

Hosszú Zsuzsanna

A magyar bankrendszer
makroprudenciális szempontból

Matematikai Közgazdaságtan és Gazdaságelemzés
Tanszék

Témavezető:
Vincze János, DSc
egyetemi tanár

© Hosszú Zsuzsanna

Budapesti Corvinus Egyetem

Általános és Kvantitatív Közgazdaságtan
Doktori Iskola

**A magyar bankrendszer
makroprudenciális szempontból**

doktori értekezés

Hosszú Zsuzsanna

Budapest, 2018

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés és történeti áttekintés	13
1.1. Bevezetés	13
1.2. Az elmúlt évek áttekintése	16
1.2.1. Háztartási hitelezés, és az ehhez kapcsolódó kormányzati intézkedések	16
1.2.2. A vállalati hitelezés alakulása az elmúlt 15 évben	19
2. Hitelkínálati sokkok hatása és egy új pénzügyi kondíciós index egy FAVAR modell alapján	23
2.1. A kapcsolódó irodalom áttekintése	23
2.2. Adatok és módszertan	27
2.2.1. Pénzügyi és makrogazdasági adatok	27
2.2.2. Időben változó paraméterű FAVAR	29
2.2.3. A modell becslése	32
2.3. Eredmények	35
2.3.1. Faktorok	35
2.3.2. Pénzügyi faktorok	40
2.3.3. Hitelezési hajlandóság	42
2.3.4. Hitelezési képesség	43

2.3.5. Pénzügyi kondíciós index	47
2.4. A fejezet összegzése	50
3. A nemteljesítési valószínűség és az optimális jövedelemarányos törlesztőrészlet-szabály modellezése egy háztartási kérdőíves felmérés felhasználásával	53
3.1. Bevezető	53
3.2. Adatok	59
3.3. A nemteljesítési valószínűség modellezése	63
3.3.1. A modell struktúrája	63
3.3.2. Parciális hatások	67
3.3.3. Robusztusságvizsgálat	70
3.4. Kimaradt változók	72
3.4.1. Lakáshitel vs. szabadfelhasználású hitel	72
3.4.2. Vintage hatás	74
3.4.3. Egyéb kimaradt változók	78
3.5. A jövedelemarányos törlesztőrészlet és a hitelkockázat kapcsolata . .	81
3.6. A fejezet összegzése	87
4. Banki hatékonyság és piaci erő mérése a háztartási és a vállalati hitelpiacon	89
4.1. Bevezetés és az irodalom áttekintése	89
4.2. Adatok és módszertan	94
4.2.1. Az SFA modellek	97
4.2.2. A DEA modellek	99
4.2.3. Adatok	103
4.3. Eredmények	104

4.3.1. Az SFA és a DEA modellek eredményeinek összehasonlítása	105
4.3.2. A válság hatása a hatékonyságra	112
4.3.3. A háztartási és a vállalati Lerner-indexek	115
4.4. A fejezet összegzése	122
5. Összegzés	125
Hivatkozások	131
A Függelék: a faktormodellel kapcsolatos kiegészítő információk	143
B Függelék: a nemteljesítési valószínűség és az optimális jövedelem- arányos törlesztőrészlet-szabály modellezésével kapcsolatos kiegészítő információk	165
C Függelék: a banki hatékonyság és verseny mérésével kapcsolatos kiegészítő információk	173
Saját publikációk a témában	189

Táblázatok jegyzéke

2.1. Decay és forgetting faktorok	35
2.2. A pénzügyi faktorokra és az eredeti változókra futtatott regressziók eredményei	37
3.1. A különböző hiteltermékek állományarányos eloszlása a mintában és a bankrendszerben	61
3.2. A különböző hiteltermékek állományi devizális eloszlása a mintában és a bankrendszerben	62
3.3. A különböző jelzáloghitelek késettség szerinti állományi eloszlása a mintában és a bankrendszerben	63
3.4. A becsült modell változóinak átlagos parciális hatásai és szignifikanciaszintjei	68
3.5. A szabadfelhasználású jelzáloghitelek és a lakáshitelek néhány tulajdonsága I.	74
3.6. A szabadfelhasználású jelzáloghitelek és a lakáshitelek néhány tulajdonsága II.	75
3.7. A két vizsgált időszakban kibocsátott hitelek néhány tulajdonsága I.	77
3.8. A két vizsgált időszakban kibocsátott hitelek néhány tulajdonsága II.	78
3.9. Egy átlagos háztartás 10%-os hosszú távú PD-hez tartozó PTI-je különböző jövedelmek és denomináció mellett (teljes minta)	85

3.10. Egy átlagos háztartás 10%-os hosszú távú PD-hez tartozó PTI-je különböző jövedelmek és denomináció mellett (2004-2008)	86
4.1. A hatékonyságok leíró statisztikái (teljes minta)	105
4.2. A hatékonyságok korrelációja és Spearman-féle korrelációja . .	107
4.3. A legjobb és legrosszabb bankok besorolása	109
4.4. Autokorrelációk	110
4.5. A hatékonysági mutatók elsőrendű autokorrelációja bankonként	111
4.6. A becsült hatékonyságok összehasonlítása a pénzügyi jövedelmezőségi és hatékonysági mutatókkal	112
5.1. Makrogazdasági idősorok	143
5.2. A makrogazdasági változókra és faktorokra futtatott regressziók R^2 – <i>ei</i>	144
5.3. A becslés során kipróbált folytonos változók leíró statisztikái: átlagok	166
5.4. A becslés során kipróbált folytonos változók leíró statisztikái: átlag, medián, szórás	167
5.5. A becslés során kipróbált dummy-változók	168
5.6. A kipróbált folytonos változók közötti korreláció	169
5.7. A logit-becslés eredménye	170
5.8. A modell illeszkedése	170
5.9. A PTI változó kihagyásával kapott átlagos parciális hatások	171
5.10. A hatékonysági becslésekhez felhasznált változók és számításuk módja	173
5.11. A Lerner-indexek számítása során felhasznált árjellegű változók . .	177
5.12. A költség- és profithatékonysági becslés során felhasznált változók leíró statisztikái (az állományok millió Ft-ban szerepelnek)	178
5.13. Becslési outputok, célváltozó: profit hitelezési veszteségekkel együtt	180
5.14. Becslési outputok, célváltozó: költségek hitelezési veszteségekkel együtt	181

5.15. Becslési outputok, célváltozó: profit	182
5.16. Becslési outputok, célváltozó: költségek	183
5.17. Becslési statisztikák, célváltozó: profit hitelezési veszteségekkel együtt	184
5.18. Becslési statisztikák, célváltozó: költségek hitelezési veszteségekkel együtt	185
5.19. Becslési statisztikák, célváltozó: profit	185
5.20. Becslési statisztikák, célváltozó: költségek	185

Ábrák jegyzéke

1.1. Lakáscélú és fogyasztási hitelek árfolyamszűrt állománya	17
1.2. Vállalati hitelek árfolyamszűrt állománya	20
2.1. Pénzügyi faktorok	36
2.2. Makrogazdasági faktorok	39
2.3. A pénzügyi faktorok volatilitása	41
2.4. Pénzügyi kondíciós index index	48
3.1. Nemteljesítő hitelek aránya különböző hiteltípusoknál	73
3.2. A nemteljesítő hitelek aránya a különböző időszakokban felvett háztartási deviza jelzáloghiteleknél	76
3.3. A hosszú távú PD a PTI függvényében különböző denomináció és jövedelem mellett	82
3.4. NPL-arány alakulása a válság alatt a régióban	83
4.1. Az értékvesztés eredményrontó hatása az összes eszköz arányában az EU országaiban	98
4.2. A hazai bankok költséghatékonyságának becslése SFA és DEA költségfüggvény alapján	113
4.3. A hazai bankok profithatékonyságának becslése SFA és DEA költségfüggvény alapján	114

