteleket vizsgáljuk, mert az elmúlt években ezek a terméktípusok adták az újonnan folyósított lakáshitelek egyre meghatározóbb hányadát, miközben a legfeljebb egy éves kezdeti kamatperiódusú, változó kamatozású hitelek a jelenlegi banki gyakorlatban a folyósítások mindössze fél százalékát teszik ki.

3.1. Aggregált kamatstatisztikák

Ahogy tanulmányunk *első szakaszában* röviden kifejtettük, a magyar bankrendszer újonnan folyósított átlagos jelzáloghitelek kamatait vizsgálva egyértelműen látszik, hogy a hitelkamatok és a bankközi kamatok közötti kamatrés (felár) változik a bankközi kamatok változásakor (2. ábra). Ez egyben azt is jelenti, hogy a bankközi kamatok változása és a kamatfelár változása között ellentétes irányú, negatív kapcsolat áll fenn. Mindez arra utal, hogy a bankok ügyfélkamatainak igazodása a piaci hozamhoz rövid távon nem tökéletes. Ez a jelenség több kamatemelkedéssel és kamatcsökkenéssel jellemezhető időszakon is szemléletesen megmutatkozik. Egy hosszabb perióduson keresztül azonosítható kamatmérséklődés például legutoljára 2018. október és 2019. augusztus között volt azonosítható a bankközi piacon, ekkor az öt és a tíz éves futamidejű BIRS-hozamok rendre 171 és 205 bázisponttal mérséklődtek, amivel párhuzamosan a megegyező kamatperiódusú hitelek felárai 173 és 150 bázisponttal emelkedtek. A 2021-ben indult kamatemelkedési ciklus szintén jól példázza a referenciahozamok és a felárok közötti negatív kapcsolat meglétét: 2021. január és 2021. december között az öt és tíz éves BIRS-hozamok 334 és 255 bázisponttal emelkedtek, míg a megegyező kamatperiódusú hitelek felárai 194 és 199 bázisponttal mérséklődtek.

2. ábra

Az 5 és 10 éves BIRS és a korrigált forrásköltségek, valamint az 1–5 és az 5–10 éves kezdeti kamatperiódusú lakáshitelek átlagos THM-felárának alakulása



Megjegyzés: A felárak az 5 és a 10 éves BIRS-hez viszonyított értékek.

Forrás: MNB

A bankközi kamat és a kamatfelár között lévő negatív kapcsolattal nem csak a magyar bankrendszer jellemezhető, a nemzetközi adatok is hasonló képet mutatnak. Az 1. táblázat 18 európai ország jelzáloghitel kamatfelárának és a kamatfixálási periódusnak megfelelő lejáratú bankközi kamatának (IRS) változásai közötti korrelációs együtthatóit tartalmazza, melyek közül valamennyi negatív értéket vesz fel. Fontos ugyanakkor belátni, hogy a differenciált idősorok azonos idejű korrelációjának vizsgálata alapján nem kapunk pontos képet a hitelkamatok ragadóságának mértékéről, hiszen egyrészt nem kontrollálunk olyan tényezőkre, melyek időbeni változása befolyásolhatja az átárazódás sebességét – mint például a verseny intenzitásának változása –, másrészt nem vesszük figyelembe az átárazás esetleges időigényét. Utóbbi kapcsán racionális ugyanis azt feltételezni, hogy a bankok az adott hónapon belül nem árazzák át hiteleiket, így az, hogy a piaci hozamokban történő változások nem azonnal épülnek be a lakáshitelek árazásába, adottságnak tekinthető. Ezzel összefüggésben, amennyiben a felárat az adott havi kamat és az 1, 2, illetve 3 hónappal korábbi referenciahozam alapján számítjuk, valamennyi ország esetében gyengébb negatív, vagy több esetben akár pozitív kapcsolat tapasztalható az idősorok változásai között.

1. táblázat

A jelzáloghitelek kamatfelárának és a kamatfixálási periódusnak megfelelő lejáratú bankközi kamatok változása közötti korrelációs együttható nemzetközi összehasonlításban

Ország	Korrelációs együttható (egyidejű felár)	Korrelációs együttható (1 havi késleltetett felár)	Korrelációs együttható (2 havi késleltetett felár)	Korrelációs együttható (3 havi késleltetett felár)	Időszak
Horvátország	-0,99	-0,26	-0,02	-0,12	2006.okt. – 2021.nov.
Dánia	-0,95	-0,26	0,03	-0,03	2000.jan. – 2021.nov.
Franciaország	-0,91	-0,26	0,06	0,00	2013.febr. – 2021.nov.
Belgium	-0,90	-0,25	0,08	0,02	2000.jan. – 2021.nov.
Csehország	-0,87	-0,23	0,20	0,13	2000.jan. – 2021.nov.
Hollandia	-0,85	-0,16	0,13	0,10	2003. jan. – 2021.nov.
Írország	-0,82	-0,18	0,15	0,11	2007.okt. – 2021.nov.
Németország	-0,80	0,00	0,27	0,23	2009.ápr. – 2021.nov.
Olaszország	-0,80	-0,12	0,07	0,16	2009.jan. – 2021.nov.
Szlovénia	-0,63	-0,23	-0,05	0,05	2002.márc. – 2021.nov.
Litvánia	-0,56	-0,21	-0,20	-0,23	2011.dec. – 2021.nov.
Ausztria	-0,56	-0,09	0,08	0,06	2017.júl. – 2021.nov.
Luxemburg	-0,55	-0,04	0,17	0,19	2000.jan. – 2021.nov.
Spanyolország	-0,46	-0,12	-0,01	0,01	2000.jan. – 2021.nov.
Portugália	-0,42	-0,15	-0,14	-0,21	2000.jan. – 2021.nov.
Szlovákia	-0,40	-0,10	0,08	0,09	2003.jan. – 2021.nov.
Lettország	-0,27	-0,10	-0,03	-0,03	2018.dec. – 2021.nov.
Finnország	-0,24	0,19	0,35	0,33	2001.jan. – 2021.nov.

Megjegyzés: A késleltetett felárak az adott havi kamatok és az 1, 2, illetve 3 hónappal korábbi referenciáhozamok különbségei.

Forrás: EKB

A magyar bankrendszerre vonatkozó aggregált kamatstatisztikák kapcsán fontos kiemelni, hogy azok a bankok által az adott hónapban szerződött jelzáloghitelek átlagos kamatait tartalmazzák. Az átárazódás vizsgálata kapcsán ez esetleges torzítást okozhat, hiszen a jelenlegi magyar banki gyakorlatban a hitelkérelem befogadása és a tényleges szerződéskötés között akár jelentős idő is eltelhet.

A 2018 óta az új lakáshitel-folyósítások több mint 60 százalékát kitevő Minősített Fogyasztóbarát Lakáshitelek (MFL) esetében a torzítás abból adódik, hogy az igénylő által megadott adatok alapján a hitelező bank legalább 90 napig visszavonhatatlan ajánlatot ad arra, hogy az ebben meghatározott, befogadáskori hitelfeltételekkel, vagy az adós szempontjából azoknál kedvezőbb feltételekkel köt szerződést az adóssal.⁷ A szerződött hitelek alapján előálló aggregált adatok tehát nem feltétlenül az adott hónapban aktuális, hanem a befogadáskori hitelfeltételek alapján adódnak, a két időpont között pedig akár jelentős idő is eltelhet. Az MFL-hitelekre vonatkozó adatszolgáltatás alapján átlagosan megközelítőleg két hónap telik el a hitelkérelem befogadása és a szerződéskötés között, így az aggregált adatok alapján tapasztalt kamattranzmisszió valóban megkülönböztetendő az egyes bankok tényleges – a hirdetésekben szereplő kínálati kondíciókban érvényesített, fogyasztók által érzékelt – alkalmazkodási idejétől.

A piaci alapú, nem MFL-hitelek esetében nem áll rendelkezésünkre adat a hitelkérelem befogadásának időpontjára vonatkozóan, azonban mivel a banki ügyintézési folyamat következő lépése, a hitelbíráló és a szerződéskötés időpontja között (megközelítőleg egy hónap) nem tapasztalható érdemi különbség a két terméktípus esetében, feltételezhető, hogy a teljes ügyintézési folyamat időigénye hasonló. Mindazonáltal az átárazódás kapcsán különbséget jelenthet, hogy a piaci alapú hitelek esetén az intézményekre nem vonatkozik a befogadáskori visszavonhatatlan ajánlattétellel kapcsolatos szabályozás, az igénylő a hitelajánlatot mindössze a hitelbíráló után kapja meg, ezért az ajánlatban szereplő kamat esetlegesen eltérhet a befogadás időpontjában a bank által alkalmazott szerződéses feltételektől.

Megemlítendő továbbá, hogy MFL-termékek esetében lehetséges, hogy a referenciakamat változása a kondíciókban is csak jelentős késéssel tud megjelenni, amennyiben az adott bank aktuálisan az MFL-szabályozás által lehetővé tett maximális, vagy azt közelítő kamatokot nyújtja. Ezen szabályozás szerint ugyanis az induló kamat kezdeti mértéke nem lehet magasabb, mint a befogadást megelőző hónap utolsó munkanapja előtti tizenötödik napon érvényes referenciakamat⁸ 3,5 százalékponttal növelt értéke. Hasonló szabályozás vonatkozik a szintén népszerű – az aggregált

⁷ Az MFL-hiteleket érintő részletes szabályozásért lásd a Minősített Fogyasztóbarát Lakáshitel pályázati kiírását (<https://www.minositethitel.hu/letoltes/minositett-fogyasztobarat-lakashitel-palyazati-kiiras-20190723.pdf>).

