

SCHEPP ZOLTÁN–SZABÓ ZOLTÁN

Lakossági svájcifrank-hitelek árazása – narratíván innen és túl?

A lakossági devizahitel-válság kezelése az elmúlt hat-hét év meghatározó társadalmi problémája, gazdaságpolitikai kihívása. A szokásos szakmai és politikai narratíva a válság elmélyülésének egyik fő okát – a forint jelentős gyengülése mellett – abban látja, hogy a frankhitelek átárazása során a bankok mérték nélkül háritották át növekvő költségeiket a teherviselésük határán lévő adósokra. Empirikus elemzésünkkel e nézőpontot kívánjuk árnyalni. A hitelezési költségek négy alapvető komponensének – a referenciakamatnak, az országkockázati felárnak, a költségvetési terheknek és az elszámolt hitelezési veszteségnek – a frankhitelkamatokra gyakorolt hatását vizsgáljuk. A grafikus megjelenítés megszokott módszerétől kiindulva lépésről lépésre jutunk el a komplex, egyensúlyi árazási visszacsatolásokat is integráltan kezelő vektor-hibakorrekciós modellig (VECM). Ez utóbbira épülő becslések szerint a bankok a felmerülő költségeiket arányosan vagy inkább tompítva érvényesítették a jelzáloghitelek árazásakor. Ha volt tere a gyakran emlegetett „tisztességtelen banki magatartásnak”, akkor az inkább a vizsgált költségektől független tényezők érvényesítésében, egyfajta erőfölényes induló árazásban kereshető, amelyet elsődlegesen a szignifikáns és jelentős mértékű konstans tagok tükröznek.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: D14, G21.

A lakossági devizahitelezéssel kapcsolatos, mindinkább dominánsnak tűnő szakmai és társadalmi narratíva valahogy így hangzik: a hitelállományok felépülési időszakában a pénzügyi jogi szabályozás masszív gyengeségeire és az ügyfelekkel

* Írásunkban felhasználtuk a Magyar Közgazdaságtudományi Egyesület 5. és 8. konferenciáin, valamint a Eurozone in the Doldrums című RAsTaNEWS műhely alkalmával a résztvevőktől kapott megjegyzéseket. Köszönettel tartozunk *Király Júliának* és *Benczúr Péternek*, akik a nevezett rendezvényeken előzetesen felkért hozzászólóként részletes kritikával segítettek a továbbgondolást. Hálásak vagyunk *Darvas Zsoltnak*, aki a modellezési dilemmák megválaszolása terén nyújtott támogatást, és *Pitz Mónikának*, aki az előmunkálatokban társszerzőként, illetve az adatbázis összeállítójaként is részt vállalt. Nem készült volna el ez a munka Kőrösi Gábor hathatós ösztönzése, valamint a cikk két anonim bírálójának mélyreható felvetései nélkül. Felhasználtuk a RAsTaNEWS FP7-es projektátogatását is. Minden itt képviselt nézet és megmaradt hiba a sajátunk.

Schepp Zoltán, PTE Közgazdaságtudományi Kar (e-mail: schepp@ktk.pte.hu).

Szabó Zoltán, PTE Közgazdaságtudományi Kar (e-mail: rumi@ktk.pte.hu).

A kézirat első változata 2015. július 16-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2015.11.1140>

szembeni nem kevésbé súlyos információs aszimmetriára alapozva a hazai bankok egyfajta kockázati versenyfutásba kezdtek a lakossági jelzáloghitelezésben. Majd a világméretű pénzügyi válság kirobbanását követően, kihasználva egyoldalú kamatláb-emelési lehetőségüket, minden náluk keletkező terhet (vagy még annál is többet) a kiszolgáltatott helyzetű, a forint gyengülésétől amúgy is sújtott hitelfelvevőkre hártottak tovább. A narratíva alátámasztására az egyik leggyakoribb érv: a bankok akkor is emelték a kamatlábaikat, amikor a forrásköltségeik (Libor, CDS) csökkenő tendenciát mutattak.

E narratívát átvették a társadalom széles rétegei, a politikai véleményeket formáló közszereplők, sőt még a jogszabályalkotók is. A Kúria banki elszámoltatás¹ megalapozó 2/2014. számú polgári jogegységi határozatának fogalomkészlete, különösen a *ténylegesség*, az *arányosság* és a *szimmetria* elvei azt a képzetet erősítik, hogy a problémák gyökerét a bankok kezében lévő egyoldalú szerződéses lehetőségek mértékét nem ismerő (tisztességtelen) kiaknázásában kell keresnünk.

A szóban forgó narratíva kialakulásához, illetve elfogadottságához a szakma képviselőinek megnyilvánulásai is érdemben járultak hozzá. A több hazai szektort (lakosság, vállalatok, önkormányzatok) is érintő devizahitelezési témában megjelent írások egy része eleve narratív jellegű, elsődleges célja a történet valamiféle gondolati keretezése (dominánsan narratív munka például *Bánfi* [2012], *Banai–Király* [2012], *Pitz–Schepp* [2013b]). Az irodalom egy másik ága vállaltan parciális megközelítést alkalmaz, mivel a vállalati és az önkormányzati szektor adatszolgáltatásai inkább lehetővé teszik az empirikus vizsgálhatóságot (a vállalati szektorra lásd *Vonnák* [2015], az önkormányzatra *Vasvári* [2013]). A devizahitelezési problémakör valós társadalmi súlyát adó lakossági szegmensben ugyanakkor a szakirodalomban is az empirikus adatok „szemrevételezéses” vizsgálata dominál,² alig találunk példát magasabb szintű analitikai vagy ökonometriai módszerek alkalmazására. Az utolsó csoportba sorolható néhány – a későbbiekben ismertetésre kerülő – munka sem változtatta meg azonban eddig a fenti narratívát, amelyet mi ugyanakkor hiányosnak és részben megalapozatlannak látunk.

Elgondolásunk lényege, hogy az aktuális átárazási döntést – konkrétan a lakossági svájcfrank-hitelek mindenkor megfigyelhető kamatláb-változásait – nemcsak a bankokat érő költségimpulzusok közvetlen hatásai mozgatták (miként azt *Pitz–Schepp* [2013a] is feltételezte), hanem a releváns költségeknek az egyensúlyi kamatszintben (árazási szintben) tetten érhető jelenléte, valamint az ebből fakadó komplex, egyensúlyi visszacsatolások is. Az utóbbiaknak a bankrendszer egészére vonatkozó aggregált empirikus vizsgálatára egy vektor-hibakorrekciós modell (*vector error correction model*, *VECM*) keretében találtuk meg a lehetőséget.

Elemzésünkbe a releváns banki költségtényezők körét négy csoportra bővítettük: a devizakamatlábak (Libor) és a kockázati felárak (CDS) változását, a hitelportfólió minőségének romlását, valamint a banki adóterheket integráltuk.

¹ Lásd a 2014. évi XXXVIII., valamint a 2014. évi XL. törvényeket.

² Minden, korábbi írásokban már általunk is hivatkozott erényével együtt is ide sorolható – sok egyéb írás mellett – például *Páles–Homolya* [2011], *Hudecz* [2012], *Szigel–Fáykiss* [2012] és *Balás* [2013], miközben *Balás és szerzőtársai* [2015] az üdítő kivételek közé tartozik.

Alapvető kérdésünk a következő. Mennyiben befolyásolták ezek a költségkomponensek, illetve a konstans tagokba sűrűsödő egyéb tényezők az ügyfeleknek felszámított kamatok alakulását? Az empirikus vizsgálatokhoz felhasznált havi gyakoriságú adataink felölelik a 2005 januárja és 2013 decembere közötti időszakot, vagyis a lakossági frankhitelek egyoldalú banki kamatváltoztatási lehetőségének teljes időszakát. Munkánk nyomán egy, a korábbiaknál sokkal árnyaltabb kép bontakozik ki, amelyben központi szerepet kap az egyensúlyi árazásban rejlő visszacsatolás (a VECM hibakorrektív tagjai), valamint a banki erőfölény folyamatos jelenlétére utaló konstans tag. Az árazási egyenletben szereplő költségek együtthatói nem kis részben ellentmondanak a szokásos narratívának (például az idézett törvényben is rögzített szimmetria, a ténylegesség és az arányosság is több esetben érvényesül), az aktuális költségsokkok közvetlen árazási hatásainak ugyanakkor szinte semmi jelét nem találtuk az általunk alkalmazott modellkeretben.