4.4.	Becsült Lerner-indexek a vállalati hitelpiacon	117
4.5.	Becsült Lerner-indexek a háztartási hitelpiacon	119
4.6.	Az újonnan szerződött hitelek pénzügyi kamatok feletti átlagos fel- ára	121
5.1.	A pénzügyi faktorok konfidenciaintervallumokkal	146
5.2.	Az első és a második makrofaktor konfidenciaintervallumokkal . . .	146
5.3.	A harmadik és a negyedik makrofaktor konfidenciaintervallumokkal	147
5.4.	Pénzügyi faktorok robusztussága a becsült faktorok számára	147
5.5.	A makrofaktorok volatilitása	148
5.6.	A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén	149
5.7.	A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén	150
5.8.	A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk ese- tén	151
5.9.	A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk ese- tén	152
5.10.	A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési haj- landósági sokk esetén	153
5.11.	A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hite- lezési hajlandósági sokk esetén	154
5.12.	Foglalkoztatás, államkötvényfelár és árak impulzusválaszai egy hite- lezési hajlandósági sokk esetén	155
5.13.	A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési ké- pességi sokk esetén	156
5.14.	A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hite- lezési képességi sokk esetén	157

5.15. Foglalkoztatás, államkötvényfelár és árák impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén	158
5.16. A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)	159
5.17. A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)	160
5.18. Foglalkoztatás, államkötvényfelár és árák impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)	161
5.19. A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)	162
5.20. A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)	163
5.21. Foglalkoztatás, államkötvényfelár és árák impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)	164
5.22. A DEA modellek szemléltetése: egy input, két output	186
5.23. A DEA modellek szemléltetése: a mérethozadék szerepe	187

1. fejezet

Bevezetés és történeti áttekintés

1.1. Bevezetés

A 2008-ban kezdődő válság, majd az azt követő hitelszűke rávilágított arra, hogy a pénzügyi közvetítőrendszer és a pénzügyi piacok jelentős hatást gyakorolnak a reálgazdasági folyamatok alakulására. Magyarországon a válság elmélyülésében és a kilábalás elhúzódásában ráadásul fontos szerepe volt a lakossági devizahitelezésnek, amely a háztartási szektor eladósodottságán és a magas nemteljesítő állományokon keresztül mérsékelte a belső fogyasztás élénkülését. Ezért a válság után a korábbi időszakokhoz képest jobban előtérbe került a bankrendszer és a pénzügyi piacok helyzetének, stabilitásának figyelemmel követése. A makrogazdasági döntéshozók és szabályozók is nagyobb jelentőséget tulajdonítanak döntéseik során e szektort érintő változásoknak és azok tovaryűrűző hatásainak. Ahogy a gazdasági döntéshozatalba, úgy a kutatások középpontjába is egyre többször kerülnek a bankrendszer és a pénzügyi piacok működésével és hatásmechanizmusával kapcsolatos kérdések.

A makroprudenciális politika célja, hogy a bankok működéséből fakadó rendszerszintű kockázatok felépülését és pénzügyi válságok kialakulását megakadályozza, valamint biztosítsa, hogy a pénzügyi közvetítő rendszer megfelelően támogassa a gazdaság bővülését. Mivel ezt a szabályozói problémakört a válság hívta életre, eszköztárája még kiforratlan, tesztelésére és az intézkedések hatásosságának mérésére még nem, vagy csak nagyon korlátozott mértékben volt lehetőség mind

magyar, mind világviszonylatban. Ugyanakkor a téma aktualitása és makrogazdasági szinten is érzékelhető hatása miatt a makroprudenciális politikához kapcsolódó kérdések nagy érdeklődésre tartanak számot.

Az értekezés témáját tekintve három modell segítségével tárja fel a magyar bankrendszer működését, elemzi az összefüggéseket, és segítséget nyújt makroprudenciális kérdések megválaszolásában. Mindhárom modellt magyar adatokon, ökonometriai eszközökkel becsültük, a szükséges adatokat a Magyar Nemzeti Bank biztosította. A bankrendszer elemzése és makroprudenciális eszközök vizsgálata rendkívül tág témakör, modelljeink segítségével ezen belül a hitelkínálat alakulását, annak makrogazdaságra gyakorolt hatását és túlhitelezési időszakok beazonosítását, a háztartási nemteljesítési valószínűségekre ható tényezőket, valamint a makroprudenciális szempontból optimális jövedeleमारányos törlesztőrészlet szintjét, végül pedig a bankrendszer hatékonyságát és a hitelpiacokon tapasztalható verseny intenzitását vizsgáltuk.

Az első modell az Economic Systems folyóiratban jelent meg¹. Az értekezés ezen fejezetében egy időben változó paraméterű FAVAR modell segítségével két hitelkínálati faktort számítottunk, melyek közül az elsőt hitelezési hajlandósággént, a másodikat hitelezési képességgént azonosítottuk. Majd megvizsgáltuk a kétfajta hitelkínálati sokk makrogazdasági változókra gyakorolt hatását, és ezek időbeli változását. A kétfajta hitelezési sokk meglehetősen eltérő módon hat a makrováltozókra: egy pozitív hitelezési képességi sokk a GDP-t az országhoz fűződő bizalom csökkenésén és a monetáris politikai lazításon keresztül befolyásolja, míg a hajlandóság főleg a hitelezési aktivitást növeli. Időbeli változás szempontjából is eltér a két pénzügyi sokk egymástól: a hajlandóság hatásának változását főleg egyszeri események mozgatták, így az eltérések általában rövid időszakokra jellemzőek. Ezzel szemben a hitelezési képesség esetén trendszerű folyamatok figyelhetők meg: az országhoz fűződő bizalom alakulásában egyre nagyobb szerepet játszott a bankrendszer helyzete a válság előtt, míg 2008 után úgy tűnik, a monetáris politika növekvő mértékben vette figyelembe a pénzügyi stabilitást. Végül, becsléseink alapján egy újfajta pénzügyi kondíciós indexet számszerűsítettünk, amely a bankrendszer hitelezési tevékenységének GDP-növekedésre gyakorolt hatását méri. A három modell közül azért ezzel

¹Hosszú (2018)

kezdjük témánk tárgyalását, mert ennek segítségével általánosabban képet kaphatunk a magyar bankrendszer működéséről. A másik két modell specializáltabban egy piacra vagy egy szűkebb kérdésre koncentrálnak.

A második modell az *Acta Oeconomica*-ban jelent meg². 2013 augusztusában a Magyar Nemzeti Bank egy felmérést végzett az eladósodott háztartások körében. Ezen felmérés adatainak felhasználásával két kérdésre kerestük a választ: mely tényezők hatnak szignifikánsan a nemteljesítési valószínűségekre; illetve, hitelezési kockázatok szempontjából hogyan lehetne optimális, jövedelemarányos törlesztőrészletre vonatkozó szabályozást kalibrálni. Eredményeink szerint a háztartás jövedelmi és munkapiaci helyzete, eladósodottsága, valamint a hitel denominációja és a hitelhez jutás módja egyaránt hatással van a hitelezési kockázatokra. Jövedelemarányos törlesztőrészletre vonatkozó előírás esetén pedig érdemes differenciáltan kezelni hiteldenomináció és jövedelem szerint a háztartásokat.

A harmadik rész a Magyar Nemzeti Bank MNB-tanulmányok sorozatában jelent meg³, valamint az *Acta Oeconomica* című folyóiratban elfogadták publikálásra. Ebben egyrészt több modell segítségével megbecsültük a magyar bankok hatékonyságát, másrészt Lerner-indexet számítottunk külön a háztartási, illetve a vállalati hitelpiacra. A banki hatékonyság megbecslését SFA (stochastic frontier analysis) és DEA (data envelopment analysis) modellek segítségével is elvégeztük, valamint profit- és költséghatékonyságot is számítottunk a hitelezési veszteségek figyelembe vételével, illetve a nélkül. Eredményeink szerint költséghatékonyság szempontjából a bankrendszer közel homogén, és a válság hatására javulást mutatott. Profithatékonyság alapján azonban már jelentősen heterogénebbek a bankok, rendszerszinten a válság időszakában először visszaesés, majd folyamatos javulás figyelhető meg. Mivel a háztartási és a vállalati hitelpiac működési feltételei eltérőek, külön becsültük meg a verseny intenzitását a két piacon: a háztartási hitelpiacon a Lerner-index magas piaci erőt és gyenge versenyt mért, míg a vállalati hitelpiacot erős verseny jellemezte.

Az értekezés felépítése a következő: a bevezetés után egy rövid történeti áttekintést adunk a háztartási és a vállalati hitelpiac fontosabb történéseiről, amelyekre

²Balás et al. (2015)

³Dancsik és Hosszú (2017)

a későbbiekben is hivatkozni fogunk. Ezután a három ökonometriai modell bemutatása következik, végül összegezzük az értekezés legfontosabb eredményeit.