⁸ A kamatperiódus hosszának megfelelő névleges futamidejű magyar államkötvényre vonatkozó ÁKK-referenciahozam vagy a szintén azonos futamidejű BIRS.

kamatstatisztikákban ugyancsak megjelenő – Családi Otthonteremtési Kedvezmény kamattámogatott hitelekre (CSOK hitel) is, melyek esetén az induló kamat mértéke nem haladhatja meg az Államadósság Kezelő Központ által havi rendszerességgel közzétett, a közzétételt megelőző három hónapban tartott 5 éves névleges futamidejű államkötvény aukcióin kialakult átlaghozamok adott aukciókon elfogadott mennyiségekkel súlyozott számtani átlaga 130 százaléknak 3 százalékponttal növelt mértékét.⁹

3.2. Kamatkondíciók

A bankközi kamathoz való tényleges alkalmazkodást a banki hirdeteményekben szereplő kamatkondíciók változásai alapján tudjuk leghatékonyabban megragadni, ezért annak érdekében, hogy a banki reakcióidőkről átfogó, az egyedi bankok esetleges heterogén átárazását is megragadó képet kapjunk, megvizsgáltuk a kamatkondíciók változtatásának gyakorlatát is. Elemzésünkben a bankok kedvezmények nélkül kínált kamatait vizsgáltuk. Ennek kapcsán fontos megjegyezni, hogy a bankok a forrásköltség változását a kedvezmények mértékének változtatásában is érvényesíthetik, azaz bár a hirdeteményben a kamatok változása azonnal nem jelenik meg, az ügyfelek azt már korábban érzékelhetik a kedvezmények változásán keresztül. Gyűjtésünk alapján azonban a kedvezmények csak ritkán és kismértékben változtak a vizsgált időszakban, az egyes hitelösszegkategóriákban több esetben különböző mértékben vagy akár irányban. A kedvezmények változásának figyelembevétele így nem hordoz érdemi többletinformációt, ezért úgy döntöttünk, hogy ezek időbeli változását nem vesszük figyelembe.

A kamatkondíciók változásának vonatkozásában fontos megkülönböztetni a változó, illetve a fix kamatozású hiteleket. A változó kamatozású hitelek kamatkondícióit a bankok az előző hónap végi – leggyakrabban 3 vagy 6 havi – BUBOR, valamint egy meghatározott felár összegeként határozzák meg. Elmondható tehát ez esetben, hogy a referenciakamat adott havi változása automatikusan, egységesen és teljes mértékben megjelenik a következő havi kamatkondíciókban, a transzmisszió homogén, a bankok által alkalmazott kamatok közt csupán a kamatfelárak megváltoztatása okozhat eltérést. Ezzel szemben a fix kamatozású hitelek esetében a referenciakamat nem feltétlen épül be automatikusan a kondíciókba, így előfordulhat, hogy a bankok a kamatokat akár több hónap késéssel árazzák át.

Fontos belátni, hogy ha egy bank nem építi be kamatlábaiba egyből a következő hónapban a referenciakamat változását, az nem jelenti azt, hogy tartósan ezen változással egyező mértékben, de ellentétes előjellel változtat a felárain, csupán valamilyen okból – például piacszerzési motivációból – érdeke késleltetni az átárazást. Másik oldalról, ha a bankok hosszú idő elteltével sem módosítják kamataikat

⁹ 17/2016. (II. 10.) Korm. rendelet a használt lakás vásárlásához, bővítéséhez igényelhető családi otthonteremtési kedvezményről. <https://net.jogtar.hu/jogszabaly?docid=A1600017.KOR>

a referenciakamat megváltoztatásával közel azonos mértékben, az már nem feltétlen az átárazás ideiglenes késleltetését, hanem a felárak tartós változtatását is jelentheti. A kamattranszmisszió sebességével kapcsolatban így fix kamatozás esetén nem hagyatkozhatunk csupán a kondíciók vizsgálatára – ez indokolja ökonometriai elemzésünket –, ám a lakosság szempontjából mégis ezen kondíciók a relevánsak.

A kamatkondíciók változtatásának gyakorlatát a Magyarországon működő hét legnagyobb hitelintézet MFL-hitelkondícióinak¹⁰ havi változásai, valamint a megegyező kamatperiódusú bankközi kamatok hó végi értékeinek változásai alapján vizsgáltuk, 2018. januártól kezdődően. Három olyan hosszabb átárazási időszakot azonosítottunk, melyek kezdetén a bankközi kamatok több hónapig tartósan emelkedtek vagy csökkentek. Ezek az időszakok a következők:

- 1. időszak: a 2018. májustól 2018. októberig tartó BIRS-emelkedés időszaka;
- 2. időszak: a 2018. novemberből 2019. augusztusig tartó BIRS-csökkenés időszaka;
- 3. időszak: a 2021. január óta tartó BIRS-emelkedés időszakának 2021. december végéig tartó része.

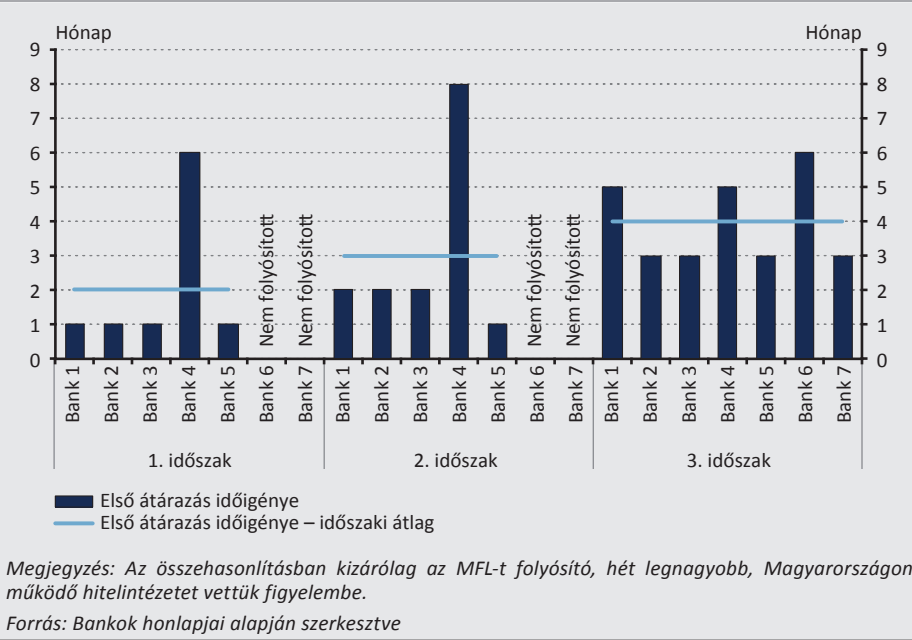
Megvizsgáltuk ezen időszakokra vonatkozóan, hogy az egyes hónapokban milyen mértékű volt a vizsgált bankok kamatkondícióiban bekövetkezett kumulált változás a megelőző hónap végéig bekövetkezett kumulált BIRS-változás arányában. A hónapokon belüli átárazás nagyon ritka, ezért – továbbá az egyes átárazási időszakok összeérése miatt – a banki kamatok átárazásának kumulálását egy hónappal későbből indítottuk, mint a BIRS-ek változását.

Tapasztalataink alapján az egyes bankok átárazási gyakorlata nem egységes. A bankok többsége a BIRS tartós és érdemi mértékű emelkedésének/csökkenésének első hónapját követően jellemzően már egy-három hónap késéssel változtatott kondícióin, de volt olyan intézmény, amely esetében öt-nyolc hónapos kezdeti kivárás is előfordult (3. ábra). A különböző átárazási időszakokban szintén más-más banki reakcióidő a legjellemzőbb: a többnyire leglassabban átárazó bank kivételével az első azonosított időszakban még egy hónap elteltével változtattak először kondícióikon a bankok, a második ilyen időszakban azonban már a két hónapos késés volt a legjellemzőbb, a 2021. januárban kezdődő hozamemelkedés időszakában pedig már elsősorban három hónapos, valamint ennél hosszabb kezdeti kivárásokat tapasztaltunk, ami a bankok közötti verseny fokozódására, illetve piacszerzési motivációkra utalhat.

¹⁰ Vizsgáltuk az MFL-minősítéssel nem rendelkező piaci árazású lakáshitelek kondícióit is. A legtöbb nagybank esetében ezen kondíciók minden hónapban megegyeztek az MFL-kondíciókkal a vizsgált időszakban, egyes nagybankok azonban a nem MFL minősítésű termékeket szigorúbb kamatkondíciók mellett nyújtották, és ennek mértékét sokkal ritkábban változtatták. Ebből kifolyólag tanulmányunkban a vizsgált bankok átárazását jobban megragadó MFL-kondíciókat elemezzük.

3. ábra

Az 5 éves kezdeti kamatfixálású MFL-t folyósító bankok 5 éves BIRS-változását követő első átárazásának időigénye



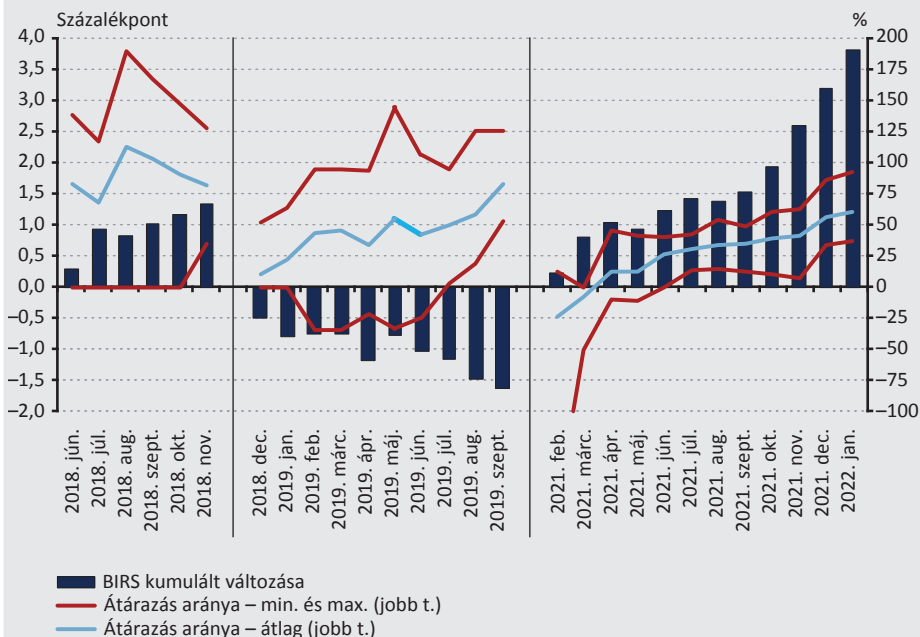
Összehasonlító vizsgálatunk további fontos tapasztalata, hogy a bankok kezdeti kamatváltoztatásainak mértéke legtöbbször – és gyakran jelentősen – elmaradt a BIRS-nek az adott átárazási időszakban a megelőző hónap végéig tapasztalt kumulált változásától, így általában további egy vagy két azonos irányú változtatás követte őket. Ez utóbbi alól kivételt képez a bankközi kamatok kamatemelési ciklus hatására történő gyors ütemű emelkedésének időszaka, 2021. szeptembertől kezdődően a bankok többnyire minden hónapban változtattak a lakáshitelek kondícióin.