Előzetes kitérő

Mielőtt az adatok, az empirikus módszertan és konkrét eredményeink bemutatására rátérnénk, néhány megjegyzés erejéig ki kell térnünk két, a közelmúltban a Közgazdasági Szemle hasábjain megjelent tanulmány (*Király–Simonovits* [2015] és *Radnai* [2015]) témánk szempontjából is fontos feltevéseire, eredményeire, illetve következtetéseire. Ehhez további ürügyet adnak empirikus vizsgálataink más forrásból fakadó, de végső soron mégiscsak hasonló következményekkel járó korlátai is.

Király–Simonovits [2015] tökéletes előrelátás és a gyakorlatban szokásos annuitás-szerű törlesztés esetére – zárt formában felírt képletekkel és a kapcsolódó numerikus érzékenységvizsgálatok bemutatásával – határozza meg a forintban, illetve a devizaalapon nyújtott változó kamatozású jelzáloghitelek nominális és reál-adósságpályáit. Ismertetnek egy olyan kompakt modellt is, amely alkalmas forint-, illetve devizaalapú hitelek optimális nagyságának összehasonlítására.

Mindezekből alapvető megállapítások adódnak a devizaalapú hitelek jellemzőiről, amelyek egyaránt relevánsak a problémát övező szakmai viták, valamint a gazdaságpolitikai és a piaci környezet által kiváltott hatások tekintetében. A szerzők egyik legfontosabb megállapítása, hogy a forintadósokhoz képest „[ö]nmagában a bekövetkezett leértékelődési sokk átlagosan nem mosta el a devizaadósok jóléti előnyeit” (19. o.). Változatlan kalibrációk mellett az egyoldalú kamatemelések hatását is figyelembe véve, a szerzők azt is levezetik, hogy „a 6 százalékos átlagos hitelkamatláb közepében 1 százalékpont kamatemelés körülbelül 8,2 százalékos, az átlagosan végrehajtott 2 százalékpont kamatemelés nagyságrendileg 16,8 százalékos árfolyam-leértékelődéssel volt egyenértékű” (20. o.). Ez viszont már elégséges ahhoz, hogy a devizahitelek többsége, a későbbi (2006–2008 közötti) hitelfelvevők összességében már rosszabb helyzetbe kerülhetnek, mint a forintbitelek. Ebben a racionális hitelfelvevőt alapul vevő, determinisztikus modellezési megközelítésben tehát az egyoldalú kamatemelés lehetősége perdöntő: „a devizaadósok relatív helyzete az egyoldalú banki kamatemelések nélkül jobb lenne, mint a forintbiteleké” (24. o.). Nyitott kérdés marad

azonban egyrészt az, hogy a forinthitelek esetében is felmerülő egyoldalú kamatemelési lehetőség mennyiben árnyalja ezt a következtetést, másrészt pedig az, hogy nem tudjuk, mennyiben módosítana ezen az összképen, ha a modellben a racionális hitelfelvevő feltevése helyett a kockázatészlelés és a kockázatértékelés egyéni korlátainak vagy – még általánosabban – a nem racionális hitelfelvevői magatartásnak az inkább életszerű feltevésével élnénk. Akárhogy is legyen, a költségoldalról megalapozott egyoldalú kamatemelések lehetősége racionális hitelfelvevőt feltételező modellkeretben mindenképpen a releváns kérdések körébe tartozik.

Radnai Márton írása egy nagyszabású analitikus profitmaximalizáló modellt vezet le a lakossági devizahitelek árazására, amely mögött az a meglátás húzódik meg, hogy a költségsokkok továbbhárításával a bankok a nemfizetési veszteségeiket növelik, így ezzel az *önsorsrontó* viselkedésükkel voltaképpen saját profitjukat ássák alá (Radnai [2015]). Empirikus elemzésében a szerző kiszámolja a tényleges árfolyam- és kamatváltozások hatását egy 15 éves annuitásos hitel esetére, amelyből a svájcifrank-hitelek esetében 2013–2014-re 80 százalékos törlesztőrészlet-növekmény adódik, „amelyből 60 százalékot az árfolyamváltozás, a fennmaradó 20 százalékot pedig a kamatváltozás magyarázza” (133. o.), ami egybevág számos más, a napi gazdasági sajtóból is jól ismert közelítő kalkuláció eredményével. Az viszont már inkább meglepő, hogy mindezekre, továbbá a különféle, a devizahiteleken belül pénznemenként tovább nem differenciált lakossági hitelfajták MNB-től származó idősoraira alapozva milyen következtetéseket von le. A bankok viselkedését *naiv* jelzővel illeti, „hiszen amikor a nemfizetési ráták meredeken elindultak felfelé, már csökkenteni kellett volna a felárat” (136. o.). Meg kell jegyeznünk még, hogy Radnai Márton elkülönít egy úgynevezett *alapkamatot* és egy *kamatfelárat*, amelyből az előbbi nagyjából a referencia-kamatláb (svájci frank esetében ez a svájci frank Libor) és az országgockázati felár (CDS) összege. A *kamatfelár* ugyanakkor a banki profitra a nem teljesítő hitelek arányváltozásán keresztül visszaható exogén, költségektől független árazási komponens. A kérdés számunkra ugyanakkor az, hogy az *alapkamat* ebben a felfogásban helyesen reprezentálja-e az összes releváns költséget, és hogy a tényleges banki reakciók valóban olyan *naivak* voltak-e, mint ahogy Radnai [2015] sugallja?

A most bemutatásra kerülő, a svájcifrank-hitelek (át)árazási döntéseit és a releváns költségeket komplex, egyensúlyi dinamikában becsülő vektor-hibakorrekciós modellek segítségével ettől árnyaltabb kép bontakozik ki: a hazai bankok több szempontból igenis tekintettel lehettek – valószínűleg épp saját jól felfogott eredményességük érdekében – ügyfeleik teherviselő képességére. Miközben modellünkben is szinte teljes egészében továbbhárítják a hitelezési veszteségeket, az országgockázatot, ha van is ilyen, csak részlegesen. Az adóterhek esetében ugyanakkor szisztematikusan éppen ellenkező mozgást tapasztalunk, a referencia-kamatláb esetében pedig nem mutatható ki világosan megragadható irány vagy szignifikáns kapcsolat.

Empirikus vizsgálataink a bankrendszer viselkedését csak aggregált módon képesek megragadni, ugyanis nem rendelkezünk az egyes bankokra vonatkozó költség- és árazási adatokkal. Látnunk kell azonban, hogy az általunk most bővebben is hivatkozott szakirodalom szemléletével ez a megközelítés egyáltalán nem

ellenkezik. A determinisztikus modellek reprezentatív szereplők feltételezésével élnek, ezzel egyfajta átlagos viselkedést helyezve a vizsgálat középpontjába, ami végeredményben ugyanúgy lehetetlenné teszi az egyedi esetekre és szereplőkre vonatkozó következtetéseket, mint a banki adatokat aggregált módon hasznosító vektor-hibakorrekciós modell.

Írásunk további felépítése a következő: először részletesen bemutatjuk az általunk használt adatokat, majd ezt követően kitérünk saját korábbi kapcsolódó munkáink eredményeire. Az empirikus részben szisztematikusan, lépésről lépésre mutatjuk be azokat a mérlegeléseket, amelyek nyomán a grafikus megfigyelésen alapuló (korrelációs) vizsgálatoktól az egységgyök- és kointegrációs teszteken keresztül eljutunk az általunk választott vektor-hibakorrekciós modellig. Az eredmények értelmezését néhány gazdaságpolitikai, illetve az uralkodó narratívára vonatkozó következtetés követi, végül a szokásos összefoglalással zárunk.