1.2. A magyar bankrendszer elmúlt 15 évének rövid áttekintése

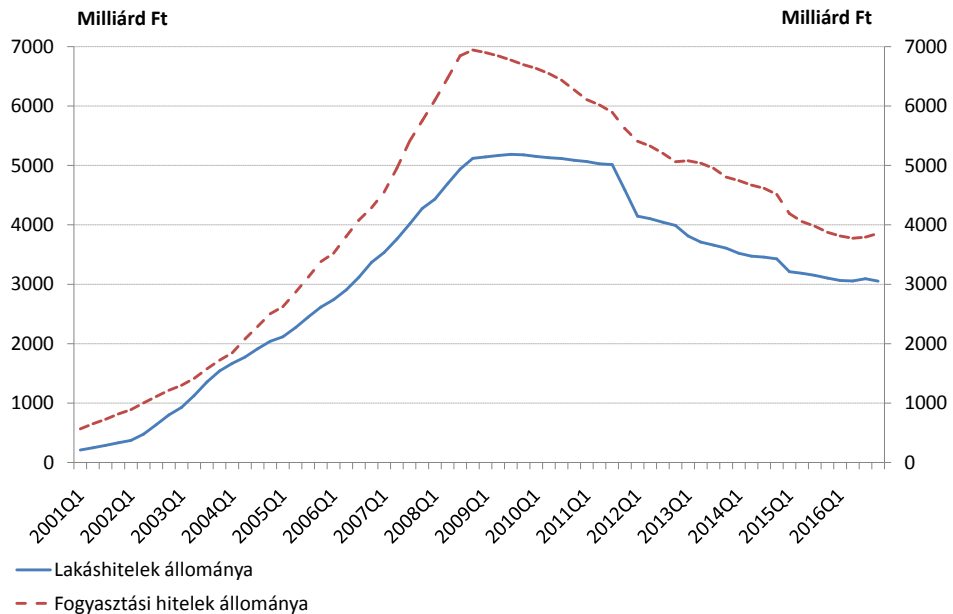
1.2.1. Háztartási hitelezés, és az ehhez kapcsolódó kormányzati intézkedések

A háztartási hitelezés⁴ Magyarországon a 2000-es évek elején indult el igazán, amikor a kormányzat kamattámogatással segítette a háztartások lakáshoz jutását. Ez a program 2003-ban zárult le, ezeket a forintban denominált hiteleket alacsony hitelkockázat jellemezte, még a válság során is csak kis százalékok vált nemteljesítővé, a bankoknak pedig stabil jövedelemforrást jelentettek.

2004-től kezdődően jelentős túlfűtöttség alakult ki a háztartási hitelpiacon. A magas forintkamatok miatt a hitelek nagy részét ebben az időszakban devizában vették fel az ügyfelek, elsősorban svájci frank és euró alapú konstrukciókban, miközben deviza bevételeik nem voltak. Ezen hitelek ráadásul változtatható kamatozásúak voltak, ami azt jelentette, hogy a bank bármikor egyoldalúan megváltoztathatta a hitel után fizetendő kamatot. Az időszak elején főleg lakáscélú hiteleket helyeztek ki ilyen konstrukcióban, azonban később a devizaalapú, szabadfelhasználású jelzáloghitelek mennyisége is nagy mértékben nőtt. Különösen 2007-től kezdődően, a banki hitelezési sztruktúrák fellazultak, és olyan alacsony jövedelmű, bizonytalanabb munkapiaci helyzetben lévő háztartások is hitelhez juthattak, akik korábban likviditási korlátokkal szembesültek. Így kialakult egy olyan portfólió, amely a korábbinál sokkal magasabb nemteljesítési valószínűséggel rendelkezett, ráadásul mind az árfolyam-, mind a kamatkockázatot a háztartások viselték.

⁴Makrogazdasági szempontból és az értekezés további fejezetei kapcsán a háztartási hitelállományon belül elsősorban a jelzáloghitelekkel kapcsolatos kérdések állnak az érdeklődés középpontjában, így a történeti áttekintés során is ezekre koncentrálnak.

1.1. ábra: Lakáscélú és fogyasztási hitelek árfolyamszűrt állománya



Forrás: MNB

2008 őszén a devizahitelek már a háztartási hitelek kétharmadát tették ki. A válság hatására a forint többször is nagy mértékben leértékelődött, megnőtt a munkanélküliség, drasztikusan csökkentek a lakásárak, amely a háztartási NPL-állomány rohamos emelkedéséhez vezetett. A bankok hitelezési veszteségeik fedezésére növelték a teljesítő hitelállomány kamatait, ezzel további terheket róva az adósokra. A háztartások ezért visszafogták fogyasztási kiadásait, ami tovább mélyítette a válság okozta recessziót. Mivel a túladósodás több százezer háztartást érintett, a kormányzat több intézkedést is hozott a devizahitelek problémájának kezelésére. Ezek közül a témánk tárgyalása szempontjából kevésbé fontos az árfolyamgát program, a Nemzeti Eszközkezelő által felvásárolt lakások és a magáncsőd intézménye. Azon intézkedéseket ellenben részletesebben bemutatjuk, amelyekre

az értekezés során hivatkozni fogunk, ezek: kedvezményes végtörlesztés, tisztességtelen kamatemelések elszámolása, forintosítás.

Kedvezményes végtörlesztés: A kormány a magas devizakitettséggel szembeni sérülékenység csökkentése érdekében a devizajelzálog-hittel rendelkező ügyfelek számára lehetővé tette a kedvezményes árfolyam melletti végtörlesztést. Ebben az időszakban a svájci frank-forint árfolyam 245 körül mozgott, ehelyett az ügyfeleknek 180-as átváltási arány mellett nyílt lehetőségük a végtörlesztésre. Az árfolyamkülönbségből fakadó veszteségek a bankokat terhelték. A program 2011 utolsó és 2012 első negyedét érintette, 1350 milliárd forint értékű hitelt törlesztettek ekkor, ami a fennálló állomány 24 százalékát tette ki.

Tisztességtelen kamatemelések elszámolása: 2014 júniusában a Kúria döntése a változtatható kamatozású hitelkonstrukciókat tisztességtelennek nyilvánította, ezért szeptemberben a Parlament törvényt alkotott arról, hogy a bankoknak vissza kell fizetniük az ügyfeleknek az egyoldalú kamatemelésekből származó bevételeiket. Ennek módja: „az adósok tisztességtelen feltételek következtében fellépő túlfizetéseit visszamenőleg tőke-előtörlesztésként kell figyelembe venni a folyószámla-, hitelkártyahiteleken és az állami kamattámogatású hiteleken kívül minden hitelre, melyet 2004. május 1. után nyújtottak, illetve 2009. július 26. előtt nem szűnt meg. A fogyasztói követelés mértékét – vagyis az árfolyamrés és a tisztességtelen szerződésmódosítások elszámolásának költségét – az eredeti és az így átszámított fennálló tőketartozás közti különbség, valamint az eredeti és átszámított lejárt tartozások közötti különbség adja. Még élő szerződések esetében az így kiszámolt összeget előbb a lejárt tartozások, majd a főtartozás terhére kell elszámolni” MNB (2014). Az elszámolások főleg 2014 utolsó negyedében zajlottak, mintegy 600 milliárd forint veszteséget okozva a bankrendszernek.

Forintosítás: Az előző intézkedés után, 2015 januárjától lépett életbe, célja a háztartási jelzálogportfólió árfolyamkockázatának megszüntetése volt. Mintegy 3500 milliárd forintnyi devizahitel-állományt váltottak át forinthitellé, amelyeknél a hitelszerződések maximális kamatát törvény szabályozta. (További részletek a programról: MNB (2014).) Az így létrejött új forinthiteleknél az árfolyamkockázat megszűnésén felül a kamatkockázat is csökkent, mivel a változtatható kamatozású

termékekről át kellett térni egy referenciakamathoz kötött változó kamatozású vagy fix kamatozású termékre.