Amennyiben a kondíciók és a BIRS kumulált változásainak nem csak a kezdeti, hanem minden hónapra vonatkozó – a bankok egyszerű átlagában vett – arányát vizsgáljuk (4. ábra), az egyes átárazási időszakokban különböző sebességű transzmissziót tapasztalunk. Az első azonosított átárazási időszakban a bankok átlagában három-négy hónap alatt megtörtént a teljes transzmisszió, az időszak végéig pedig – a referenciahozam további emelkedését követően – összességében 82 százalékos transzmisszió volt tapasztalható. A második, csökkenő referenciahozammal jellemezhető átárazási időszakban három-négy hónap múltán mindössze 50 százalékot ért el, de az időszak végére itt is 83 százalékot tett ki a transzmisszió átlagos mértéke, tehát a bankok ebben az időszakban tartósan emeltek felárait. A 2021. januárban indult emelkedő hozamkörnyezetben a felárak tartós csökkenését figyelhettük meg, hiszen egyrészt 2021. szeptemberig egyetlen bank szigorítása sem érte el még az év

első két hónapjának BIRS-emelkedését (80 bázispont) sem, az év eleje óta tapasztalt BIRS-emelkedésnek pedig átlagosan csupán 36 százalékát tették ki a bankok kamat-emelése. A transzmisszió ezt követően erősödött, de az átárazás mértéke 2022. januárig is mindössze 60 százalékgig emelkedett átlagosan.

4. ábra

Az 5 éves BIRS változásának kumulált értékei, valamint egyes bankok 5 éves kezdeti kamatfixálású MFL-kamatkondícióinak kumulált változása a BIRS megelőző hónap végéig számított kumulált változásának arányában



Megjegyzés: Az összehasonlításban kizárólag az MFL-t folyósító, Magyarországon működő hét legnagyobb hitelintézetet vettük figyelembe.

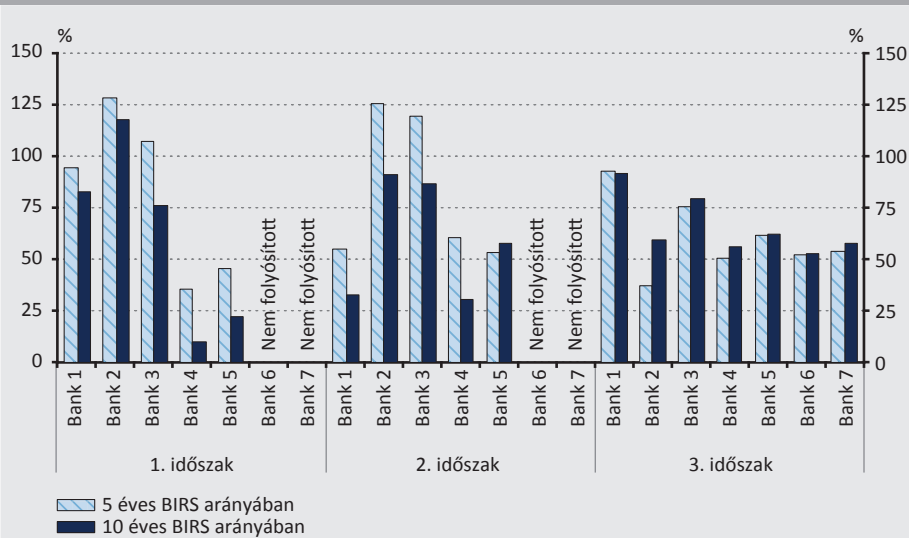
Forrás: Bankok honlapjai alapján szerkesztve

Az öt évre kamatfixált termékek esetében kapott eredményeket összevetettük a tízéves kezdeti kamatfixálású MFL-kondíciók és a tízéves BIRS havi változásainak kapcsolatával is. Azt tapasztaltuk, hogy az 5, illetve az 10 éves kezdeti kamatfixálású termékek kondícióit a bankok jellemzően azonos időszakokban változtatják, az időzítésben csak ritkán van eltérés, továbbá az átárazási időszakok is megegyeztek. Ezzel szemben az első és a második azonosított átárazási időszakban a tíz éves BIRS – adott időszak kezdetétől vett – kumulált változásának a vizsgált nagybankok kondícióinak átlagában való megjelenésének aránya rendre átlagosan 20 és 23 százalékponttal elmaradt az öt éves kamatfixálás esetében tapasztalt transzmisszió mértékétől (5. ábra). Ugyanez az érdemi eltérés a 2021. januárban indult átárazási

időszakban azonban már nem volt megfigyelhető, ami annak eredményeképpen is adódik, hogy miközben az 5 éves BIRS nagyobb mértékben emelkedett, van olyan bank, amelyik az 5 és az 10 éves kamatfixálású kondíciókat leggyakrabban meg-
egyező mértékben változtatja, ami értelemszerűen a tízéves kondíciók esetében magasabb transzmisszióarányban nyilvánult meg.

5. ábra

A fix kamatozású MFL-termékek kamatkondícióiban tapasztalt változások az 5 és 10 éves BIRS kumulált változásának arányában az azonosított időszakok végén



Megjegyzés: Az összehasonlításban kizárólag az MFL-t folyósító Magyarországon működő hét legnagyobb hitelintézetet vettük figyelembe.

Forrás: Bankok honlapjai alapján szerkesztve

4. A kamatlábak átárazódásának vizsgálata idősoros ökonometriai eszközökkel

4.1. Alkalmazott módszertan

Az egyszerű, konstans és exogén magyarázóváltozók nélküli vektor autoregresszív (VAR) modellben minden változót a saját, illetve a többi változó késleltetett értékeivel magyarázunk. *Lütkepohl (2005)* alapján egy K -dimenziós, stacionárius $VAR(p)$ folyamatot a következőképpen írhatunk fel:

$$\mathbf{y}_t = A_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + A_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad (3)$$

ahol a $K \times 1$ méretű \mathbf{y}_t vektor jelöli a modellezni kívánt idősorokat, az A_j -k ($j = 1, \dots, p$) $K \times K$ méretű koefficiens mátrixok, az \mathbf{u}_t hibateg pedig 0 várható értékű, Σu variancia-kovariancia mátrixú, K dimenziós fehér zaj.

Amennyiben az y_t megfigyelések rendelkezésünkre állnak, az együttthatókat és a hibtagokat a legkisebb négyzetek módszere (OLS) segítségével becsülhetjük. Abban az esetben, ha a megfigyelt idősorok között szignifikáns hosszú távú egyensúlyi kapcsolat, vagyis kointegráció áll fenn, úgy a VAR-modell helyett vektor-hibakorrekciós modellt (VECM) érdemes alkalmazni.

A változók késleltetési struktúrájának kölcsönhatásai miatt a VAR-modell becsült koefficiensértékei önmagukban nem feltétlen bírnak magas információtartalommal, az okozati összefüggések értelmezéséhez impulzusválasz-függvények felírása szükséges. Az impulzusválasz-függvények az adott modellváltozót ért egység nagyságú sokk hatását mutatják – a többi változó állandósága mellett – az összes modellváltozóra. Meghatározásuk *Pfaff (2008)* alapján a VAR(p) folyamat Wold mozgóátlag felbontásának segítségével történik:

$$y_t = \Phi_0 u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots, \quad (4)$$

ahol $\Phi_0 = I_K$ és Φ_s rekurzív módon számítható

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j \quad (5)$$

egyenletből, ahol $s = 1, 2, \dots$, és $A_j = 0$ minden $j > p$ -re.

A Σu mátrix nem feltétlen diagonális, ezért az egyes egyenletekhez tartozó hibtagok között azonnali korreláció állhat fenn. Amennyiben ezen korrelációértékek lényegesen eltérnek a nullától, úgy szükséges strukturális VAR-modell keretében egymástól független (korrelátlan) strukturális sokkok identifikálása ahhoz, hogy közgazdaságilag helyesen interpretálható impulzusválasz-függvényeket kapjunk.

4.2. A kointegrációs kapcsolat vizsgálata

A releváns szakirodalomban a kamattranszmissziót elsősorban vektor-hibakorrekciós modellel (VECM) szokták vizsgálni, a módszer ugyanakkor csak abban az esetben alkalmazható, ha a becslésbe bevont idősorok között kointegrációs kapcsolat áll fenn. A kointegrációs paraméterek tesztelésének leginkább elterjedt módszere a Johansen-teszt. A modellépítés során a tesztet mind az 1–5, mind az 5–10 éves kezdeti kamatfixálású és a megegyező lejáratú bankközi kamatok, valamint a korrigált forrásköltségek közötti kapcsolat vizsgálatára elvégeztük. A becslésbe bevont aggregált kamatstatisztikák, valamint a BIRS-kamatok együttesen 2007. január óta érhetőek el havi frekvenciájú adatokon, míg a becslés készítésének időpontjában a legfrissebb megfigyelés 2021. novemberi, így a modellünk a rendelkezésre álló idősorok egészét felhasználva változónként 179 darab megfigyelésre épül.