Az empirikus vizsgálatokhoz felhasznált adatok, valamint a grafikus megfigyelésen alapuló megközelítés

A következőkben bemutatott modellek becslésekor 2005 januárjától induló havi gyakoriságú, 108 megfigyelésből álló idősorok adatait használjuk fel. A 2013. decemberrel záruló időszak volt gyakorlatilag az az időszak, amelyben a lakossági devizahitelezésben lehetőség nyílt a bankok egyoldalú kamatmódosítására. Mivel a modellben szereplő változók többségéhez havinál nagyobb gyakoriságú adatok nem fognak rendelkezésre állni, egy esetleges jövőbeli ellenőrző vizsgálatban sem lesz robusztusabb adatbázisunk. Lehetőségként így az marad, hogy a jövőben bevonható lesz egy vagy több olyan változó, amely szignifikáns összefüggésekkel tovább bővítheti modellünket. Noha az idősoros vizsgálatokhoz a megfigyelések száma elégségesnek tűnik, azt azért világosan kell látnunk, hogy a kilenc év ezzel együtt sem túl hosszú időszak, ráadásul a válság kitörése ennek nagyjából a közepére esik. E nagy társadalmi horderejű kérdéssel kapcsolatban felmerülő versengő narratívák empirikus megalapozottságának vizsgálatára azonban nem kínálkozik más lehetőségünk, mint az elérhető adatok alapos szemügyre vétele és a modellekből adódó tanulságok helyes megfogalmazása. Ez a gyakorlat egyébként meglehetősen elterjedt a szakmának azokon a területein – így például a hazai monetáris makroökonómiai vizsgálatokban –, ahol a következtetésekre alapot adó idősorok hossza nemigen feleltethető meg a környezeti peremfeltételek viszonylagos stabilitásával kapcsolatos elvi igényeknek.

Ami az általunk felhasznált adatok forrását és jellegét illeti, a lakossági szegmensben vizsgált svájcifrank-alapú hitelek kamatainak idősorai a Magyar Nemzeti Bank honlapjáról származnak és a hó végi állománnyal súlyozott átlagos évesített kamatlábakat foglalják magukban. Külön vizsgáltuk a lakáscélú (LAKAS) és a szabad felhasználású jelzáloghitelek (SZABAD) állományaira számított kamatsorokat. A bankok külső forrásköltsége a bankközi referencia-devizakamatok és az országkockázatot kifejező CDS-felár idősoraival vált megragadhatóvá. A teljes forrásköltség alapár-

komponense (referenciahozam) alapvetően befolyásolja a banki források költségbázisát függetlenül attól, hogy változó kamatozású vagy referencia-kamatlábhoz kötött hitelezési konstrukcióról van-e szó. Az alapárat a svájci jegybank honlapján elérhető három hónapos svájci frank Libor (CHF LIBOR) fedezetlen bankközi kamatlábakkal becsültük a hó végi adatok felhasználásával.

A teljes forrásköltség másik komponense az a felár, amely a különböző kockázatokhoz fűződő költségek alakulását tükrözi. *Páles-Homolya* [2011] arra is rámutatott, hogy a hazai bankok többségénél a felár leginkább az országkockázat alakulását tükrözi. A forrásköltségek kockázatok miatti növekedése tehát egyrészt az országkockázatot kifejező öt éves CDS-felárral (CDS) közelíthető. A havi frekvenciájú számokat a Reuters adatbázisából nyertük a napi adatok átlagolásával. Számításaink során a hitelkamatok, a Libor és a CDS értékeit a könnyebb értelmezhetőség érdekében egyaránt bázispontban vettük figyelembe.

A hitelportfólió minőségi változása azért lényeges az árazás során, mert a nem rendszeren teljesítő hitelek arányának emelkedése a veszteség túlzott elszámolására ösztönzi és kötelezi a bankokat, amelyek költségei – feltételezésünk szerint – megjelennek a kamatok szintjén. A bankszektor eszközminőségének alakulását leggyakrabban a – bankok hitelminősítési kategóriája alapján megkülönböztetett – problémás hitelek arányával szokás mérni. Ilyen adatsor a PSZÁF által közzétett adatokból nyerhető, ha a nem problémamentes hitelek állományát viszonyítjuk a minősítési kötelezettség alá tartozó hitelállományhoz. Ide számít minden olyan hitel, amelynek törlesztése késett, illetve ahol a hitel teljes futamidejét tekintve veszteség várható. Mivel a besorolás alapja végső soron a várható veszteség, így az a késedelmek alapján felállított kategóriákhoz képest elméletileg pontosabban képezi le a portfólióminőség alakulásának hatását a banki terhekre (*Balás* [2009]).

Az elérhető adatok alapján úgy tűnik, hogy a lakáscélú hitelek minősége – éppen a hitelek mögött álló fedezet miatt – általában jobban alakult a teljes hitelállomány minőségéhez képest. 2010 második felétől (a moratóriumok érvénybelépésétől) azonban a többi hiteltípushoz viszonyítva rosszabb lett. A portfólióminőség lényegi romlása 2009 folyamán következett be. A nemfizetés tehát nagyjából egy év késleltetéssel jelent meg, amikor a válság tünetei már a reálgazdaságban is megjelentek, csökkentve ezzel a lakosság fizetési hajlandóságát. Mivel a problémás hitelek arányának időszora csak negyedéves bontásban állna rendelkezésre, ezért havi gyakoriságú számításainkhoz – a fenti megfontolásokra tekintettel – a követelések után elszámolt értékvesztést (ERTEKV) vettük figyelembe, ami szintén kifejezi a nem fizető hitelek okozta veszteséget, lévén a két adatsor erősen korrelál egymással. Az elszámolt értékvesztés a változók könnyebb értelmezhetősége érdekében a hitelállomány arányában fejeztük ki, a havi adatokat pedig az MNB adatbázisa szolgáltatta.

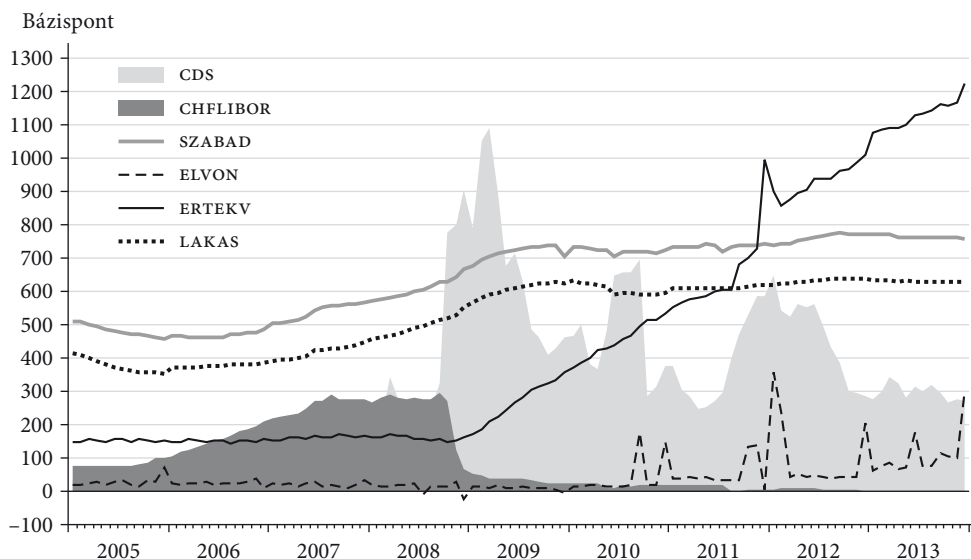
Végül bevontuk a vizsgálatba a bankoknak a – vizsgált időszak folyamán számottevően megváltoztatott – adófizetési kötelezettségeit is. Ebbe beleértjük a társaságiadó-fizetési kötelezettséget (év közben adóelőleg, év végén adófizetési kötelezettség), illetve a pénzügyi szervezetek 2010 óta fizetendő különadóját, más néven a „válságadó” (ELVON). Ehhez hozzáadtuk a végtörlesztés okozta közvetlen veszteségeket is, mivel 2011 végén annak terhére csökkent jelentős mértékben a válságadó, továbbá a

pénzügyi tranzakciók illeték költségeit is figyelembe vettük. A Magyar Államkincstár adataiból láthatjuk, hogy korábban is voltak a bankokat érintő különadók, ám ezek mértéküket tekintve nem érték el a válságadó szintjét. Az adatokhoz az MNB és a PSZÁF szolgált forrásként. Az összesített elvonásokat az értékvesztéshez hasonlóan a hitelállományhoz viszonyítottuk, a jobb értelmezhetőség érdekében tehát a többi változóhoz hasonlóan ezek az adatok is arányszámok.³

A vizsgálatokhoz felhasznált adatok alakulását szemlélteti az 1. ábra.