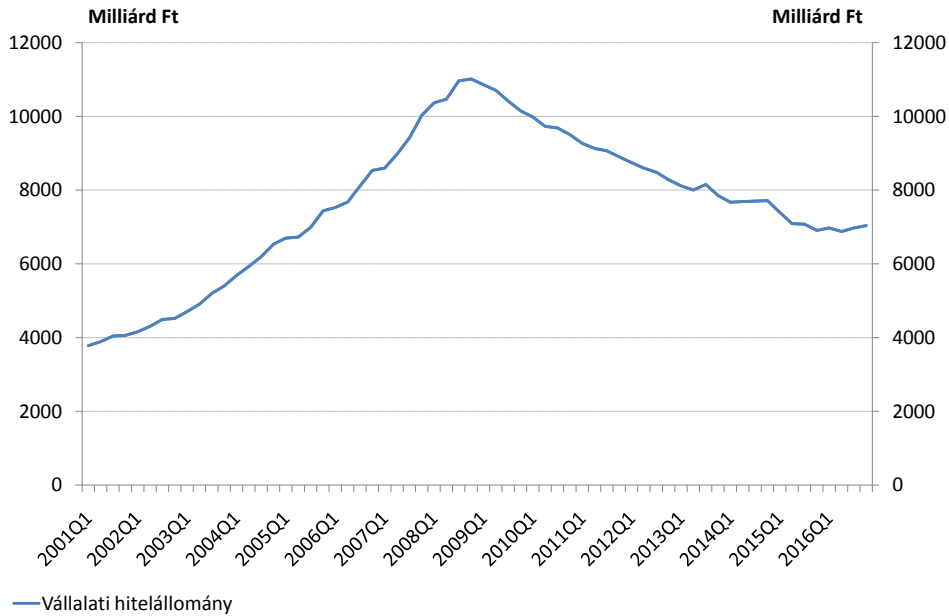
A válság előtti túlzott eladósodás 2008-tól kezdődően a háztartásokat mérlegalkalmazkodásra kényszerítette, így (az árfolyamszűrt) hitelállomány folyamatosan csökkent a 2016-os fordulópontig. Ekkora egyrészt a devizahiteles háztartások problémáját a kormányzat a bankokkal közösen részben kezelte. Másrészt a konjunkturális és monetáris folyamatok kedvezően hatottak a hitelezésre is, mivel az egyre alacsonyabb alapkamat, a növekvő bérek és foglalkoztatás hatására nőtt a hitelképes ügyfelek száma. Harmadrészt a növekvő lakásárak felgyorsították a nemteljesítő hitelek tisztítását a banki portfóliókból, így a hitelkínálat is javulni kezdett, valamint a lakáshitelek iránti kereslet is élénkült. Ezek eredőjeként 2016 második felétől a háztartási hitelállomány már mérsékelten növekedett.

1.2.2. A vállalati hitelezés alakulása az elmúlt 15 évben

A vállalati hitelállomány felépülése már korábban megkezdődött, mint a háztartási hitelek esetén, azonban a későbbiekben felhasznált adataink ebben az esetben sem nyúlnak vissza a 2000-es éveknél korábbi időszakokra, így a rövid történeti áttekintésünk sem. A vállalati hitelezés Magyarországon kiemelt jelentőséggel bír, mivel a vállalatok (különösen a hazai tulajdonban lévő kis- és középvállalatok) külső pénzügyi forrásokhoz döntően banki hitelek formájában férnek hozzá, az egyéb pénzügyi piacokról történő forrásbevonás mértéke elenyésző. Ebből kifolyólag a nemzetgazdasági termelés, foglalkoztatás és beruházás alakulását is nagy mértékben befolyásolja, hogy mekkora összegű hitelhez milyen feltételek mellett az ügyfelek milyen széles köre fér hozzá.

A 2000-es évek első felét a vállalati hitelek esetén is a kiegyensúlyozott növekedés jellemezte. A hitelállomány a főbb makrogazdasági aggregátumokkal együtt bővült, miközben a bankok hitelezési vesztesége nem volt jelentős. A vállalati hitelek esetén is megjelentek a devizahitelek, sőt, ebben az esetben is az állomány érdemi részét tették ki (és teszik ki jelenleg is). Ez azonban a vállalatok esetében részben természetes jelenségnek tekinthető: az exportra termelő vállalatok az árfolyamkockázatot azzal csökkenthetik, ha hiteleiket abban a devizában veszik fel,

1.2. ábra: Vállalati hitelek árfolyamszűrt állománya



Forrás: MNB

amelyben a bevételeik is keletkeznek (ez a deviza Magyarország esetén elsősorban az euró). Így a vállalati devizahitelek állományán belül az euróban denominált hitelek váltak a legelterjedtebbé.

A 2000-es évek második felében a vállalati hiteleken belül is megkezdődött a túlzott kockázattal járó állomány felépülése. A válság után a bankok a legnagyobb veszteségeiket ebben a szegmensben az ingatlanprojekt-hiteleken szenvedték el, mivel ezek a projektek a lakáspiac és a lakossági fogyasztás visszaesésével sok esetben még a tőketartozást sem voltak képesek kitermelni. Tovább rontott a helyzeten, hogy a magas forintkamatok következtében sok esetben devizában, azon belül is svájci frankban vették fel a hiteleket, holott a bevételek döntően forintban, eset-

leg euróban keletkeztek. A portfóliótisztítás ezen állománynál is lassú és rendkívül költséges folyamat volt, így hosszú évekig magas NPL-ráták⁵ jellemezték a szektort.

A válság és a számos nemteljesítővé váló hitel hatására 2008 után a bankok hitelkínálata jelentősen visszaesett, a hitelhez jutás feltételeit megszigorították a forgóeszköz és a beruházási hitelek esetén is. Ez tovább mélyítette a recessziót, mivel így a vállalatok bővülését a hitelkorlátok is nehezítették. A nagyvállalatok és a külföldi anyavállalattal rendelkező cégek a hazai banki források szűkülését pótolhatták külföldi vagy az anyavállalattól felvett hitellel, azonban a hazai tulajdonú kkv-knak erre nem volt lehetősége. A Magyar Nemzeti Bank a hitelkínálat helyreállításának érdekében 2013-ban indította Növekedési Hitel Programját (NHP), amelynek keretében a bankok az MNB-től olcsón jutottak forráshoz, amelyet a piaci kamatokhoz képest szintén olcsón helyezhettek ki kkv-knak.⁶ 2016-ra a javuló konjunkturális kilátások, a kedvező monetáris kondíciók és az MNB programjainak hatására a vállalati hitelállomány is ismét bővült.

⁵NPL: non-performing loans, a nemteljesítő hitelek állományának aránya.

⁶Az NHP-t további hitelkínálat-ösztönző programok követték, ezekről részletesen lásd: Bodnár et al. (2017).

2. fejezet

Hitelkínálati sokkok hatása és egy új pénzügyi kondíciós index egy FAVAR modell alapján

2.1. A kapcsolódó irodalom áttekintése

A pénzügyi folyamatok jellemzésére számos szempont és idősor áll rendelkezésre, azonban kérdésként merült fel, hogy ezek információtartalmát lehet-e és milyen módon lehet egy-két jól értelmezhető mutatóba sűríteni. Az ilyen információtömörítő mutatókat hívja a szakirodalom pénzügyi kondíciós indexnek (a továbbiakban röviden PKI), amelyek a pénzügyi piacok általános helyzetéről adnak képet. Minden PKI bizonyos pénzügyi idősorok összesúlyozásából jön létre, azonban kiszámításuk sokat változott az évek folyamán. Ezek az indexek egyre szélesebb információs halmazból (akár több száz idősorból) indulnak ki. Továbbá, míg az összesúlyozás kezdetben az egyszerű átlagolás volt, a legújabb PKI-k már különböző becslési eljárásokból származnak, amelyek például a makrogazdaságra gyakorolt hatásokat veszik figyelembe.

A disszertáció jelen része a magyar pénzügyi közvetítőrendszerre vonatkozóan mutatja be a PKI egy lehetséges, új számítási módját, még hozzá időben változó

paraméterű, faktorokkal kiegészített vektor-autoregresszív (factor augmented vector autoregression, továbbiakban röviden FAVAR) modell segítségével. A magyar pénzügyi közvetítőrendszer sajátosságait figyelembe véve több szempontból is eltérünk az irodalomban fellelhető PKI-któl: először is, a pénzügyi faktorok becslésénél csak a bankrendszert leíró mutatókat vesszük figyelembe. Ugyanakkor egy banki paneladatbázist használunk, mivel a bankrendszeri alapfolyamatokat viszont minél pontosabban szeretnénk feltárni. Másodsor – bár ez nem példa nélküli – időben változó paraméterű becslést végeztünk, mivel egyrészt egy rendkívüli esemény - a válság – is része a megfigyelt periódusnak, másrészt a válság következtében számos, a bankrendszert alapjaiban érintő szabályozói változás történt ebben az időszakban, ami szintén átalakíthatta a bankrendszer és a reálgazdaság közötti összefüggéseket. Harmadszor, egyesítettünk két korábbi PKI-számítási módszert: a faktorelemzés során kapott faktorok reálgazdaságra (egész pontosan GDP-növekedésre) gyakorolt hatását neveztük el PKI-nak.