A rendelkezésre álló időszak valamennyi megfigyelése figyelembevételével elvégzett Johansen-tesztek alapján az 1–5, valamint az 5–10 éves kezdeti kamatfixálású kamatok esetében sem mutatható ki a kointegrációs kapcsolat az idősorok között (a teszteredményeket a *Melléklet 3.a), 3.b), 3.c) és 3.d) táblázatok* tartalmazzák). A Johansen tesztek az optimális késleltetésszámra vonatkozó információs kritériumok figyelembevételével mellett a BIRS és a korrigált forrásköltség idősorok négy periódusnyi késleltetésével is elvégeztük azzal az indoklással, hogy a tanulmányunk következő szakaszában bemutatott VAR-modell alapján a BIRS és a korrigált forrásköltség negyedik késleltetett értéke bír a legerősebb magyarázó erővel a THM alakulására vonatkozóan. A kointegrációs kapcsolat meglétét ez utóbbi módszer alapján végzett Johansen-tesztek sem igazolják.

A kointegrációs tesztet továbbá elvégeztük minden legalább 60 hónapnyi részidőszakra azzal a céllal, hogy alaposabban megbizonyosodjunk a kointegrációs kapcsolat hiányáról. A részperiódusokra futtatott tesztek az 1–5, valamint az 5–10 éves kezdeti kamatfixálású kamatok esetében egyaránt összesen 7 381 darab időszakra végeztük el. Előbbi esetében az információs kritériumok figyelembevételével specifikált késleltetésszám alapján az esetek 23,8–24,4 százalékában, míg a VAR-modell becslésének tapasztalatai alapján alkalmazott négy késleltetés esetében az esetek 19,3–35,0 százalékában találtunk 5 százalékos szignifikanciaszinten kointegrációs kapcsolatot az idősorok között (*2. táblázat*). Az 5–10 éves kezdeti kamatfixálású kamatok esetében az esetek rendre 28,2–29,0, valamint 13,9–15,7 százalékában áll fenn kointegrációs kapcsolat az idősorok között. A kointegráció azonosíthatóságának ezen előfordulási arányát nem ítéltük elegendőnek ahhoz, hogy VECM-modellt alkalmazzunk.¹¹

¹¹ Egyes időtávokon nagy arányban találtunk kointegrációt, így egy további kutatás témája lehet esetleges strukturális törések (például nulla közeli kamatkörnyezet) és az aszimmetrikus átárazási magatartás azonosítása. Az általunk vizsgált időszakot szinte teljes egészében a bankközi kamatok csökkenése jellemezte, ezért úgy ítéltük, hogy a csökkenő és emelkedő hozamkörnyezetben tapasztalt átárazás megkülönböztetéséhez (például threshold VECM, vagy nem lineáris ARDL-modell keretében) nem rendelkezünk mindkét kategóriában elegendő megfigyeléssel.

2. táblázat

Az 5 százalékos szignifikanciaszinten kointegrációt mutató részidőszakok aránya az idősor induló éve szerint

1–5 éves kamatperiódus					
Idősor induló éve	Összes becült periódus (darab)	5 éves BIRS	Korrigált forrásköltség	5 éves BIRS 4 havi késleltetés	Korrigált forrásköltség 4 havi késleltetés
2007	1 386	22,2	3,4	93,0	42,2
2008	1 242	25,7	3,2	37,8	7,1
2009	1 098	0	0	0	0
2010	954	0	0	0	0
2011	810	45,7	73,6	39,0	43,5
2012	666	45,5	45,5	49,4	53,2
2013	522	17,8	41,2	2,3	7,1
2014	378	58,5	90,5	11,9	0,8
2015	234	46,2	59,4	23,9	0
2016	90	91,1	78,9	74,4	6,7
2017	1	0	100	0	0
Összesen	7 381	24,4	23,8	35,0	19,3
5–10 éves kamatperiódus					
Idősor induló éve	Összes becült periódus (darab)	10 éves BIRS	Korrigált forrásköltség	10 éves BIRS 4 havi késleltetés	Korrigált forrásköltség 4 havi késleltetés
2007	1 386	0	0	0	0
2008	1 242	31,6	27,9	8,1	14,1
2009	1 098	54,3	43,4	24,6	32,9
2010	954	54,8	44,3	54,9	44,3
2011	810	17,9	22,3	13,0	17,2
2012	666	12,2	26,4	0	0,8
2013	522	47,7	76,4	5,6	6,3
2014	378	25,9	29,1	0	0
2015	234	0	0	0	0
2016	90	0	27,8	0	26,7
2017	1	0	100	0	0
Összesen	7 381	28,2	29,0	13,9	15,7

Megjegyzés: A legalább 60 hónapnyi részidőszakra végzett kointegrációs tesztek alapján számítva.

4.3. Empirikus eredmények

Empirikus elemzésünkben az újonnan folyósított jelzáloghitel-kamatok és a (1) bankközi kamatok, valamint a tanulmányunk *első szakaszában* bemutatott módszer alapján számított (2) korrigált forrásköltség közötti kapcsolat azonosítását kíséreltük meg a *4.1 szakaszban* bemutatott VAR-modell segítségével.¹² A modellt az 1–5, illetve az 5–10 éves kezdeti kamatfixálású és a megegyező lejáratú bankközi kamatokra egyaránt megbecsültük. Az 5–10 éves kamatfixálású hitelekre vonatkozó becslés után futtatott diagnosztikák¹³ eredményei alapján a modell által becsült paraméterek nem megbízhatóak, ezért elemzésünket az 1–5 éves kamatfixálású lakáshitelekre korlátozzuk.

A modell becslése előtt elvégeztük az idősorok vizsgálatát, az egységgyöktesztek eredményeivel összhangban a modellekbe a változók első differenciái alapján kapott, stacionárius idősorokat építettük be (*Melléklet 4. táblázat*). Az optimális késleltetésszámra vonatkozó tesztek iránymutatását figyelembe véve a modellekben négy késleltetést vettünk figyelembe (*Melléklet 5. táblázat*), ami tanulmányunk korábbi szakaszának tapasztalatai alapján összeegyeztethető a bankok átárazási gyakorlatával. Az alkalmazott késleltetések a maradéktagok tekintetében biztosították az autokorrelálatlanságot (*Melléklet 6. táblázat*).

A változók közötti kapcsolatok vizsgálatának első lépéseként elvégeztük a Granger-oksági tesztet empirikus idősorainkon annak megállapítására, hogy a bankközi kamatok késleltetett értékei szignifikánsan jelzik-e előre a hitelkamatok tárgyidőszaki értékét (*Melléklet 7. táblázat*). A teszt eredménye alapján elvethető a nullhipotézis, miszerint az IRS változása nem vetíti előre a THM változását.¹⁴

Következő lépésben a VAR-modellt becsültük meg a rövid távú sokkok megragadása érdekében. A hitelkamatok alakulását a saját, illetve a sokkot kifejező BIRS-változó késleltetett értékeivel magyaráztuk. A fentiek tükrében az alábbi VAR-modelleket becsültük:

¹² A tanulmányban részletezett modellek mellett a modellépítés során az általunk előállított, a bankok közötti koncentrációt megragadó, a teljes hazai bankrendszer fennálló lakáshitelállományára számított Herfindahl–Hirschman-index idősorát is szerepeltettük a modellekben exogén változóként, ugyanakkor a változó nem bírt statisztikailag szignifikáns magyarázó erővel a THM-idősorokra vonatkozóan.

¹³ A Granger-okság teszt alapján a nullhipotézist tesztelő F-próbához tartozó szignifikanciaérték (p-érték) 0,3151, vagyis a THM változása nem eredményez az IRS változásának. Ennek egy potenciális magyarázata, hogy az 5–10 éves kezdeti kamatfixálású lakáshitelek relatíve új termékek a magyar piacon, mindössze az utóbbi években váltak elterjedté. A korábban jellemző 5–10 éves kezdeti kamatfixálású lakáshitelek jelentős része lakástakarékpénztári hitel volt, melyek árazása a konstrukció speciális jellegéből adódóan nem feltétlenül igazodik a bankközi kamatokhoz.

¹⁴ Fordított irányú ok-okozati összefüggés nem igazolható, vagyis a THM nem okozója sem az IRS-nek, sem a korrigált forrásköltségnek.