1. ábra

A svájcifrank-alapú háztartási jelzáloghitelek állományainak kamatai és banki költségkomponensei



LAKAS: lakáscélú svájcifrank-hitelek állományi kamatlába, SZABAD: szabad felhasználású svájcifrank-jelzáloghitelek kamatlába, CHFLIBOR: 3 hónapos svájci frank bankközi kamatlábak, CDS: Magyarország öt éves országhozzáértékelési felára, ELVON: összesített banki adóterhek a banki hitelállomány arányában, ERTEKV: a banki követelések után elszámolt értékvesztés a banki hitelállomány arányában.

Forrás: MNB, PSZÁF, Swiss National Bank, saját szerkesztés.

A lakáscélú hitelek kamatlábai egészen 2009 áprilisáig öt százalék alatt maradtak, majd ezt követően hat százalék körül alakultak. A svájcifrank-alapú szabad felhasználású jelzáloghitelek kamatlábai a vizsgált időszak folyamán bő egy százalékkal haladták meg ezt a szintet. A CDS-felár értéke 2008 őszén a pénzügyi válság következtében nagymértékben emelkedett, majd ezután tendenciájában csökkent, noha 2010 első felében és 2011 végén (a nemzetközi és a hazai pénzügyi piacok turbulenciái miatt) ismét megugrott. A portfólió minőségét becsülő értékvesztés 2009-től mutatott határozott és szinte folyamatos romlást. A költségvetési terhek időszora is emelkedő

³ Az adatokkal kapcsolatos további információk megtalálhatók Schepp-Pitz [2014] 159–162. o.

tendenciát jelez, világosan tükrözve a válságadó, a végtörlesztés és a tranzakciós illeték jelentőségét. Az 1. ábra alapján keletkező első benyomást tovább erősíti, ha a változók közti korrelációs mátrixot is szemügyre vesszük (1. táblázat).

1. táblázat

Korrelációs mátrix a költségtényezők és a kamatok szintjeire

	LAKAS	SZABAD	CHFLIBOR	ELVON	CDS	ERTEKV
LAKAS	1,00	1,00	-0,69	0,32	0,70	0,69
SZABAD	1,00	1,00	-0,68	0,34	0,68	0,72
CHFLIBOR	-0,69	-0,68	1,00	-0,35	-0,46	-0,62
ELVON	0,32	0,34	-0,35	1,00	0,11	0,60
CDS	0,70	0,68	-0,46	0,11	1,00	0,23
ERTEKV	0,69	0,72	-0,62	0,60	0,23	1,00

Az 1. táblázat első két sorában szereplő dölt számok a megfigyelés vizsgálatok lényegét emelik ki. Az egyik leggyakoribb érv a bankok aránytalan és aszimmetrikus, sokszor gátlástalannak is tekintett árazási gyakorlatának alátámasztására, hogy a hitelek utáni kamatok a Libor-kamatláb nullára zuhanása ellenére emelkedtek (negatív korreláció), amiből azt a következtetést szokás levonni, hogy a devizahitelek terhei a banki forrásköltségek csökkenése ellenére nőttek. Hasonló – igaz valamivel ritkábban előforduló – megállapítás az, hogy ebben a megközelítésben a pozitív korrelációs együttthatók szintén igazolják a kockázati felár, az adóterhek és a hitelveszteségek továbbhárítását.

Ez a nézőpont azonban módszertanilag több szempontból is problematikus:

- egyrészt figyelmen kívül hagyja, hogy az említett változók (a hitel-, illetve a Libor-kamatlábak) közötti korreláció csak akkor lenne értelmezhető, ha a változók stacionerek lennének;

- másrészt megfelelkezik arról, hogy a változók integráltsága esetén a kointegráló vektor több változót (kézenfekvően: további költségkomponenseket) is tartalmazhat.

Bár a gyakorlott szemlélő az 1. ábrát látva aligha vonná kétségbe, az empirikus részben későbbiekben közölt formális tesztek is azt mutatják, hogy egységgyököt csak a vizsgált idősorok első differenciái nem tartalmaznak. Az viszont egy idősorok szemrevételezésében komoly gyakorlattal rendelkező szemlélő számára sem világos (talán még sokadik pillantásra sem), hogy az 1. ábrában található változók között – a két hitelkamatláb nyilvánvaló együttmozgásán túlmenően – milyen összefüggések érvényesülhetnek.

Nyitott kérdés tehát, hogy miként célszerű, illetve szakszerű szemlélnünk azt a képet, amelyet az 1. ábra tár elénk. Az elterjedt narratívákban megszokott parciális megközelítés ugyanis félrevezető lehet, mert nem veszi figyelembe a költségkomponensek komplex összefüggéseit, továbbá a kointegráció elméletének majd 30 éves felismeréseit (utóbbiról Darvas [2004] ad alapos, mindenki számára könnyen elérhető magyar nyelvű áttekintést, Rappai [2013] pedig szemléletes gyakorlati alkalmazásokat).

Az eddigi „megfigyelés” vizsgálatokból biztosan nem derül ki, hogy az általunk vizsgált négy költségtényező tekintetében érvényesült-e szektorszintű továbbhárítás, illetve hogy a két hitelfajta, a lakáscélú, illetve a szabad felhasználású hitelek kamatai tekintetében milyen hasonlóságok és eltérések állnak fenn. A következő empirikus vizsgálatok során ezekre a kérdésekre keressük a választ.

Vektor-autoregresszív (VAR) és vektor-hibakorrekció (VEC) modellek

Mielőtt lépésről lépésre bemutatnánk az általunk leginkább relevánsnak tekintett modellhez vezető utat, és annak becslési eredményeit, néhány mondat erejéig ki kell térnünk az e témában és hasonló adatokon korábban elvégzett vizsgálataink eredményeire. Annál is inkább, mert ezek egy része még kifejezetten alá is támasztotta az általunk most árnyalni kívánt általános szakmai narratívát.

Írásunk egyik szerzője korábban már több, Pitz Mónikával közös munkájában igyekezett feltárni a devizaalapú hitelek kamatemelkedése mögött álló tényezőket. Pitz–Schepp [2013] strukturális vektor-autoregresszív (*Structural Vector Autoregressive, SVAR*) modellezési eljárást alkalmazva, 2005 januárja és 2012 márciusa közötti havi adatokon nem cáfolta azt a hipotézist, hogy a banki költségsokkok továbbgyűrűzhetnek a hazai lakossági svájcfrank-hitelek kamataiba. Pitz–Schepp [2014] azonban az itt vizsgáltakkal azonos – 2005 januárja és 2013 decembere közötti – havi adatokon ugyanazzal a módszerrel már csak sporadikus nyomát találta az összefüggésnek. A csak kismértékben eltérő adatbázison kapott élesen ellentmondó eredményekre az lehet a kézenfekvő magyarázat, hogy a SVAR-módszer a változók közötti rövid távú dinamikus kölcsönkapcsolatokra helyezi a hangsúlyt, és különösen érzékeny az esetleges strukturális törésekre. A most bemutatásra kerülő vektor-hibakorrekció (VEC-) modell sem előzmény nélküli: Schepp–Pitz [2012] már közölt 2005 első negyedéve és 2012 első negyedéve közötti negyedéves adatokon alapuló eredményeket, amelyek azonban egyes, lényegesen kisebb szabadságfok melletti változók esetében a mostaninál gyengébb minőségű adatok felhasználásával születtek meg. Alapvető különbség minden itt említett előzmény és a most bemutatásra kerülő modellek között, hogy a lakáscélú és a szabad felhasználású hitelek kamatai korábban mindig külön összefüggésrendszerben kerültek egybevetésre a költségtényezőkkel, miközben most egyetlen, integrált modellben vizsgáljuk a költségkomponensek mellett a kétféle kamatváltozót.⁴

Ha meg akarjuk haladni a grafikus megfigyelésen alapuló módszertant, akkor első lépésben a megfigyelhető változók integráltsági fokát kell tisztáznunk, amelyre vonatkozóan a kiterjesztett Dickey–Fuller- (ADF-) próbák eredményeit a 2. táblázat közli.⁵

⁴ Ezt az utóbb nagyon is kézenfekvőnek tűnő innovációt a Közgazdasági Szemle egyik anonim lektorának az alternatív megközelítési lehetőségekre vonatkozó megjegyzése inspirálta, amit ezúton is köszönünk.