A FAVAR-ból kapott eredményeket továbbá hitelkínálati sokkok hatásának vizsgálatára is felhasználtuk. Két pénzügyi faktort különböztettünk meg, az egyiket hitelezési hajlandóságként, a másikat hitelezési képességként azonosítottuk. A makrogazdasági változókból is faktorokat számítottunk, majd a kétfajta faktorokat egy VAR-modellben vizsgáltuk, így a hitelkínálati sokkok hatását a makrováltozók széles körén tudtuk mérni. Mindkét faktor érdemben befolyásolja a makrogazdasági változók alakulását, azonban eltérő módon. Az általunk használt modellel arra is választ kaptunk, hogy hogyan változott a hitelkínálati sokkok valószínűsége, illetve hatása a vizsgált időszakon.

Legfontosabb eredményeink a következők: a hitelezési képességi sokk hasonló egy negatív kockázati felár sokkhoz, a GDP-t az országkockázat csökkenésén és a monetáris politikai lazításon keresztül befolyásolja. A hitelezési hajlandósági sokk főleg a hitelezési aktivitásra gyakorol hatást, ráadásul egy képességi sokk általában perzisztensebb, míg egy hajlandósági sokk hamar lecseng. Időbeli változás szempontjából is eltér a két pénzügyi sokk egymástól: a hajlandóság hatásának változását a devizahitelezés, valamint egyszeri események (például válság kitörése) mozgatták, így az eltérések általában rövid időszakokra jellemzőek, ráadásul kismértékűek a különböző negyedévek között. Ezzel szemben a hitelezési képes-

ség esetén trendszerű folyamatok figyelhetők meg: az országgockázat alakulásában egyre nagyobb szerepet játszott a bankrendszer helyzete a válság előtt, míg 2008 után úgy tűnik, a monetáris politika növekvő mértékben vette figyelembe a pénzügyi stabilitást. A VAR hibatagok varianciájának időbeli változása alapján az is elmondható, hogy a válság következtében nőtt a hitelkínálati sokkok várható mértéke, ez a jelenség a 2008 utáni szabályozói változásoknak köszönhetően tovább erősödött.

A faktormodellek makroökonómiai célú alkalmazása az 1970-es évekre nyúlik vissza (lásd például Geweke (1977) vagy Sargent és Sims (1977)). E becslések alapötlete, hogy nagy dimenziójú, makrováltozókból álló paneladatokban lévő információk jól megjeleníthetők néhány (az eredeti változók számánál jóval kevesebb) faktorban, amelyekkel a további számítások stabilabb eredményekre vezetnek. Azóta számos tanulmány jelent meg a faktormodellek különböző típusairól, amelyeket egyre szélesebb körben alkalmaznak közgazdasági kérdések vizsgálatára is. Jelen tanulmányban a faktormodellek irodalmának csak azon részére szorítkozunk, amelyet PKI számításához vagy pénzügyi, illetve bankrendszeri sokkok hatásának számszerűsítéséhez használtak.

Módszertanilag a cikkek első csoportja a Stock és Watson (2002) cikkben bemutatott faktormodellt használja, amely a faktorokat főkomponens-elemzéssel számítja ki, majd a dinamikájukat egy VAR-modell segítségével jeleníti meg. A pénzügyi kondíciók és sokkok elemzése számos cikkben összekapcsolódik a monetáris politika vizsgálatával, illetve a kétfajta sokk elkülönítésével és összehasonlításával. Az első ezen cikkek sorában Bernanke et al. (2005) volt, amely az USA adatain becsülte meg a monetáris politikai sokkok más változókra gyakorolt hatását. A faktorok használatának köszönhetően sokkal több idősort voltak képesek bevonni a vizsgálatba, mint egy klasszikus VAR-modell esetén. A makrováltozókból számított faktorok mellett a rövid kamatot is szerepeltették a VAR-ban és Cholesky-dekompozíciót használtak az impulzusválaszok kiszámításához. Ehhez nagyon hasonló megközelítést használtak a szerzők a Boivin et al. (2013) és Pellényi (2012) tanulmányokban, előbbi a hitelezési sokkok hatását vizsgálta az USA adatain, utóbbi a monetáris politika hatásának ágazatok szerinti heterogenitását magyar adatokon. Az eltérés a sokkdekompozíció módszertanában volt: a faktorokhoz használt eredeti változók-

ra alkalmazott előjelmegekötésekkel identifikálták a kérdéses sokkokat. Jimborean és Mésonnier (2010) a monetáris politika bankimérleg-csatornáját számszerűsítette Franciaország esetében, ehhez főkomponens-elemzéssel számolt pénzügyi és makro faktorokat, amelyek (és az alapkamat) egymásra hatását egy VAR-modellben vizsgálta. A sokkok identifikálása ebben az esetben az alapkamat impulzusválaszaira tett előjelmegekötéssel történt. Az előbbiekkal ellentétes irányú kérdést, a makrogazdasági sokkok bankrendszerre, és egyedi bankokra gyakorolt hatását vizsgálta Buch et al. (2014), azonban a becslési eljárás itt is azonos.

A 2000-es évek második felétől egyre népszerűbbek lettek az időben változó paraméterű FAVAR modellek (lásd például: Del Negro és Otrok (2008), Eickmeier et al. (2011a), Korobilis (2013)). A cikkek eredményei alapján ez jogosnak bizonyult: szignifikáns különbségeket találtak a modellek paramétereiben különböző időszakokat vizsgálva. A konkrét modellspecifikációkban ezen a csoporton belül sokkal nagyobb eltérések vannak a különböző cikkekben. Más-más feltételezésekkel élnek arra vonatkozóan, hogy a modellnek mely típusú paraméterei változnak időben, illetve bayesi vagy klasszikus eljárással (és azon belül is pontosan milyen módon) történt a becslés. A nemzetközi pénzügyi sokkok hatásmechanizmusát vizsgálja az Eickmeier et al. (2011b) tanulmány egy klasszikus módon becsült változó paraméterű FAVAR modellel. A szerzők arra jutnak, hogy a sokkok mérete és hatása is eltérő a különböző időszakokban (elsősorban a 2008-as válságot hasonlították össze korábbi időszakokkal). Hasonlóan fontosnak találja az időbeli változás figyelembe vételét a reálgazdaság és a pénzügyi közvetítőrendszer kapcsolatának vizsgálatakor Prieto et al. (2013) tanulmány, amely egy bayesi VAR modell alapján jut erre az eredményre.

A pénzügyi kondíciós indexek módszertana sokat változott az utóbbi években: az első PKI-k a legfontosabb pénzügyi mutatók egyszerű átlagaként jöttek létre (lásd EKB (2009), IMF (2008)). A második generációs PKI-mutatók már abban fejlettebbek voltak, hogy a különböző pénzügyi idősorokat a makrogazdaságra – elsősorban a GDP-re - gyakorolt hatásuk alapján súlyozták össze (ebbe a csoportba tartozott például Swiston (2008), Beaton et al. (2009), melyeket az USA adatain becsültek). A makrogazdaságra gyakorolt hatást egy strukturális VAR együtthatói és impulzusválaszai alapján becsülték meg.

A PKI számítására alkalmazott legújabb módszer a főkomponens-, illetve faktorelemzés, amelyeknek előnye a korábbiakhoz képest, hogy széles információs halmazt használnak fel, így teljesebb képet adhatnak a pénzügyi közvetítőrendszer folyamatairól. Az első, úttörő tanulmány ezen a téren Hatzius et al. (2010), amely szintén az USA-ra becsült PKI-t. A pénzügyi mutatókra először egyenként regressziókat illesztettek, melyekben magyarázóváltozóként a GDP-növekedés és az infláció késleltetettjeit használták (ezzel próbálták a pénzügyi idősorokból szűrni a makrogazdaság endogén hatását). A regressziók hibatagjaiból kiszámították az első főkomponenst, ezt tekintették PKI-nak. Stock és Watson (2002) módszertanát használva számít FCI-t az Eurozóna adataira Darracq Pariès et al. (2014), majd az így kapott FCI és egy VAR modell segítségével pénzügyi sokkok hatásait is számszerűsítik. Állapottér modellek segítségével becsült az USA és az Eurozóna adataira dinamikus faktorokat Brave és Butters (2011), illetve Matheson (2012). Számításaik során a Doz et al. (2012) és Doz et al. (2011)-ben szereplő becslési eljárást használták, ezek előnye, hogy eltérő frekvenciájú idősorokat és hiányzó adatokból fakadó problémákat is képes kezelni. Az általunk használt PKI módszertana Koop és Korobilis (2014)¹ megközelítésén alapul. A szerzők a Doz et al. (2011)-ben olvasható becslési eljárást általánosították változó paraméterű esetre, valamint a PKI-hoz használt változók közül úgy válogattak, hogy a létrejövő PKI előrejelzési képessége a lehető legjobb legyen.