- 5 éves BIRS és THM modellegyenlete:

$$\begin{pmatrix} \Delta \widehat{BIRS}_t \\ \Delta \widehat{THM}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,009 \\ -0,014 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,264 & 0,020 \\ 0,156 & -0,227 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-1} \\ \Delta THM_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0,273 & -0,036 \\ 0,102 & 0,045 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-2} \\ \Delta THM_{t-2} \end{pmatrix} + \\ + \begin{pmatrix} 0,158 & -0,050 \\ 0,224 & 0,153 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-3} \\ \Delta THM_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,031 & 0,139 \\ 0,409 & 0,075 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-4} \\ \Delta THM_{t-4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \widehat{u}_{BIRS,t} \\ \widehat{u}_{THM,t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

- Korrigált forrásköltség és THM modellegyenlete:

$$\begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr. forrásk.}_t \\ \Delta \widehat{THM}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,014 \\ -0,018 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,116 & 0,044 \\ 0,123 & -0,155 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr. forrásk.}_{t-1} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-1} \end{pmatrix} + \\ + \begin{pmatrix} -0,278 & -0,012 \\ 0,090 & 0,088 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr. forrásk.}_{t-2} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,000 & -0,006 \\ 0,140 & 0,176 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr. forrásk.}_{t-3} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-3} \end{pmatrix} + \\ + \begin{pmatrix} -0,028 & 0,132 \\ 0,415 & 0,066 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr. forrásk.}_{t-4} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \widehat{u}_{Korr. forrásk.}_t \\ \widehat{u}_{THM,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

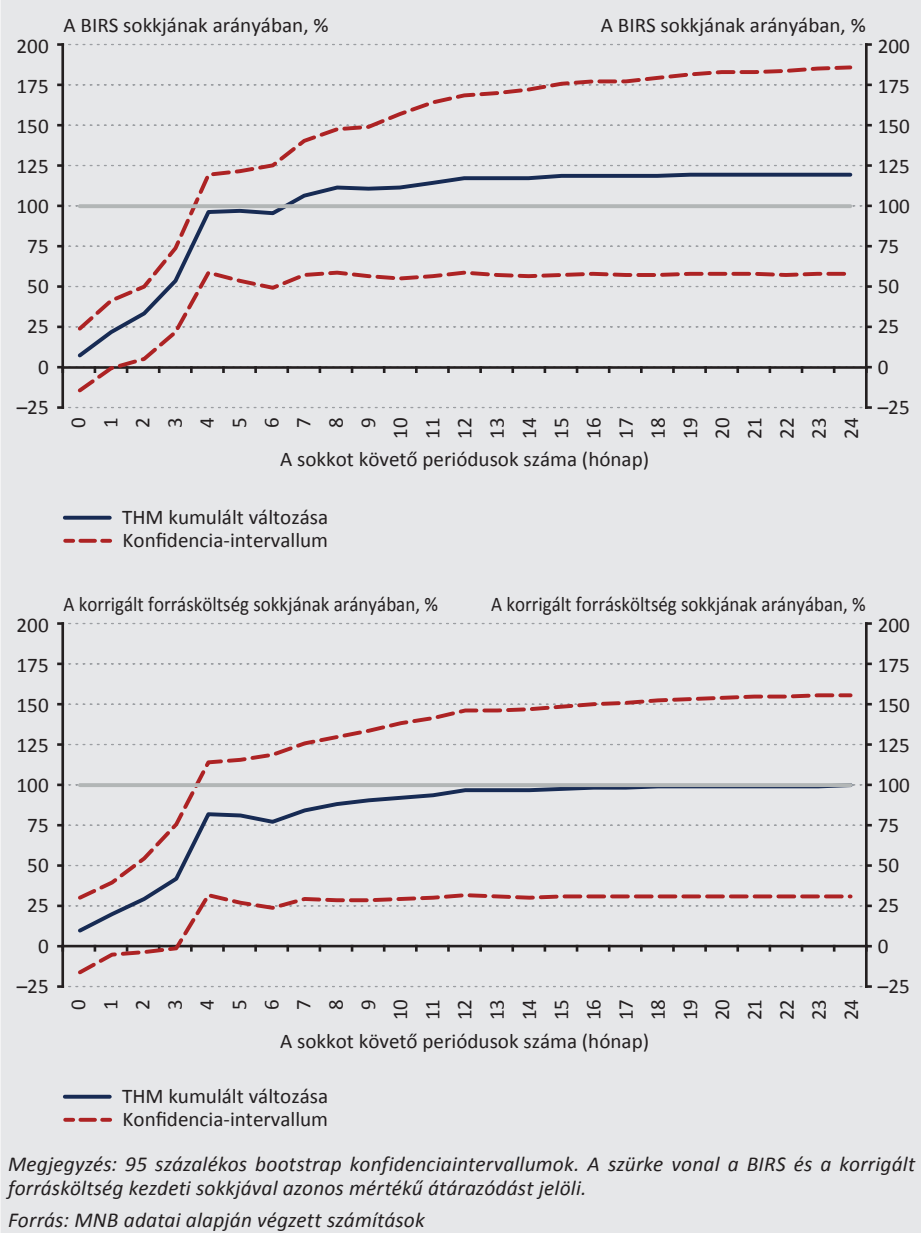
A becsült paraméterek egyedi értékelése nem szolgál érdemi információval a kamatok viselkedéséről, hiszen ezek csak a parciális hatásokat érzékeltetik, amelyeknél érdekesebb a teljes hatás vizsgálata, amely a késleltetett és áttételes hatásokat egyaránt magában foglalja. A modell viselkedése a sokkhatás terjedését leíró (impulzusválasz) ábrázolással szemléltethető leginkább. Az ortogonalizált¹⁵ impulzusválasz-függvények a THM reakcióját mutatják a BIRS és a korrigált forrásköltség VAR hibatagjában bekövetkező egységnyi nagyságú sokkra, a többi hibatag változatlanóságának a feltételezése mellett. Mivel az egyes változók differenciáit vizsgáltuk, ezért a kumulált impulzusválasz-függvényeket ábrázoljuk, 24 hónapos előrettekintő időtávon (6. ábra).

A tanulmány szempontjából a legfontosabb eredmény a 6. ábra alapján egyértelműen látható: a THM a BIRS-re és a korrigált forrásköltségre vonatkozó sokkra adott statisztikailag szignifikáns és tartós reakciója. Az impulzusválasz-függvény tanúsága alapján egyrészt elmondható, hogy a THM a sokk előjelével azonos irányban, jelentősen megváltozik a BIRS és a korrigált forrásköltség sokkolásának hatására, másrészt a változás a sokkot közvetlenül követő időszakban a legerőteljesebb, az idő múltával a hatás egyre kisebb, de változatlanul szignifikáns, tartós marad. Megállapítható továbbá, hogy a THM a BIRS szintjében bekövetkező egységnyi sokk hatására várhatóan négy hónap alatt változik a kezdeti sokkal azonos mértékben, ezt követően az impulzusválasz-függvény értéke a kezdeti BIRS-sokk mértékének közelében stabilizálódik. A korrigált forrásköltségben bekövetkező sokk valamelyest lassabban és alacsonyabb mértékben gyűrűzik át a THM-be, azonban a sokk 80 százaléka ez esetben is már négy hónap alatt megjelenik a kamatban. Ezen a ponton fontosnak tartjuk ismételten hangsúlyozni, hogy ezek az eredmények mindössze az

¹⁵ Az impulzusválasz-függvény meghatározásában azt engedjük meg, hogy a BIRS-re és a korrigált forrásköltségre csak önmaga sokkja hathasson azonnal, a másik, a felárat alakító egyéb hatások összességét tartalmazó (elemzésünk szempontjából nem releváns) sokk a BIRS-et és a korrigált forrásköltséget csak késleltetve befolyásolhatta.

aggregált kamatstatistikákban megnyilvánuló transzmisszióról árulkodnak, és nem feleltethetők meg a tipikus banki átárazási gyakorlatnak.

6. ábra
Az 5 éves BIRS és a korrigált forrásköltség sokkjának 1–5 éves kamatfixálású lakás-hitelek THM értékére gyakorolt impulzusválasz-függvénye (teljes időszakra becslült modell)



A teljes idősorra meghatározott modellspecifikációnk illeszkedését egy szűkebb idősoron is megvizsgáltuk. A szűkebb időszak kezdődatumának 2013. márciust választottuk, amit két tényező is indokol. Egyrészt ettől a hónaptól emelkedett 30 százalék fölé az 1–5 éves kezdeti kamatfixálású lakáshitelek aránya a folyósított hitelekben belül, így feltételezhető, hogy a bankok egyre inkább a forrásköltségekhez igazíthatták ezen termékek kamatait. Másrészt a pénzügyi válságot követően a lakáscélú hitelezés élénkülése 2013-tól indult el, az azóta tartó hitelpiaci ciklust pedig több strukturális változás jellemezte, mint például a fair bank törvény és az adósságfék-szabályok rendelkezései, illetve az MFL-termékek bevezetése. A szűkebb idősorokon a következő VAR-modelleket becsültük:

- 5 éves BIRS és THM modellegyenlete:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{BIRS}_t \\ \Delta \widehat{THM}_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 0,021 \\ -0,020 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,285 & 0,084 \\ -0,002 & 0,043 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-1} \\ \Delta THM_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,069 & 0,234 \\ 0,123 & 0,044 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-2} \\ \Delta THM_{t-2} \end{pmatrix} + \\ &+ \begin{pmatrix} 0,021 & 0,283 \\ 0,294 & 0,197 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-3} \\ \Delta THM_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0,159 & -0,081 \\ 0,146 & 0,002 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta BIRS_{t-4} \\ \Delta THM_{t-4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{BIRS,t} \\ u_{THM,t} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (8)$$