⁵ A „kibővített” Dickey–Fuller- (*augmented Dickey–Fuller, ADF*) I(1) próbáknál a későbbi modellekkel összehangban fix 2, az ADF I(2) próbáknál pedig fix 1 késleltetést alkalmaztunk, de ellenőriztük, és az eredmények robusztusak mind a késleltetés mértékére, mind az alternatív egységgyökképróbaakra vonatkozóan. Itt és a további vizsgálatoknál az EVIEWS 8 ökonometriai programcsomagot hívtuk segítségül.

2. táblázat

Egységgyökpróbák – kiterjesztett Dickey–Fuller- (ADF) próbák eredményei

H_0 hipotézis	LAKAS	SZABAD	CHFLIBOR	ELVON	CDS	ERTEKV
ADF I(1)	-1,143 (0,70)	-0,925 (0,78)	-0,991 (0,75)	-1,888 (0,34)	-2,133 (0,23)	1,893 (1,00)
ADF I(2)	-3,784 (0,00)	-5,518 (0,00)	-6,347 (0,00)	-13,57 (0,00)	-6,97 (0,00)	-9,15 (0,00)

Megjegyzés: zárójelben a p -értékek.

Az ADF-próbák minden kétséget kizáróan alátámasztják az előző részben már felvázolt gondolatot: a változók közötti kapcsolatok értékei minden esetben tartalmaznak egységgyököt, első differenciáik ugyanakkor stacionerek. Fontos tanulság már ezen a ponton, hogy az 1. táblázatban közölt korrelációs együtthatók irrelevánsak, önmagukban nem is értelmezhetők.

A továbblépésnek innentől két útja lehet: egyrészt a változók differenciáira felírt vektor-autoregresszív (VAR-) modell tanulmányozása, másrészt élve a dinamikus egyensúlyi kölcsönhatások létezésének feltételezésével, kointegrációs próbák elvégzése, és az ezek nyomán identifikált kointegráló vektor(oka)t hasznosító vektorhibakorrekciós modell (VECM) vizsgálata.

A differenciákra felírt VAR-moddellel kapcsolatban előzetesen tisztázni kell az ideális késleltetési mértéket, vagyis azt a körülményt, hogy hány periódusra visszatekintve célszerű szerepeltetni a változókat a modellben, amelyek egyébként azonosak a VECM-modell endogén változóival (3. táblázat).

3. táblázat

A VAR késleltetési kritériumok áttekintése (differenciákban megadott változókkal)

Késleltetés	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2655,8	–	9,08e+15	53,77	53,93	53,836
1	-2587,5	126,78	4,74e+15	53,12	54,22	53,567
2	-2553,3	59,46	4,96e+15	53,16	55,20	53,985
3	-2529,8	37,93	6,51e+15	53,41	56,40	54,620
4	-2509,0	31,10	9,19e+15	53,72	57,65	55,308
5	-2472,1	50,73	9,62e+15	53,70	58,57	55,672
6	-2427,3	56,16	8,87e+15	53,52	59,34	55,875
7	-2399,7	31,22	1,21e+16	53,69	60,45	56,426
8	-2371,2	28,76	1,72e+16	53,84	61,55	56,960

LogL: log likelihood; LR: szekvenciálisan módosított likelihood arány tesztstatistikája (5 százalékon); FPE: végső előrejelzési hiba (*Final Prediction Error*); AIC: Akaike-féle információs kritérium; SC: Schwarz-féle információs kritérium; HQ: Hannan–Quinn-féle információs kritérium.

Megjegyzés: a kritériumok által indikált késleltetések dőlt számokkal láthatók.

Bár az öt alkalmazott késleltetési kritérium nem ad egybehangzó eredményt, azért az elmondható, hogy a kritériumok többsége (az ötből három) a differenciált változók esetében egyetlen késleltetést lát indokoltnak, ezért a később, a 6. táblázatban közvetlenül összevethető módon bemutatásra kerülő VAR- és VEC-modellek esetében is ezt alkalmaztuk. Előbb azonban lássuk a kointegrációs tesztek eredményeit a korábbiakkal, illetve a szintbeli megközelítéssel összhangban álló két késleltetés mellett!

A 4. táblázatból világosan kivehető, hogy mindkét teszt egybehangzóan két kointegráló vektor létezésére utal, így a következő lépésben most már eljutunk az egyik kulcskérdésig, miközben a kointegráló vektorok normalizált egyenleteire koncentrálnak a figyelmünket.

4. táblázat

A Johansen-féle kointegrációs eljárás teszteredményei

Kointegráló vektorok maximális száma (H_0)	Saját érték	Nyomteszt			Maximális sajátérték-teszt		
		teszt-statisztika	kritikus érték (5 százalék)	valószínűség ^a	teszt-statisztika	kritikus érték (5 százalék)	valószínűség ^a
0	0,3339	122,82	95,75	0,00	43,07	40,08	0,02
1	0,3255	79,75	69,82	0,01	41,74	33,88	0,00
2	0,1664	38,01	47,86	0,30	19,30	27,58	0,39
3	0,0882	18,71	29,80	0,51	9,79	21,13	0,76
4	0,0806	8,92	15,49	0,37	8,91	14,26	0,29
5	0,0002	0,02	3,84	0,90	0,02	3,84	0,90

^a MHM-valószínűség, lásd MacKinnon–Haug–Michelis [1999].

Az 5. táblázat adhat támpontot a hitelfelvevők szempontjából talán legfontosabb kérdésnek a megválaszolásához: milyen módon és mennyiben határozzák meg a lakossági svájcfrank-jelzáloghitelek kamatszintjét az általunk vizsgált tényezők.

5. táblázat

Normalizált kointegráló vektorok

	LAKAS	SZABAD	CHFLIBOR	ELVON	CDS	ERTEKV
Kointegráló vektor 1	-1	0	0,337 (0,299)	-4,110*** (0,593)	0,368** (0,104)	0,892*** (0,132)
Kointegráló vektor 2	0	-1	-0,128 (0,370)	-5,267*** (0,734)	0,218* (0,129)	1,078*** (0,164)

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos szinten, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A kointegráló vektorokban megjelenő együttthatók több esetben szignifikánsak, az árazásban tehát valóban érvényesül az általunk vizsgált, ténylegesen felmerülő költségek egy része. A paraméterek ráadásul viszonylag jól is értelmezhetők, miközben a bevezetőben leírt, szokásos narratívának több tekintetben markánsan ellentmondanak.

– A LIBOR, vagyis a referencia-kamatbázis nullától szignifikánsan nem különböző, a két hitelre nézvést eltérő előjelű pontbecslésű együttthatóval jelenik meg az egyes vektorokban (amelyek közül egyébként a pozitív előjelű a nagyobb abszolút értékű). Ez nem támasztja alá azt a módszertanilag hibás kétváltozós nézőpontból adódó, a hazai szakmai gyakorlatban megszokott narratívát, amit a grafikus megfigyelésen alapuló vizsgálatok során már korábban illusztráltunk. Különösen fontos ez a megfigyelés azért, mert a LIBOR, illetve a két kamatváltozó önmagában szemlélve tényleg ellentétesen mozog, és ez a politikai viták érveléseinek is gyakori eleme.