Végül itt kell megemlítenünk Tamási és Világi (2011) tanulmányt, amely ugyan nem faktormodell, de egy bayesi SVAR modell segítségével a hitelkínálati sokkok hatását becsli meg magyar adatokon, így az általunk kapott eredményekhez hasznos összevetésként szolgál majd.

2.2. Adatok és módszertan

2.2.1. Pénzügyi és makrogazdasági adatok

Ahogy már a bevezetőben is említettük, külön számítottunk faktorokat egy pénzügyi és egy makrogazdasági adathalmazból. A pénzügyi faktorok esetén úgy dön-

¹A módszerről részletesebben írunk majd a 3. fejezetben.

töttünk, hogy csak bankrendszeri adatokat használunk, még hozzá egy panel adatbázist, amely a tíz legnagyobb magyarországi bank adatait tartalmazza (egész pontosan kilenc bank idősorait használtuk, a tizedik bank pedig a bankrendszer maradék része). Ez a megoldás eltér attól, amit általában a PKI számításakor alkalmazni szoktak. Azért ezt az eljárást választottuk, mert Magyarországon a pénzügyi közvetítőrendszer többi része és a pénzügyi piacok elhanyagolható szerepet játszanak a vállalati és a háztartási szektor forráshoz jutásában (lásd Banai (2016)). Így figyelmünket a banki hitelpiacokra összpontosítjuk: az itt bemutatott PKI-t nevezhetnénk akár banki kondíciós indexnek is, és a pénzügyi sokkok közül a hitelkínálati sokkok hatását vizsgáljuk.² Mivel az adatok döntő többsége csak negyedéves frekvencián áll rendelkezésre, negyedéves adatokat, valamint a lehető leghosszabb mintát használtuk, amelyen az adatok elérhetőek voltak, így idősoraink 2001 második negyedétől 2015 második negyedévéig tartanak.

A bankok helyzetét leíró mutatók közül is azokra koncentrálunk, amelyek a hitelkínálattal állnak szorosabb kapcsolatban. Minden bankra vonatkozóan tíz idősort vettünk figyelembe, ezeket tartalmuk alapján három csoportba lehet sorolni: szolvenciahelyzetet, likviditási helyzetet, illetve kockázatvállalást jellemző mutatók. A szolvenciahelyzetet megragadó mutatókból a tőkeáttételt (mérlegfőösszeg az összes tőke arányában), a tőkepuffert (a mérlegfőösszeg arányában), illetve az anyabanki tőkeáttételt használtuk. A harmadik mutató szintén a magyar bankrendszer sajátosságaiból következik, nevezetesen, a bankrendszer túlnyomó többsége külföldi bankok tulajdonában van. Ezeknél a bankoknál az volt megfigyelhető, hogy tőkéből mindig csak annyit tartottak a magyar banknál, ami éppen eleget tett a szabályozói előírásoknak. Ha ez alá került a magyar bank tőkeszintje, pótolták a hiányzó részt (a témáról bővebben ír Bethlendi (2007)). Így ezen, külföldi tulajdonú bankok szolvenciahelyzetét (és így a hitelezési potenciálját vagy szándékát) valójában jobban megragadja az anyabank tőkeellátottsága.³ A likviditási helyzetet három mutatóval ragadtuk meg: likvid eszközök, stabil források és devizaswap állományok mérlegfőösszeg-arányos értéke. Ezek közül is a harmadik változó szorul

²A PKI-val kapcsolatos irodalomban nem jellemző a banki paneladatbázisok használata, ugyanakkor a pénzügyi sokkok hatásvizsgálatánál találunk erre is példát: Buch et al. (2014), Jimborean és Mésonnier (2010).

³A hazai tulajdonú bankoknál ezt a mutatót a saját tőkeáttétel helyettesítette.

némi magyarázatra: a válság előtt jelentős devizahitelezés forrását a bankok devizaswapokból oldották meg, így likviditási szempontból felépülő kockázatok és a válság hatására kialakuló problémák is leginkább a devizaswapok alakulásán voltak tetten érhetők.

A kockázatvállalási mutatók közül kettő a múltban vállalt kockázatok realizálódására, és ezek hitelezést visszafogó hatására vonatkozik. Ezek az állományarányos értékvesztés eredményrontó hatása, illetve a háztartási és a vállalati nemteljesítő hitelek arányának (NPL) változása. Az aktuális kockázati étvágyat tükrözi jobban a kockázattal súlyozott eszközök, valamint a kamat- és jutalékjövedelem mérlegfőösszeg-arányos értékének alakulása. Ezek növekedése arra utaló jel, hogy a bank egy kockázatosabb hitelezési szegmens felé mozdult el. Az NPL-ráta kivételével minden mutatónak a szintjét vettük figyelembe, utóbbinak azért a változása került a modellbe, mert a stacionaritás (amely a faktorelemzés szükséges feltétele) így volt biztosítható.

A makrogazdasági faktorokhoz összesen harmincnégy, a magyar gazdasággal kapcsolatos legfontosabb információkat tartalmazó idősort használtunk fel. Ezek között megtalálhatók többek között a GDP és résztételei, foglalkoztatási adatok, árak és deflátorok, bizalmi indikátorok, árfolyam, országhitelezési mutató, hitelállományok, hitelkamatok és bankközi rövid kamat. (A teljes lista a Függelékben megtalálható a változókra alkalmazott transzformációkkal együtt.) Ahol szükséges volt, szezonálisan igazított adatokat használtunk.

2.2.2. Időben változó paraméterű FAVAR

Az adatok ismertetése után, most rátérünk a módszertan lényegi részének bemutatására, a jelölésekben ahol lehetett, követtük a Koop és Korobilis (2014) tanulmányban használtakat. Legyen x_t ($t = 1, \dots, T$) a banki változók $n \times 1$ -es ($n = 100$), y_t a makro változók $s \times 1$ -es ($s = 34$) vektora! A következő modellt szeretnénk

megbecsülni:

$$y_t = \lambda^y f_t^y + \mu_t \quad (2.1)$$

$$x_t = \lambda_t^f f_t + \lambda_t^D y_t^D + v_t \quad (2.2)$$

$$F_t = B_{t,1} F_{t-1} + \dots + B_{t,p} F_{t-p} + \epsilon_t \quad (2.3)$$

$$\lambda_t^x = \lambda_{t-1}^x + \eta_t \quad (2.4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \nu_t \quad (2.5)$$

4 mako és 2 pénzügyi faktort becsültünk, a VAR egyenletben a késleltetések száma kettő ($p = 2$). Az (1) egyenlet a makrováltozók és faktorok közötti kapcsolatot írja le, λ^y a faktorloadingok 34×4 -es mátrixa, f_t^y a látens makrofaktorok 4×1 -es vektora, $\mu_t \sim N(0, S)$ pedig 34×1 -es vektor. Ahogy látható, azt feltételezzük, hogy a loadingok is és a hibatagok kovarianciamátrixa is időben állandó, mivel úgy gondoljuk, lényeges változások ebben az időszakban elsősorban a bankrendszerben, illetve a bankrendszer és a reálgazdaság egymásra gyakorolt hatásában voltak, így figyelmünket ezekre koncentráljuk.