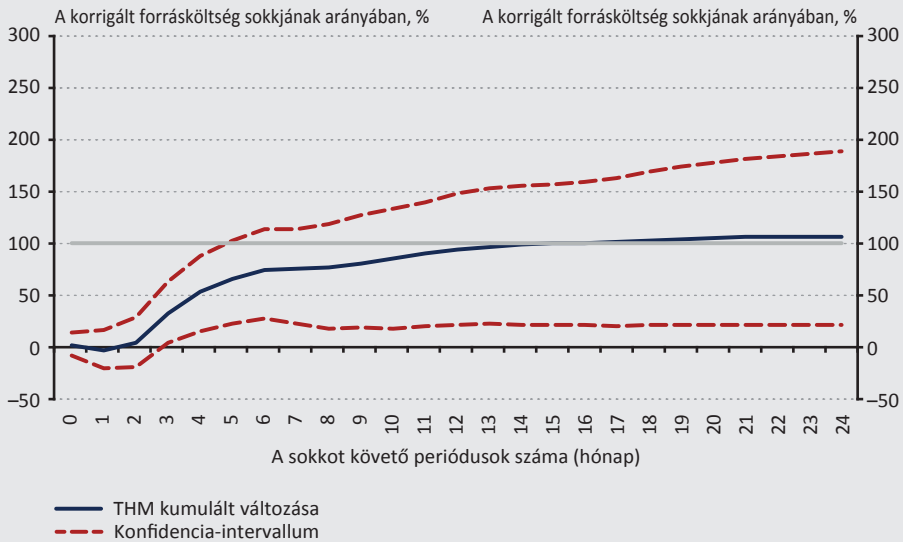
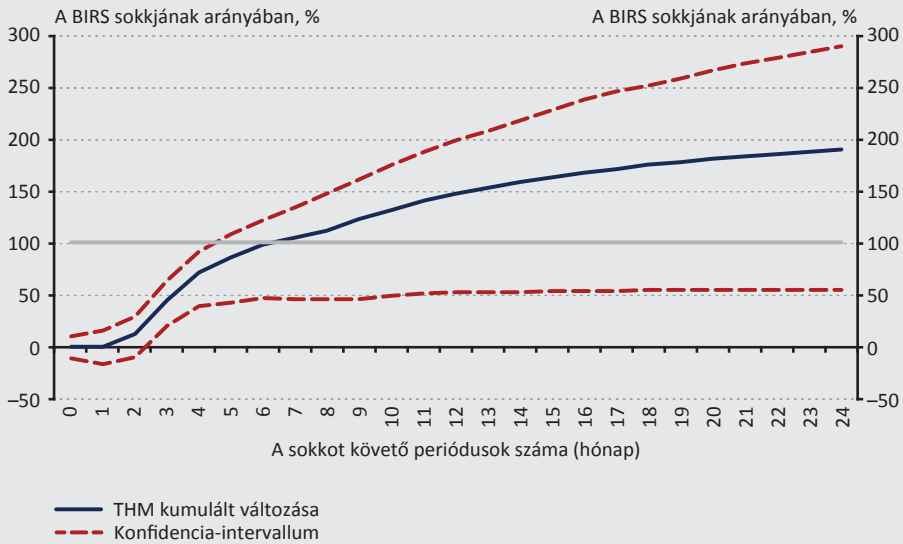
- Korrigált forrásköltség és THM modellegyenlete:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr.forrásk}_t \\ \Delta \widehat{THM}_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 0,003 \\ -0,014 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,228 & 0,073 \\ -0,047 & 0,146 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr.forrásk}_{t-1} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-1} \end{pmatrix} + \\ &+ \begin{pmatrix} -0,009 & 0,136 \\ 0,093 & 0,165 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr.forrásk}_{t-2} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0,025 & 0,128 \\ 0,270 & 0,161 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr.forrásk}_{t-3} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-3} \end{pmatrix} + \\ &+ \begin{pmatrix} -0,206 & 0,033 \\ 0,099 & 0,004 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \widehat{Korr.forrásk}_{t-4} \\ \Delta \widehat{THM}_{t-4} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{Korr.forrásk,t} \\ u_{THM,t} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (9)$$

Mindkét becsült modell alapján azt tapasztaltuk, hogy a közelmúltban kismértékben lassult a kamattranszmisszió: a szűkített modellre illesztett impulzusválasz-függvény alapján a BIRS sokkja várhatóan hat hónap alatt gyűrűzik át közel teljes mértékben az aggregált kamatstatisztikákban megjelenő hitelkamatokba, a korrigált forrásköltség sokkja esetében pedig ugyanennyi idő alatt 75 százalékos átgyűrűzés megy végbe, a teljes átárazódás – a teljes időszakra illesztett modell eredményéhez hasonlóan – hosszabb időre nyúlik el (7. ábra). A BIRS-et tartalmazó modell esetében hosszabb távon az eredeti sokk mértékének kétszeresét kitevő átárazódást tapasztalunk, de ez csupán annak a következménye, hogy a sokk hosszabb távon magában a BIRS-ben is az első időszaknál több mint kétszer nagyobb változást indukál (Melléklet 8. táblázat). A modellspecifikáció a szűkített mintán a modellspecifikációk szerint jól teljesít, ezek eredményei alapján a reziduumok autokorrelálatlanok, egyik modellegyenletben sem tartalmaznak ARCH-hatást, valamint eloszlásuk is normálisnak tekinthető (Melléklet 6. táblázat). A modellek tehát jól illeszkednek a szűkített idősorra.

7. ábra

Az 5 éves BIRS és a korrigált forrásköltség sokkjának 1–5 éves kamatfixálású lakáshitelek THM-értékeire gyakorolt impulzusválasz-függvénye (szűkített időszakra becslült modell)



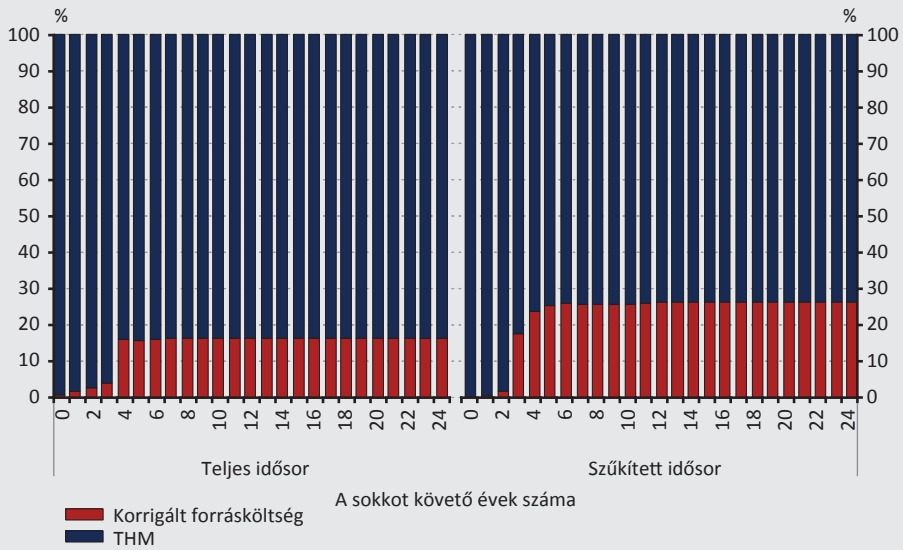
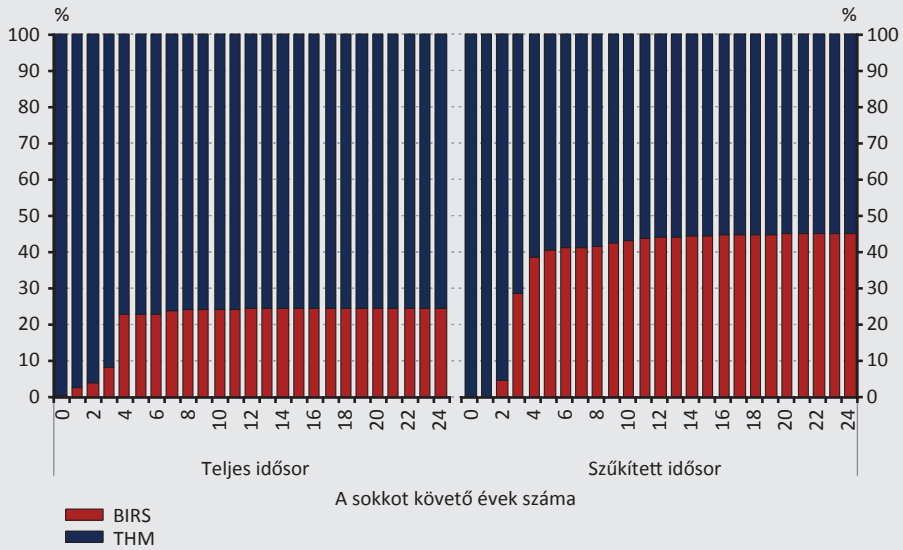
Megjegyzés: 95 százalékos bootstrap konfidenciaintervallumok. A szürke vonal a BIRS és a korrigált forrásköltség kezdeti sokkjával azonos mértékű átárazódást jelöli.

Forrás: MNB adatai alapján végzett számítások

A hosszabb és a rövidebb időszoron becsült modellek összehasonlítása alapján továbbá a következő megállapítás fogalmazható meg: a teljes időszakra vonatkozó modellben a korrigált forrásköltség és a BIRS sokkjai hosszú távon a THM-változások varianciájának 16–24 százalékát magyarázzák, míg az előzővel azonos késleltetési struktúra mellett a rövidebb időszoron ugyanez az érték már 26–45 százalék (8. ábra). Ez alapján arra következtethetünk, hogy az aggregált kamatstatisztikák alapján a bankok egyre inkább a forrásköltséghez igazítják termékeik árazását, amit egyrészt indokolhat az 1–5 éves kezdeti kamatfixálású lakáshitelek folyósított hiteleken belüli súlyának emelkedése, másrészt egyéb intézményi, strukturális és piaci okok is, melyek hatása eltérően jelenik meg a szűkített idősor adataiban. A variancia-dekompozíciók alapján megállapítható továbbá, hogy a BIRS THM-re vonatkozó magyarázó ereje erősebbnek bizonyult, mint az általunk képzett korrigált forrásköltségé.

Végül a fenti eredmények alapján érdemesnek tartjuk megvizsgálni, hogyan alakulna a felár, amennyiben azt az átlagos THM aktuális, valamint a BIRS négy, illetve hat hónappal korábbi értéke alapján számítanánk (késleltetett felár). Feltételezve, hogy a modelljeink által becsült eredmények helyesen ragadják meg a bankok átárazásának időigényét, és így előretekintve is jól leírják a transzmisszió sebességét, az aggregált adatok tekintetében a megközelítőleg négy vagy – a szűkített idősor eredményeit meghatározónak tekintve – hat hónapnál gyorsabb, illetve lassabb átárazás esetén lehetne kijelenthető, hogy a bankok tartósan módosították felárakat. Más megközelítésben: a késleltetett felár azt mutatja meg, hogy mekkora az a négy, illetve hat hónap múlva várható felár, ami a referenciakamat és egyéb tényezők változatlansága mellett megvalósulna. Ezt a gondolatmenetet a 9. ábrán szemléltetve megfigyelhető, hogy míg a késleltetés figyelembevétele nélkül számolt felár az MFL-termékek 2018-as térnyerése óta több százalékpont terjedelemben szóródott, addig a késleltetett felárak értéke ugyanezen időszak alatt végig az MFL szabályozásában maximálisan meghatározott 3,5 százalékpont közelében alakult. Ezek alapján azt a megállapítást tehetjük, hogy a felárak ingadozása elsősorban a bankokra jellemző átárazási késésből adódik, szándékolatlan tartós módosításuk a bankrendszer átlagában nem azonosítható.