– A költségvetési elvonás (ELVON) esetében az együtttható becsült értéke mindkét hiteltípusnál még 1 százalékon is szignifikánsan negatív előjelű, kifejezetten magas abszolút értékkel. E szerint a gyakorlatban a bankok közterheinek 2010-től elindult tendenciózus növekedése nem járt együtt a hitelkamatok emelkedésével, sőt ennek kimondottan az ellenkezője érvényesült. Itt ugyan nem lelünk szimmetriára, hiszen fordított arányosság érvényesül, de a konkrét helyzet (emelkedő terhek) ismeretében mindez aligha vethető a bankok szemére. Persze az eredmények részben azt is tükrözhetik, hogy a válság kitörését követően a hitelkamatok a romló banki eredmények, valamint az ebből fakadóan csökkenő „hagyományos” banki adóterhek mellett is emelkedhettek. A banki közterhek kapcsán becsült negatív együttthatók viszont világosan ellentmondanak *Radnai* [2015] naiv banki árazásra vonatkozó hipotézisének.

– A kockázati felárat reprezentáló CDS változó együttthatója a két hiteltípusnál pozitív, igaz, csak a lakáscélú hitelek egyenletében szignifikáns (5 százalékon). Ez azt jelenti, hogy a szimmetria egyértelműen érvényesül, hiszen a lakosság számára felszámított hitelkamatok tendenciájukban igenis követték az országgkockázati felárat annak mind növekvő, mind pedig csökkenő szakaszaiban. Az 1-nél szignifikánsan kisebb együtttható ugyanakkor a költségkomponens volatilis jellegére tekintettel azt is jelentheti, hogy egyfajta óvatosság jellemezte a banki parciális árazási gyakorlatot.

– A portfólióminőség (ERTEKV) szimmetrikusan és mindkét hitelfajta tekintetében szinte tökéletesen arányosan jelenik meg, hiszen az együttthatók 1-től sem térnek el szignifikánsan. Mindez persze a hiteleiket késedelem nélkül teljesítő adósokat kedvezőtlenül érinti, hiszen a hitelportfóliók a válság kitörését követően – a deviza-, illetve munka- és ingatlanpiac alakulásával összefüggésben – gyakorlatilag folyamatosan romlottak. Az viszont megint csak egyfajta racionális (parciális) árazási megközelítést sugall, hogy a nem teljesítő hitelekre képzett banki értékvesztés hatása a szabad felhasználású hitelek kamatában intenzívebben jelenik meg, mint a lakáscélú hitelekénél, hiszen a nem teljesítő hitelek aránya is az előbbiek között magasabb. El kell ismerni ugyanakkor, hogy a portfólió minőségének romlásához kapcsolódóan kibontakozó kép önmagában szemlélve nem mond ellent a *Radnai* [2015] által sugallt interpretációnak.

Utolsó lépésben már a kointegráló vektorokra alapozva vektor-hibakorrekciós modellt is becsültünk, amelynek eredményeit a vektor-autoregresszív modellével párhuzamosan közöljük a 6. táblázatban. Ezekben modellekben az a közös, hogy becslést adnak az endogén változók, köztük az általunk kiemelten figyelt hitelkamatok változásaira. Mellettük még a portfólió minőségét reprezentáló értékvesztési változóra vonatkozó eredményeket közöljük, hogy az önsorsrontó banki magatartás érvényességét is szemügyre vehessük.

6. táblázat

VAR- és VECM-eredmények

	VAR-differenciákra			VECM		
	D(LAKAS)	D(SZABAD)	D(ERTEKV)	D(LAKAS)	D(SZABAD)	D(ERTEKV)
Kointegrációs egyenlet 1	-	-	-	-0,072*** (0,013)	-0,080*** (0,020)	0,164 (0,095)
Kointegrációs egyenlet 2	-	-	-	0,058*** (0,010)	0,060*** (0,016)	-0,107 (0,077)
D(LAKAS) - 1	0,593*** (0,120)	0,667*** (0,174)	0,131 (0,789)	0,344*** (0,113)	0,402** (0,176)	0,639 (0,847)
D(SZABAD) - 1	-0,139 (0,091)	-0,306** (0,132)	-0,185 (0,599)	-0,200** (0,080)	-0,376*** (0,124)	-0,034 (0,599)
D(LIBOR) - 1	-0,087*** (0,030)	-0,073 (0,043)	-0,019 (0,197)	-0,068** (0,026)	-0,048 (0,041)	-0,083 (0,197)
D(ELVON) - 1	0,011 (0,009)	0,005 (0,013)	-0,049 (0,060)	0,008 (0,010)	0,011 (0,016)	-0,094 (0,076)
D(CDS) - 1	0,003 (0,006)	0,009 (0,009)	0,033 (0,039)	-0,009 (0,006)	-0,005 (0,009)	0,066 (0,042)
D(ERTEKV) - 1	0,003 (0,016)	-0,015 (0,024)	-0,156 (0,107)	0,007 (0,015)	-0,019 (0,024)	-0,115 (0,116)
KONSTANS	1,112** (0,528)	1,769** (0,768)	8,059** (3,482)	1,769*** (0,477)	2,543*** (0,741)	6,317 (3,569)
R^2	0,35	0,19	0,03	0,51	0,31	0,06
R^2 korrigált	0,31	0,14	-0,03	0,47	0,26	-0,01
F-statisztika	8,89	3,96	0,47	12,83	5,52	0,84
		VAR			VECM	
Akaike-IK		52,778			52,432	
Schwarz-IK		53,834			54,089	

Megjegyzés: zárójelben a standard hibák.

*** 1 százalékos szinten, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A két modell összevetésével fontos felismerésekre juthatunk, amelyek közül az első, hogy a VECM magyarázó ereje érdemben haladja meg a VAR-modellét, és ez nem igen származhat másból, mint a erősen (1 százalékon is) szignifikáns hibakorrekciós

tagokból. Eszerint az egyensúlyi kamatszintnek, illetve az abból származó visszacsatolásnak lényegi szerepe van a kamatváltozások alakulása tekintetében is. Ez mindenképpen új eredmény, ami a kointegráló vektorokkal kapcsolatban már leírtakkal együtt nem erősíti a szokásos narratívát.

Vannak azonban további, tételes számbavételre érdemes megfigyelések is a kamatok ügyében.

– A kamatok előrejelzése során a konstans tag mindkét kamattípus és mindkét modellvariáns esetében szignifikáns és pozitív, ráadásul kifejezetten jelentősnek mondható. Mindez az általunk bevont tényezőkön túlmenő költségtényezők és/vagy árazási szempontok létezésére utal, egyúttal azok merevségét, időbeli stabilitását is jelzi. Itt logikailag egyformán felmerülhet a bankszektorban átfogóan jelen lévő, indokolatlanul magas banküzemi költség, vagy a már a hitelfelvétel pillanatában érvényesített erőfölényes árazás lehetősége – mi intuitíve inkább az utóbbira hajlunk.⁶ Az mindenesetre kifejezetten feltűnő, hogy a kétféle hitelfajtánál érvényesülő, az általunk mérvadónak tekintett VEC-modell esetén 177–254 bázispontnyi konstans tag nagyságrendileg épp megfelel annak, amit a banki elszámoltatás keretében, döntően az egyoldalú kamatemelések ellentételezésére hivatkozva, a magyar állam a hitelfelvevők számára visszatérített a bankoktól – persze jogi érvekre hivatkozva.

– Mindkét modell magyarázóereje jelentősen eltér a két hitelfajtára nézve: a lakáscélú hitelek korrigált r^2 értéke több mint kétszerese (VAR) vagy közel kétszerese (VEC) a szabad felhasználásúakénak. Ebből arra következtetünk, hogy a szabad felhasználású hiteleknel nagyobb lehet a kimaradt változók szerepe. Mivel a hitelkamatok megelőző periódusbeli változása kölcsönösen és egy kivétellel minden esetben szignifikáns, ezért a különbség nehezen tulajdonítható másnak, mint a lakáscélú hitelek esetében mindkét modellben szignifikánsan és negatív előjellel megjelenő előző periódusbeli Libor-kamatlábak változásának. Ez bizonyos mértékig egybeesik a szokásos megfigyelésekkel, hiszen a referenciakamat előző periódusbeli csökkenése eszerint a hitelkamat következő időszakos emelkedésével jár együtt. Ne feledkezzünk meg azonban arról, hogy az egyensúlyi árazás oldaláról a hibakorrekciós tagokon keresztül ezt semmi sem erősíti! A kamatok előrejelzése tekintetében kapott magyarázóerő ugyanakkor a hasonló nagyságú és komplexitású adatokon elvégzett idősoros vizsgálatokhoz képest összességében elfogadható szintű, különösen a VEC-modellben a lakáscélú hitelekre kapott 0,5 közeli érték.