A (2) egyenlet a pénzügyi faktorok és idősorok összefüggését mutatja, amelyben λ_t^f a pénzügyi faktorok loadingjainak 100×2 -es mátrixa, f_t a pénzügyi faktorok 2×1 -es vektora, $v_t \sim N(0, V_t)$ pedig 100×1 -es vektor. A (2) egyenlet bizonyos makrováltozókat is tartalmaz, amelyeket y_t^D jelöl, amely egy 6×1 -es vektor, és a GDP-növekedést, inflációt, az EUR/HUF árfolyam változását, valamint ezek késleltetett értékeit tartalmazza. A makrováltozók szerepeltetésével a makrogazdaság hatását szerettük volna kiszűrni a banki faktorainkból, hogy azok tisztán a banki hitelkínálatot mérjék ezzel csökkentve az endogenitási problémát. Ez az eljárás sztendernek mondható a PKI-t becslő modellek esetén, hasonló megoldást alkalmazott például Hatzius et al. (2010), Darracq Pariès et al. (2014) és Koop és Korobilis (2014). A makrováltozók 100×6 -os együtthatóját λ_t^D -vel jelöltük. Mint látható, időben változó loadingok és heteroszkedasztikus hibatagok feltételezésével éltünk ebben az esetben, ahol a loadingok változása többváltozós véletlen bolyongást követ, amelyet a (4) összefüggés ír le ($\lambda_t^x = [\lambda_t^f, \lambda_t^D]$). A likelihood becslést tartalmazó irodalomban megszokott módon azzal a feltételezéssel éltünk, hogy S és V_t mátrixok diagonálisak, azaz f_t^x és f_t^y tartalmazza a pénzügyi és makro idősorokban lévő közös információkat.

A különböző típusú faktorokat egy vektorba rendezve: $F_t = \begin{bmatrix} f_t^y \\ f_t^x \end{bmatrix}$ a faktorok 6×1 -es vektora, ezeket a (3) egyenletben rakjuk egy közös VAR-modellbe, ahol $B_{t,1}$ és $B_{t,2}$ a VAR-együtthatók 6×6 -os mátrixai, $\epsilon_t \sim N(0, Q_t)$. A VAR-együtthatókat és a hibatagok kovarianciamátrixait is időben változó folyamatok írják le, az együtthatókra a loadingokhoz hasonlóan többváltozós véletlen bolyongást feltételezünk. Ezt írja le az (5) egyenlet, ahol $\beta_t = (\text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})')'$. A loadingok és a VAR-együtthatók változását megjelenítő egyenletek hibatagjai is nulla várható értékű együttes normális eloszlásból származnak, sorrendben W_t és R_t kovarianciamátrixokkal. Ha β_t és λ_t^x időben állandó lenne, egy heteroszkedasztikus FAVAR modellt, míg ha V_t és Q_t is konstans lenne egy klasszikus FAVAR modellt kapnánk.

Van néhány jelentős különbség az eredeti cikkben és az általunk felvázolt modellek között. Ezek főleg abból adódnak, hogy míg Koop és Korobilis előrejelzési célra fejlesztette ki a saját PKI-ját, addig jelen tanulmány strukturális kérdések megválaszolását tűzte ki célul. Először is, az eredeti cikkben nem számítanak makrogazdasági faktorokat (nincs (1)-es egyenlet), helyette három változót (GDP-deflátort, munkanélküliségi rátát és a GDP növekedési ütemét) tesz be a VAR-ba a faktorok mellé (tehát y_t dimenziója náluk három). Ez az eljárás azonban - bár egyszerűbben becsülhetővé válna a modell - az általunk használt 34 makrováltozóhoz képest jelentősen leszűkítené a változók számát. Másodsor, Koop és Korobilis több modellt is megbecsült, amelyek abban különböznek egymástól, hogy a pénzügyi változók mely halmazából számolnak PKI-t. Ezután a jól teljesítő modelleket előrejelzési képesség alapján súlyozták össze, ráadásul időben változó módon, így náluk az is változott, hogy hány változóból készült a PKI.

A harmadik, említésre méltó különbség a faktorok számából fakad. Koop és Korobilis egy faktort számít a pénzügyi idősorokból, ahogy ez a PKI irodalomban megszokott. Elvileg azonban felmerülhet a kérdés, hogy egy faktorialóban megragadtunk-e minden lényeges információt. Főkomponens-elemzés és időben állandó dinamikus faktorok esetén létezik ezen kérdés eldöntésére teszt, a leggyakrabban alkalmazott ezek közül a Bai és Ng (2002) és a Bai és Ng (2007) cikkekben bemutatott tesztek. Mivel az általunk alkalmazott modellre nem találtunk használható tesztet, ugyanakkor ezt a kérdést is vizsgálni szeretttük volna, időben állandó paraméterű modellekkel is számítottunk faktorokat (ráadásul jelen esetben nem

csak a banki adatok esetén, hanem a makroidősoroknál is kérdéses, hogy hány faktorra van szükségünk). Ezekre az említett tesztek egy és hat közé javasolták a faktorok optimális számát. Végül - a később bemutatandó impulzusválaszok szignifikanciáját is figyelembe véve⁴ - a banki adatbázis esetén kettő, míg a makro idősorok esetén négy faktor használata mellett döntöttünk.

2.2.3. A modell becslése

A becslési eljárások teljeskörű bemutatását tartalmazza Doz et al. (2011), valamint Koop és Korobilis (2014).⁵ Az első említett cikk dinamikus faktorok számításához mutat be egy kétlépcsős becslési eljárást. Ennek első lépésében OLS-becsléssel határozza meg a modell paramétereit főkomponensek alapján, majd a második lépésben Kálmán-szűrővel számítja ki a faktorokat. Becslésünk során elsőként a makrofaktorokat ezzel a módszerrel határozzuk meg.

Utóbbi cikk ennek az eljárásnak az időben változó paraméterekre általánosított formája. Időben változó paraméterű modellek becsléséhez a legújabb eljárások általában bayesi módszereket használnak, amelyek Markov Chain Monte Carlo szimulációt igényelnek (ilyen modellre példa: Del Negro és Otrok (2008), Moench et al. (2013)). Ez a modellek számítási igényét nagy mértékben megnöveli. Az itt használt eljárásnak ezekkel szemben előnye, hogy a futási ideje lényegesen rövidebb. Működési elve a következő: ugyanúgy főkomponens-elemzésből indul ki, mint a Doz et al. (2011) cikk, azonban egy duális Kálmán-szűrő/simító eljárás következik ezután (mivel egy klasszikus Kálmán-szűrővel nem lehetne egyszerre kiszámítani a változó paramétereket és a faktorokat is). Először a főkomponens (és a kezdőértékek függvényében) újrabecslé a paramétereket, majd a második lépésben a paraméterekből újraszámítja a faktorokat.

⁴Robusztusságvizsgálatként elvégeztük a modellbecslést egy banki, illetve három és öt makrofaktorral is. Ezek nem módosították érdemben a hitelkínálati sokkok hatásait, a robusztusságvizsgálat eredményeit a sokkok hatásainak tárgyalásánál mutatjuk be.

⁵A modell becslése MATLAB program segítségével történt, Dimitris Korobilis kódjainak a felhasználásával, melyek interneten elérhetők: <https://sites.google.com/site/dimitriskorobilis/matlab/forecasting-tvp-favar>.

A becslési eljáráshoz még azt kell megadni, hogy a kovarianciamátrixok számítása hogyan történik. Ezekhez sincs szükség szimulációkra, kétfajta varianciamátrix diszkontálási eljárást használtunk (követve Koop és Korobilis megoldását): az exponenciális súlyozású mozgó átlagolást (EWMA) V_t és Q_t , valamint a forgetting faktor eljárást W_t és R_t kiszámításához (ezekről részletes leírást tartalmaz: Koop és Korobilis (2013)). Az EWMA eljárás integrált GARCH modell közelítő eljárásának tekinthető, a becslt mátrixok az adatokon kívül az előre megadott, úgynevezett decay faktoroktól függenek. A decay és a forgetting faktorok értelmezése nagyon hasonló: ezek 0 és 1 közé eső számok, minél kisebb az értékük, a kovarianciamátrix adott időpontbeli értéke annál inkább csak abban a negyedévben megfigyelt adatoktól függ. Minél távolabbi adatokat veszünk ettől az időponttól, annál kevésbé játszik szerepet a megfigyelés a becslt mátrix értékében. Amennyiben ezek 1-gyel egyenlők, a modell paraméterei konstansok lesznek. Értékük szakértői alapon és a modell teljesítménye alapján határozható meg.