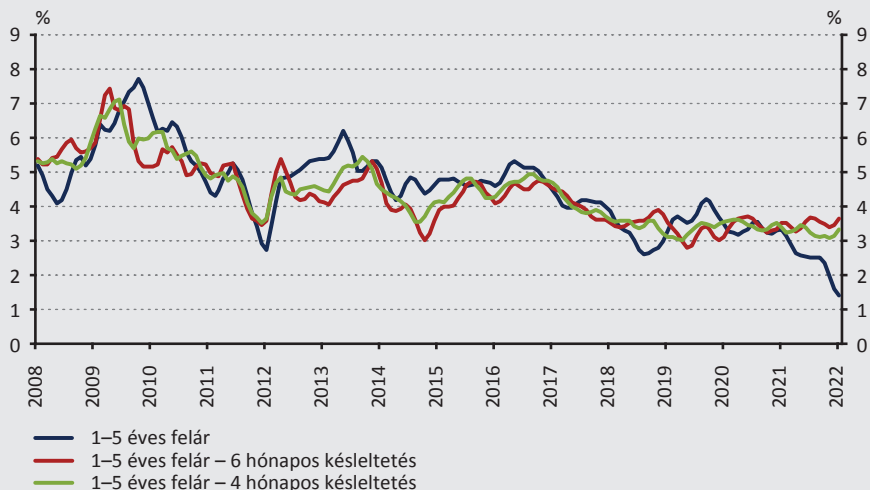
8. ábra
Az átlagos THM-változás előrejelzési hibáinak variancia-dekompozíciója



Forrás: Az MNB adatai alapján végzett számítások

9. ábra

Az 1–5 éves kamatfixálású lakáshitelek felárának és késleltetett felárainak alakulása



Megjegyzés: A 4 és 6 hónapos késleltetéssel számolt idősorok az adott havi THM és a 4, illetve 6 hónappal korábbi BIRS-kamatok alapján. Háromhavi átlagolással simított idősorok.

Forrás: MNB adatai alapján szerkesztve

5. Következtetések

Elemzésünkben a monetáris transzmisszió kamatcsatornájának egyik lényeges elemét, az újonnan folyósított lakáshitelkamatok és a bankközi kamatok közötti kapcsolatot vizsgáltuk, amihez az egyszerű statisztikai vizsgálaton túl ökonometriai eszközöket is alkalmaztunk. A bankközi kamathoz való tényleges alkalmazkodást a Magyarországon működő hét legnagyobb hitelintézet MFL-hitelkondíciói alapján vizsgáltuk 2018. januártól kezdődően. Három hosszabb átárazási időszakon elemeztük, hogy az egyes hónapokban milyen mértékű volt a bankok MFL-kamatkondícióiban bekövetkezett kumulált változás a megelőző hónap végéig bekövetkezett kumulált BIRS-változás arányában. Egyrészt azt tapasztaltuk, hogy a bankok árazási gyakorlata nem egységes: egyes bankokra egy-három hónapos, míg másra akár öt-nyolc hónapos kezdeti kivárási jellemző, másrészt a kamatok ragadóságára utal az is, hogy a bankok kezdeti kamatváltoztatásainak mértéke jellemzően elmaradt a BIRS megelőző hónap végéig tapasztalt kumulált változásától. Megállapítható továbbá, hogy az átárazási időszaktól függően eltérő sebességű és mértékű transzmissziót alkalmaztak az intézmények.

Az aggregált kamatstatisztikákon végzett becslés alapján azt találtuk, hogy a rendelkezésre álló idősor teljes hosszának figyelembevételével az 5 éves lejáratú bankközi kamat szintjében bekövetkező egységnyi sokk várhatóan négy hónap alatt gyűrűzik

be az 1–5 éves kezdeti kamatfixálású átlagos lakáshitelkamatokba. A szűkített modellre illesztett impulzusválasz-függvény szintén azt mutatta, hogy a transzmisszió a sokkot követő harmadik-negyedik hónapban a legerősebb, de a teljes mértékű kamatátgyűrűzéshez ezen időszakon átlagosan hat hónapra volt szükség. A korrigált forrásköltségben bekövetkező sokk valamelyest lassabban és alacsonyabb mértékben gyűrűzik át a THM-be mind a teljes, mind pedig a szűkített idősor alapján. Megjegyzendő azonban, hogy a transzmisszió becsült sebességét befolyásolhatják az aggregált kamatstatisztikák kapcsán feltárt torzító hatások, ezért a tipikus, ügyfelek által érzékelt banki átárazási gyakorlatok ezektől eltérőek lehetnek.

Jelen tanulmányunk tapasztalatai alapján több kutatási irány is kijelölhető. Egyrészt pontosabb képet kaphatnánk a kamattranszmisszió sebességéről, amennyiben azt az intézmények valós forrásköltsége alapján becsülnénk. Ezen kutatási irány kiindulópontja lehet Varga (2021), aki a bankközi kamat mellett a bankok súlyozott átlagos forrásköltsége alapján is megvizsgálta a kamatátgyűrűzést, és utóbbi alapján stabilabb egyensúlyi kapcsolatot azonosított. Érdekes megállapításokat tehetnénk továbbá a bankok árazási viselkedéséről, amennyiben a kamattranszmissziót nem kizárólag az aggregált kamatstatisztikák, hanem egyedi banki szinten is modelleznénk. Megfelelő mennyiségű adat birtokában a jövőben érdemesnek tartjuk továbbá megvizsgálni, hogy eltérő módon alkalmazkodik-e a THM a forrásköltség csökkenésének és növekedésének időszakában. Végül jelen kutatásunk, illetve a felsorolt kutatási irányok a lakáscélú hiteleken túl kiterjeszthetők egyéb banki hiteltípusokra is, mint például a személyi hitelek piacára.

Felhasznált irodalom

- Aczél Ákos – Banai Ádám – Borsos András – Dancsik Bálint (2016): *A lakáshitelek felárát meghatározó tényezők azonosítása a magyar bankrendszerben*. Hitelintézeti Szemle, 15(4): 5–44. <https://hitelintezetiszemle.mnb.hu/letoltes/aczel-akos-banai-adam-borsos-andras-dancsik-balint.pdf>
- Ábel István – Lóga Máté – Nagy Gyula – Vadkerti Árpád (2019). *Rántsuk le a fátylat a kamatról!* Hitelintézeti Szemle, 18(3): 29–51. <https://doi.org/10.25201/HSZ.18.3.2951>
- Árva Zsófia (1998): *A piaci és kereskedelmi bankok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között*. MNB Füzetek, 1998/10, Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/mf1998-10.pdf>
- Cottarelli, C. – Kourelis, A. (1994): *Financial structure, bank lending rates and the transmission mechanism of monetary policy*. IMF Staff Paper, 41(4): 587–623. <https://doi.org/10.2307/3867521>

- De Bondt, G. J. (2005): *The Interest Rate Pass-Through: Empirical Results for the Euro Area*. German Economic Review, 6(1): 37–78. <https://doi.org/10.1111/j.1465-6485.2005.00121.x>
- Fried, J. – Howitt, P. (1980): *Credit Rationing and Implicit Contract Theory*. Journal Money, Credit and Banking, 12(3): 471–487. <https://doi.org/10.2307/1991722>
- Gigineishvili, N. (2011): *Determinants of Interest Rate Pass-Through: Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter?* IMF Working Paper No. 2011/176, International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781462312313.001>
- Hodgman, D.R. (1963): *Commercial Bank Loan and Investment Policy*. Champagne, IL: University of Illinois.
- Horváth Csilla – Krekó Judit – Naszódi Anna (2004): *Kamatátgyűrés Magyarországon*. MNB Füzetek, 2004/8, Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/mf2004-8v.pdf>
- Lowe, P. – Rohling, T. (1992): *Loan Stickiness: Theory and Evidence*. RBA Research Discussion Papers 9206, Reserve Bank of Australia. <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/1992/9206.html>
- Lütkepohl, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Heidelberg: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- Mester, L.J. – Saunders, A. (1995): *When does the prime rate change?* Journal of Banking and Finance, 19(5): 743–764. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(94\)00090-P](https://doi.org/10.1016/0378-4266(94)00090-P)
- MNB (2016): *Lakáspiari jelentés, 2016. május*. Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/lakaspiari-jelentes-2016-majus-hu.pdf>
- MNB (2021): *Lakáspiari jelentés, 2021, november*. Magyar Nemzeti Bank. <https://www.mnb.hu/letoltes/laka-spiari-jelente-s-2021-november-hu.pdf>
- Mojon, B. (2000): *Financial Structure and the Interest Rate Channel of the ECB Monetary Policy*. ECB Working Paper no. 40, European Central Bank, november. <https://doi.org/10.2139/ssrn.356001>
- Nabar, P.G. – Park, S.Y. – Saunders, A. (1993): *Prime Rate Changes: Is There an Advantage in Being First?* Journal of Business, 66(1): 69–92. <https://doi.org/10.1086/296594>
- Pfaff, B. (2008): *VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars*. Journal of Statistical Software, 27(4): 1–32. <https://doi.org/10.18637/jss.v027.i04>
- Rousseas, S. (1985): *A Markup Theory of Bank Loan Rates*. Journal of Post Keynesian Economics, 8(1): 135–144. <https://doi.org/10.1080/01603477.1985.11489549>

- Sander, H. – Kleimeier, S. (2004): *Interest rate pass-through in an enlarged Europe: the role of banking market structure for monetary policy transmission in transition economies*. Research Memorandum 044, Maastricht University, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization (METEOR). <https://doi.org/10.26481/umamet.2004044>
- Sorensen, C.K. – Werner, T. (2006): *Bank Interest Rate Pass-through in the Euro Area: A Cross Country Comparison*. ECB Working Paper no. 580, European Central Bank, január. <https://doi.org/10.2139/ssrn.873596>
- Stiglitz, J. – Weiss, A. (1981): *Credit rationing in markets with imperfect information*. American Economic Review, 71(3): 393–410.
- Varga Zoltán János (2021): *Effects of the financial crisis and low interest rate environment on interest rate pass-through in Czech Republic, Hungary and Romania*. Acta Oeconomica, 71(4): 551–567. <https://doi.org/10.1556/032.2021.00039>
- Világi Balázs – Vincze János (1996): *A kamatláb-transzmissziós mechanizmus Magyarországon (1991–1995)*. Bankszemle, 40(7–8): 19–40.