– A portfólióminőség becslése tekintetében a modellek nem nyújtanak érdemi segítséget, a korrigált r^2 mindkét esetben negatív. Ezek alapján nehéz úgy érvelni, hogy az ügyfelek fizetőképességének, illetve -készségének, ezen keresztül pedig a banki portfóliók romlásának alapvető okát az emelkedő kamatokban, a költségeiket „önsorsrontó” módon érvényesítő bankok árazási politikájában kellene keresni. Az általunk kifejezetten vitatott narratíva helyett az elmaradt állami segítség, de még inkább e segítség folyamatos ígérete kínál kézenfekvő alternatívát. A „naiv” banki hipotézist mindenesetre el kell vetnünk.

⁶ Mint arra egyik lektorunk is felhívta a figyelmet, a hazai bankok eszköz- és jövedelemarányos költségei érdemben csökkentek a kétezres években, és immár nem haladják meg az európai átlagot.

– A 6. táblázat utolsó két sorában közölt információs kritériumok – némileg meglepő módon és a magyarázóerőknél tapasztaltakkal ellentétben, de – nem utalnak a VAR- és VEC-modellek között számottevő különbségre. Ez ugyanakkor egybeesik azzal, hogy a modellek hibatagjainak itt most nem közölt ábrái is nagyfokú hasonlóságokat mutatnak.

Összességében elmondható, hogy a VEC-modellek hosszú távú kapcsolatokat jelző eredményei jelentősen árnyalják a rövid távú dinamikára koncentrált VAR-modellekből, valamint még inkább a hazai gyakorlatban igen elterjedt megfigyelésen alapuló módszer nyomán adódó következtetéseket. A becült kointegrációs együtthatók arra utalnak, hogy hosszabb távon a bankok az általunk megragadott négy kiemelt dimenzióban felmerülő költségeiket arányosan vagy inkább tompítva érvényesítik a jelzáloghitelek árazásakor. Ha volt tere a „tisztességtelen banki magatartásnak”, akkor az inkább a vizsgált költségektől független tényezők kezdetektől történő érvényesítésében, egyfajta erőfölényes induló árazásban kereshető, amit a szignifikáns és jelentős mértékű konstans tagok jeleznek.

Gazdaságpolitikai következtetések és gazdaságelméleti dilemmák – versengő narratívák

A lakossági devizahitelek problémakörére vonatkozó empirikus vizsgálataink rámutattak arra, hogy a kormányzati válságkezelés – hétköznapi gazdasági fogalmakra támaszkodó – központi narratívájának egyik eleme nehezen vagy inkább sehogy sem állja meg a helyét. Rendszerszinten szemlélve, a hazai bankok elsődlegesen nem az – egyébként súlyos és tartós szabályozási hiányosságként értékelendő – egyoldalú kamatemelési lehetőség mértéktelen kiaknázása révén szorongatták meg a devizaalapú jelzáloghitelt felvevő lakossági ügyfeleiket. A sokszor reménytelenné vált egyedi adósi élethelyzetek – az árfolyam oldalán realizált súlyos veszteségek mellett – sokkal inkább az induló kamatok rendszerszinten érzékelhető, jelentős monopolárazásának és az így keletkező extraprofit fennmaradásának a következményei.

Miközben az árfolyamoldali kockázatok észlelésével és értékelésével kapcsolatos hitelfelvevői magatartás még mindig teljesen érintetlen kutatási terület, addig viszonylag kézenfekvő támpontok állnak rendelkezésünkre azzal kapcsolatban, hogy mi készíthette a racionális hitelfelvevőket arra, hogy elfogadjanak egy ilyen extrakamat-tényezőt. Az okokat részben a forintban denominált jelzálogkamatok európai összevetésben mindvégig kirívóan és egyedülállóan magas szintjében kell keresni. Ha valaki ugyanis számottevő külső forrás bevonásával kívánt lakást vásárolni, vagy rendkívül drága forinthitelt vehetett fel, vagy devizahitelt. Különböző kénytelen volt lemondani a hitelfelvételről.

A 7. táblázat az Európai Jelzálog Szövetség (EMF [2014]) statisztikai alapján veti össze a forintalapú jelzáloghitelek kamatait több európai országcsoporthoz átlagos jelzáloghitel-kamataival.

7. táblázat

Lakossági jelzáloghitelek reprezentatív kamatlábai az EU-tagállamokban, 2005–2013

Év	Magyarország	2. legmagasabb KKE-10 átlaga	EU-28 átlaga	PIIGS átlaga	Ausztria	
2005	13,15	6,98	4,55	4,42	3,52	3,58
2006	11,05	5,74	4,76	4,66	4,14	3,80
2007	11,34	8,31	5,96	5,55	4,96	4,79
2008	11,67	9,09	6,63	6,04	5,40	5,32
2009	13,15	10,09	5,94	4,79	3,21	3,71
2010	9,77	8,97	5,16	4,11	2,82	2,71
2011	10,87	8,23	5,01	4,36	3,60	2,86
2012	12,66	7,51	4,63	4,18	3,53	2,71
2013	9,64	6,90	4,06	3,67	3,22	2,39
átlag	11,48	8,44	5,19	4,67	3,82	3,54

2. legmagasabb: az adott évben a Magyarországon kívüli országok közül a legmagasabb kamatszintű ország értéke, KKE-10: Bulgária, Csehország, Észtország, Horvátország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Románia, Szlovákia, Szlovénia; PIIGS: Görögország, Írország, Olaszország, Portugália, Spanyolország; EU-28: az Európai Unió tagállamai (2015-ben).

Forrás: EMF [2014] 72. o. 4. számú melléklet alapján saját csoportosításban.

Mi is ismerjük mindazokat az érveket, amelyeket a magas hazai kamatok indokaként szoktak felsorolni, köztük is legelől a „fiskális alkoholizmus” és a „koraszülött jóléti állam” toposzait, s az ezek nyomán fellépő kizorítási hatást, továbbá a monetáris politika részben épp a devizahitelezés miatt szűkös mozgásterét, szinte endogén beágyazottságát. Mégsem tartjuk megalapozottnak azokat a jellemzően verbális vagy grafikus megfigyelésen alapuló megközelítéseket, amelyek valamilyen külső kényszerből vezetnek le a kétezres évek forintkamatainak magas szintjét. A forintkamatok átlagos szintje harmadával haladta meg az utána következő legmagasabb európai jelzálogkamat szintjét, több mint kétszeresen (120 százalékkal) a kelet-közép-európai országok átlagos kamatszintjét, és pontosan háromszorosan az európai adósságválságtól leginkább sújtott, a vizsgált időszakban gyakorlatilag csődbe ment Görögországot is magában foglaló PIIGS országcsoport (a „rég” EU-periféria) átlagát. Eddig még nem talákoztunk olyan modellekkel és empirikus vizsgálatokkal, amelyek vállalkoztak volna (képesek lettek volna) elfogadható magyarázatot adni az egyedülállóan magas hazai jelzálog- (és egyéb lakossági) forintkamatok már-már abszurd magas szintjére.

Márpedig amikor valamely elméleti-analitikus megközelítésben a forintalapú jelzáloghitelek kamatát kezeljük viszonyítási alapként (mint azt egyebek között *Király-Simonovits* [2015], *Schepp* [2008] vagy akár a *Defacto blog* [2014] e tárgyú bejegyzése is teszi), akkor akarva-akaratlanul úgy teszünk, mintha a szóban forgó időszakban a forintkamatszint amúgy normális, de legalábbis a közgazdaságtan korszerű eszközeivel jól értelmezhető lenne. Erről azonban szó sincs: ha a forintadósok jelzáloghitel-felvételi döntései racionálisak voltak, akkor azok magyarázatával egyelőre adós a szakmánk.