Melléklet: A modellezés teszteredményei

3. táblázat
A Johansen kointegrációs tesztek eredményei
a) 1–5 éves kamatfixálás (forrásköltség: BIRS)

Egységvektorok (sajátérték-statisztika)	THM	IRS	konstans
THM	1,0	1,0	1,0
BIRS	-1,27	469,33	-1,16
konstans	-3,22	-1 834,12	-6,73

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	2,03	7,52	9,24	12,97
nulla	12,10	13,75	15,67	20,20

Egységvektorok (nyom-statisztika)	THM	IRS	konstans
THM	1,0	1,0	1,0
BIRS	-1,27	469,33	-1,16
konstans	-3,22	-1 834,12	-6,73

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	2,03	7,52	9,24	12,97
nulla	14,13	17,85	19,96	24,60

b) 1–5 éves kamatfixálás (forrásköltség: korrigált forrásköltség)

Egységvektorok (sajátérték- statisztika)	THM	korrigált forrásköltség	konstans
THM	1,0	1,0	1,0
korrigált forrásköltség	-1,76	-6,45	-0,49
konstans	-3,50	2,51	-10,57

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	1,72	7,52	9,24	12,97
nulla	9,10	13,75	15,67	20,20

Egységvektorok (nyom-statisztika)	THM	korrigált forrásköltség	konstans
THM	1,0	1,0	1,0
korrigált forrásköltség	-1,76	-6,45	-0,47
konstans	-3,50	2,52	-10,57

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	1,72	7,52	9,24	12,97
nulla	10,82	17,85	19,96	24,60

c) 5–10 éves kamatfixálás (forrásköltség: BIRS)			
Egységvektorok (sajátérték-statisztika)	THM	IRS	konstans
THM	1,0	1,0	1,0
BIRS	-2,66	0,28	1,42
konstans	1,85	-2,98	-23,27

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	2,15	7,52	9,24	12,97
nulla	5,52	13,75	15,67	20,20

Egységvektorok (nyom-statisztika)	THM	IRS	konstans
THM	1,0	1,0	1,0
BIRS	-2,66	0,28	1,42
konstans	1,85	-2,98	-23,26

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	2,15	7,52	9,24	12,97
nulla	7,76	17,85	19,96	24,60

d) 5–10 éves kamatfixálás (forrásköltség: korrigált forrásköltség)				
Egységvektorok (sajátérték-statisztika)	THM	korrigált forrásköltség	konstans	
THM	1,0	1,0	1,0	
korrigált forrásköltség	-3,72	-0,66	18,08	
konstans	1,20	-2,15	-93,28	

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	1,65	7,52	9,24	12,97
nulla	10,09	13,75	15,67	20,20

Egységvektorok (nyom statisztika)	THM	korrigált forrásköltség	konstans	
THM	1,0	1,0	1,0	
korrigált forrásköltség	-3,72	-0,66	-18,08	
konstans	1,20	-2,14	-93,28	

Kointegrációs vektorok száma	tesztstatisztika	10%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	5%-os szignifikanciaszint kritikus értéke	1%-os szignifikanciaszint kritikus értéke
legalább egy	1,65	7,52	9,24	12,97
nulla	11,74	17,85	19,96	24,60

4. táblázat Egységgyöktesztek

Idősor	THM differenciált	IRS differenciált	Korrigált forrásköltség differenciált	THM	IRS	Korrigált forrásköltség
Augmented Dickey Fuller teszt	-4,99	-4,67	-5,61	-2,15	-0,73	-1,89
p-érték	0,001	0,001	0,001	0,51	0,97	0,62
Stacionaritás	Stacioner	Stacioner	Stacioner	Nem stacioner	Nem stacioner	Nem stacioner

Megjegyzés: Null hipotézis: az idősorok nem stacionerek.

5. táblázat

Optimális késleltetésszám

a) BIRS

Információs kritérium	Akaike	Hannan–Quinn	Schwarz
Optimális késleltetésszám	4	4	4

b) Korrigált forrásköltség

Információs kritérium	Akaike	Hannan–Quinn	Schwarz
Optimális késleltetésszám	4	4	1

6. táblázat

Modelldiagnosztikák eredményei

a) BIRS 5

	Autokorreláció – Portmanteau-teszt	ARCH-hatás – Lagrange Multiplier teszt (többváltozós)	ARCH-hatás – Lagrange Multiplier teszt (THM)	ARCH-hatás – Lagrange Multiplier teszt (BIRS)	Normalitás – Jarque–Bera-teszt
Teljes idősor					
Khí-négyzet próba	45,12	93,35	17,36	43,39	515,43
p-érték	0,59	0,001	0,36	0,001	0,001
Szűkített idősor					
Khí-négyzet próba	42,33	49,46	20,46	7,83	5,03
p-érték	0,70	0,30	0,20	0,95	0,28

b) Korrigált forrásköltség					
	Autokorreláció – Portmanteau-teszt	ARCH-hatás – Lagrange Multiplier teszt (többváltozós)	ARCH-hatás – Lagrange Multiplier teszt (THM)	ARCH-hatás – Lagrange Multiplier teszt (korrigált forrásköltség)	Normalitás – Jarque–Bera-teszt
Teljes idősor					
Khí-négyzet próba	51,50	96,84	12,95	40,63	530,65
p-érték	0,34	0,001	0,68	0,001	0,001
Szűkített idősor					
Khí-négyzet próba	44,92	49,96	8,59	17,29	1,90
p-érték	0,75	0,28	0,93	0,36	0,38

7. táblázat**Granger-oksági tesztek****a) BIRS 5**

Idősor	Null hipotézis: az IRS változása nem eredménye a THM változásának	Null hipotézis: a THM változása nem eredménye az IRS változásának
F-teszt	1,18	12,75
p-érték	0,32	0,001

b) Korrigált forrásköltség

Idősor	Null hipotézis: a korrigált forrásköltség változása nem eredménye a THM változásának	Null hipotézis: a THM változása nem eredménye a korrigált forrásköltség változásának
F-teszt	1,25	7,77
p-érték	0,28	0,001

8. táblázat

Az 5 éves BIRS és a korrigált forrásköltség egységnyi sokkjának kumulált impulzusválasz-függvény értékei

Sokktól eltelt hónapok	1-5 éves BIRS sokkjának kumulált impulzusválasz-függvény értékei				1-5 éves korrigált forrásköltség sokkjának kumulált impulzusválasz-függvény értékei			
	Teljes idősor		Szűkített idősor		Teljes idősor		Szűkített idősor	
	BIRS 5 -> BIRS 5	BIRS 5 -> THM	BIRS 5 -> BIRS 5	BIRS 5 -> THM	Korrigált forrásköltség -> Korrigált forrásköltség	Korrigált forrásköltség -> THM	Korrigált forrásköltség -> Korrigált forrásköltség	Korrigált forrásköltség -> THM
0	1,000	0,059	1,000	-0,008	1,000	0,102	1,000	0,013
1	1,265	0,201	1,284	-0,010	1,121	0,209	1,229	-0,032
2	1,063	0,314	1,431	0,112	0,860	0,306	1,270	0,045
3	1,089	0,523	1,521	0,444	0,799	0,437	1,254	0,340
4	1,225	0,959	1,461	0,710	0,854	0,852	1,065	0,554
5	1,246	0,984	1,543	0,856	0,904	0,838	1,038	0,688
6	1,202	0,978	1,699	0,981	0,909	0,801	1,105	0,774
7	1,213	1,099	1,826	1,051	0,910	0,875	1,190	0,786
8	1,297	1,166	1,939	1,123	0,966	0,915	1,285	0,800
9	1,311	1,170	2,016	1,227	0,970	0,936	1,327	0,837
10	1,283	1,185	2,059	1,323	0,950	0,955	1,330	0,884
11	1,299	1,222	2,106	1,407	0,957	0,972	1,320	0,937
12	1,325	1,257	2,159	1,480	0,967	1,000	1,313	0,980
13	1,323	1,258	2,211	1,535	0,970	1,003	1,320	1,007
14	1,316	1,261	2,261	1,584	0,971	1,003	1,338	1,023
15	1,322	1,279	2,303	1,632	0,972	1,014	1,356	1,034
16	1,332	1,288	2,337	1,676	0,976	1,020	1,369	1,045
17	1,331	1,287	2,366	1,717	0,976	1,022	1,375	1,058
18	1,328	1,290	2,393	1,754	0,975	1,024	1,377	1,071
19	1,331	1,297	2,418	1,786	0,976	1,027	1,378	1,082
20	1,334	1,300	2,442	1,814	0,977	1,029	1,379	1,091
21	1,333	1,299	2,463	1,839	0,978	1,030	1,383	1,098
22	1,332	1,300	2,482	1,862	0,978	1,031	1,387	1,102
23	1,334	1,303	2,498	1,883	0,978	1,032	1,390	1,106
24	1,335	1,304	2,513	1,902	0,978	1,032	1,393	1,110
25	1,334	1,304	2,526	1,919	0,978	1,033	1,394	1,114