Összegzés

A devizahitelezés komplex problémaköre még számos kihívást rejt a kutatók számára. Helyenként szélsőségesek a véleménykülönbségek, az ezermilliárdos jövedelemátrendeződésekhez erős társadalmi érdekek fűződnek. Egyelőre a közgazdászközösség is inkább tartózkodik néhány kiemelt fontosságú szakmai kérdés megválaszolásától, sőt már azok vizsgálatától is. Alig tudunk valamit a hitelfelvevők kockázateszlelési és -értékelési hiányosságainak okairól és mibenlétéről, szinte semmit sem azokról a mikroszintű hitelfelvevői magatartási sajátosságokról, amelyeket a pénzügyi viselkedéstannak kellene tárgyalnia, és amelyek szétfeszítik a racionális szereplőket vélelmező modellek kereteit. S miként erre írásunk igyekezett rámutatni, még a leginkább vizsgált banki magatartással kapcsolatban sincsenek igazán megbízható ismereteink.

A közéleti vitákban megszokott, ám sajnos a szakmai nézetekbe is begyűrűző narratívák, illetve a problémakezelésben előtérbe helyezett törvényalkotás fogalomkészlete fontos kérdésekben vezethetnek vakvágányra bennünket. A hazai aggregált banki adatokon alapuló vektor-hibakorrekciós modelljeink fontos és nem kis részben meglepő eredményekre vezettek: a hazai bankok igenis tekintettel lehettek ügyfeleik teherviselő képességére. Miközben modellünk is alátámasztja a hitelezési veszteségek szinte egy az egyben történő továbbhárítását, az országgokozat okozta veszteség esetében, ha érvényesül is hasonló, az áthárítás csak részleges. Az adóterheknél ugyanakkor épp az ellenkezőjét – a szisztematikusan ellentétes mozgást – tapasztaltuk. A referenciakamat esetében sem ragadható meg világosan az irány, és szignifikáns kapcsolatot sem tudtunk kimutatni.

A Kúria fogalomkészletét visszaidézve: a svájcifrank-hitelek bankok által felszámított kamatainak egyensúlyi árazási szintjei többnyire *arányosan és szimmetrikusan* jelenítik meg a ténylegesen felmerülő költségeket. Ahol az arányosság vagy a szimmetria érdemben sérült, ott jellemzően a hitelfelvevő számára *kedvező irányú* eltérés jelent meg. Ezzel szemben nagyon is valószínű, hogy már a *kezdeti kamatok* is egyfajta *erőfölényes árazási szintet* tükröztek, amely a vizsgált 2005–2013 évek során *mindvégig fenn is maradt*. Nem találkoztunk sem *önsorsrontó*, sem *naiv* banki árazási magatartással. Sorskérdéseket ignoráló, illetve naivitásról árulkodó szakmai megközelítésekkel annál gyakrabban.

Hivatkozások

- BALÁS TAMÁS [2009]: A bankrendszer hitelportfóliójának minőségét leíró mutatók összehasonlítása. Megjelent: Jelentés a pénzügyi stabilitásról. Háttér tanulmány, 2009. november, Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/letoltes/stabjel-3-balas-200911-hu.pdf>.
- BALÁS TAMÁS [2013]: A háztartások eladósodottsága és jövedelemarányos törlesztési terhe. MNB-szemle, különszám, október, 23–28. o. <https://www.mnb.hu/letoltes/balas-1.pdf>.
- BALÁS TAMÁS–BANAI ÁDÁM–HOSSZÚ ZSUZSANNA [2015]: A nemteljesítési valószínűség és az optimális PTI-szint modellezése egy háztartási kérdőíves felmérés felhasználásával. MNB-tanulmányok, 117. <https://www.mnb.hu/letoltes/117-mnb-tanulmany-hun.pdf>.

- BANAI ÁDÁM–KIRÁLY JÚLIA [2012]: A „flow” és a „stock” árnyalatai. Gazdasági esszé a devizahitelezés kapcsán. Megjelent: *Muraközy László* (szerk.): *Feldobott kő. Tények és tendenciák a 21. században*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- BÁNFI TAMÁS [2012]: A devizahitelezés oka, a beavatkozás lehetősége, módjai. *Pénzügyi Szemle*, 60. évf. 3. sz. 380–391. o.
- DARVAS ZSOLT [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. *Statisztikai Szemle*, 82. évf. 3. sz. 296–320. o.
- DEFACTO BLOG [2014]: Ki járt jól a devizahittel? <http://blog.defacto.io/post/77688661772/ki-jart-jol-a-devizahittel>.
- EMF [2014]: A Review of Europe’s Mortgage and Housing Markets. European Mortgage Federation, http://www.hypo.org/PortalDev/Objects/6/Files/Hypostat_2014.pdf.
- HUDE CZ ANDRÁS [2012]: Párhuzamos történetek. *Közgazdasági szemle*. 59. évf. 4. sz. 349–411. o.
- KIRÁLY JÚLIA–SIMONOVITS ANDRÁS [2015]: Jelzáloghitel-törlesztés forintban és devizában – egyszerű modellek. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 1. sz. 1–26. o.
- MAC KINNON, J. G.–HAUG, A. A.–MICHELIS, L. [1999]: Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14. No. 5. 563–577. o. [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199909/10\)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199909/10)14:5<563::AID-JAE530>3.0.CO;2-R).
- PÁLES JUDIT–HOMOLYA DÁNIEL [2011]: A hazai bankrendszer külföldi forrásköltségeinek alakulása. *MNB-szemle*, október, 61–69. o. <https://www.mnb.hu/letoltes/pales-homolya.pdf>.
- PITZ MÓNIKA–SCHEPP ZOLTÁN [2013a]: A banki hitelek árazásának vizsgálata strukturális VAR-modell segítségével. *Pénzügyi Szemle*, 58. évf. 4. sz. 434–447. o.
- PITZ MÓNIKA–SCHEPP ZOLTÁN [2013b]: A lakossági devizahitelezés problémája. *Köz-Gazdaság*, 8. évf. 3. sz. 167–180. o.
- RADNAI MÁRTON [2015]: A lakossági devizahitelek átárazásának bumerángthatása. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 2. sz. 113–138. o.
- RAPPAI GÁBOR [2013]: Bevezető pénzügyi ökonometria. Pearson, Harlow.
- SCHEPP ZOLTÁN [2008]: Néhány gondolat a változó kamatozású devizafinanszírozás kockázatairól. *Hitelintézeti Szemle*, 7. évf. 1. sz. 67–90. o.
- SCHEPP ZOLTÁN–PITZ MÓNIKA [2012]: Lakossági devizahitelezés Magyarországon: problémafelmérés és a frankhitelek banki árazásának empirikus vizsgálata. Műhelytanulmányok, 3. KRTK–PTE <http://ktk.pte.hu/sites/default/files/mellekletek/2014/04/201203.pdf>.
- SCHEPP ZOLTÁN–PITZ MÓNIKA [2014]: Lakossági devizahitelezés Magyarországon. Megjelent: *Rappai Gábor–Schepp Zoltán* (szerk.): *Válságtól a jóllétig. A múlt tanulságai, a jelen kihívásai, és a jövő útjai*. Tanulmánykötet az Alapító Generáció tiszteletére. PTE KTK, Pécs, 147–173. o.
- SZIGEL GÁBOR–FÁYKISS PÉTER [2012]: Az eladósodás hatása a magyar háztartások pénzügyi és jövedelmi pozíciójára. *MNB-szemle*, február, 28–43. o. <https://www.mnb.hu/letoltes/szigel-faykiss.pdf>.
- VASVÁRI TAMÁS [2013]: Az önkormányzatok 2011. évi gazdálkodása adósságszolgálatuk kiszorító hatásának tükrében. *Pénzügyi Szemle*, 58. évf. 3. sz. 310–335. o.
- VONNÁK DZSAMILA [2015]: Decomposing the Riskiness of Corporate Foreign Currency Lending: the Case of Hungary. *MTA KRTK MT–DP*, 28.