A becslés lépései tehát a következők:

1. Makrofaktorok megbecslése
 - (a) Főkomponensek kiszámítása
 - (b) Kálmán-szűrő/simító
2. Kezdőértékek megadása
 - (a) A paraméterekre és a pénzügyi faktorokra: $\lambda_0^x, \beta_0, f_0^x, V_0, Q_0$
 - (b) Főkomponensek kiszámítása a a pénzügyi adatokból
3. A duális Kálmán-szűrő első lépése: paraméterek megbecslése a főkomponensek mellett
 - (a) A kovarianciamátrixok (V_t, Q_t, R_t, W_t) becslése EWMA és forgetting faktor eljárásokkal
 - (b) λ_t^x, β_t becslése Kálmán-szűrővel/simítóval
4. A duális Kálmán-szűrő második lépése: pénzügyi faktorok újrabecslése az előző pontban kiszámított paraméterek mellett

Az eredmények bemutatása előtt még a kezdőértékek megadásáról kell szót ejtenünk. Ezeknél arra törekedtünk, hogy minél inkább összhangban legyenek a kezdőértékek az adatokból nyert információval (tehát, hogy az eredményekben a változást ténylegesen a megfigyelésekből leszűrhető összefüggések változása okozza, és ne a rossz kiindulási értékek utáni konvergencia). Így a következőket választottuk: $\lambda_0^x \sim N(0, 1)$, $\beta_0 \sim N(0, V_{min})$, ahol V_{min} egy diagonális kovarianciamátrix, az átlójában lévő értékek $0.1/r^2$ -tel egyenlők (r azt jelöli, hányadik késleltetéshez tartozik az adott együttható, ez egy Minnesota-priorhoz hasonló feltételezés). $f_0 \sim N(0, 1)$, V_0 és Q_0 diagonális mátrixok, előbbinek 0.1, utóbbinak 0.01 szerepel az átlójában. A kezdőértékek hatásának kiszűrésére az eredmények értékelését mindig a 11. időszaktól (2004Q4-től) kezdődően végezzük.

Végül, a forgetting és decay faktorok megadása van még hátra, a 2.1-es táblázat mutatja Koop és Korobilis, valamint a mi választásunkat. κ_3 és κ_4 határozza meg, hogy a loadingok és a VAR-együtthatók mennyire gyorsan változhatnak. Ezekről az időben változó VAR (Cogley és Sargent (2005)) és FAVAR irodalom is azt feltételezi, hogy nagyon lassan módosulnak. Koop és Korobilis azt találta, hogy a modellek előrejelző-képessége drasztikusan romlik, ha 0.99-nél kisebb értékeket adnak meg ezekre a faktorokra. Mivel az említett becslések az USA adataira készültek, és Magyarországon a felzárkózás, a pénzügyi mélyülés és az utóbbi évek szabályozói változásai nagyobb változást indokolnak a paraméterekben, mi ennél némileg kisebb értéket választottunk. Ugyanakkor azt is tapasztaltuk, hogy az eredmények szignifikanciáját csökkenti κ_3 és κ_4 további csökkentése, ezért viszonylag magas értékeket állapítottunk meg.

κ_1 és κ_2 értékei azt határozzák meg, hogy mennyire heteroszkedasztikusak a VAR-hibatagok és a (2)-es egyenlet hibatagjai. Koop és Korobilis azt találta, hogy κ_1 és κ_2 kisebb értékei nem rontanak jelentősen a modellek előrejelzési teljesítményén, ami alátámasztja a heteroszkedasztikus hibatagok feltételezését (még 0.96-nál kisebb érték választása esetén sem). κ_1 -nél mi is ezt tapasztaltuk, azonban a VAR hibatagok kovarianciamátrixánál lassabb változást tettünk csak lehetővé. Ennek oka az adatok megválasztásának különbözősége: ők pénzügyi adatokból számítottak pénzügyi faktorokat és makrogazdasági idősorokat tartalmazott még a VAR-becslésük. Ezzel szemben mi banki idősorokból készítettünk pénzügyi faktorokat

és makrofaktorokat tartalmazott még a VAR-modellünk. Utóbbiak valószínűleg kevésbé heteroszkedasztikusak, mint az előbbiek.

2.1. táblázat: Decay és forgetting faktorok

	$\kappa_1(V_t)$	$\kappa_2(Q_t)$	$\kappa_3(W_t)$	$\kappa_4(R_t)$
Koop és Korobilis	0,96	0,96	0,99	0,99
Hosszú	0,96	0,98	0,98	0,98

2.3. Eredmények

2.3.1. Faktorok

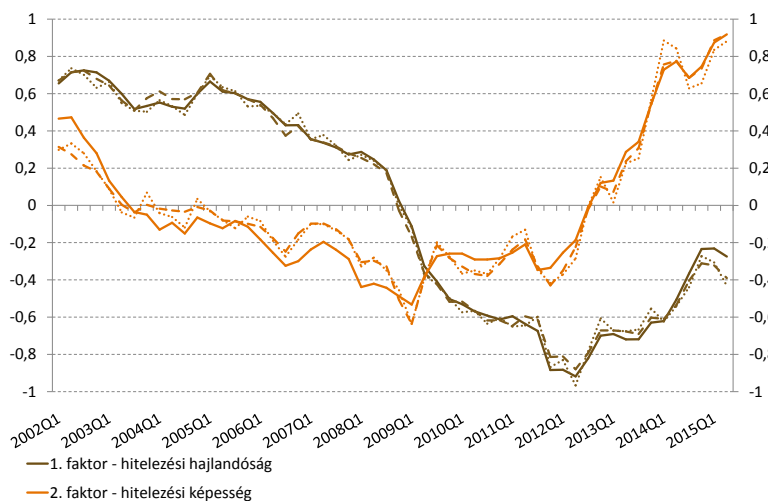
Az eredmények bemutatását a faktorokkal kezdjük (a két banki faktor az 2.1-es ábrán látható). Ahogy már említettük, a banki adatokból két faktort becsültünk, ebben a két változóban az eredeti adatok varianciájának közel 50 százalékát sikerült megjeleníteni. Az időben változó paraméterű becsülésünk eredményeit összehasonlítottuk két másik faktorelemzési eljárással: főkomponens-elemzéssel és a Doz et al. (2011) tanulmányban olvasható dinamikus faktorokkal is. Általánosan elmondható, hogy a három módszerből kapott faktorok nagyon hasonló képet mutatnak. Az időben változó modellből kapott faktorok kevésbé volatilisek, mint a másik két becsülés idősorai (különösen igaz ez a főkomponens-elemzésre), egyedi/kiugró események kisebb ugrásokat eredményeznek bennük.

A különböző modellekből kapott nagyon hasonló faktorok kapcsán felmerülhet a kérdés, hogy egyáltalán szükség van-e időben változó paraméterű becsülésre. Először is meg kell jegyeznünk, hogy a decay és forgetting faktorok magas értéke biztosítja, hogy a faktorbecslés paraméterei időben ne változzanak túl gyorsan (ellenkező esetben a modell hajlamosabb lenne a túlilleszkedésre), így nagyon eltérő eredményeket nem is kaphatunk az időben változatlan modellekhez képest. Ugyanakkor a pénzügyi sokkok várható nagysága és impulzusválaszai bizonyos esetekben jelen-

tősen eltérnek a minta különböző időszakában, így az időben változó paraméterű becslés indokolt.

A főkomponensek közötti korreláció definíció szerint nulla, a faktorok esetében azonban már nincs ilyen kikötés. Ennek ellenére modelljeinkben a faktorok közötti korreláció nagyon alacsony: a Doz et al. (2011)-féle faktorok esetén 0,0004, míg az időben változó faktorok között 0,0049.

2.1. ábra: Pénzügyi faktorok



Megjegyzés: a folytonos vonalak az időben változó paraméterű faktorokat, a szaggatott vonalak a Doz et al. (2011) módszerrel becsült faktorokat, a pöttyözött vonalak a főkomponenseket jelölik.

Megvizsgáltuk azt is, az eredeti változók közül melyekkel mozognak együtt szorosabban a kapott faktorok, és ebből fakadóan hogyan lehetne értelmezni őket. A kérdés eldöntéséhez minden banki változó sztenderdizált változatára futtattunk egy regressziót, amelyben a faktorok szolgáltak magyarázóváltozóként.⁶ Ezek eredményeit mutatja a 2.2-es táblázat, amelyben a regressziók R^2 értékei és a faktorok becsült együtthatói szerepelnek a mintában szereplő tíz bankra átlagolva. Az

⁶Használhattuk volna ehhez a faktorloadingokat is, ezek egész időszakra vett átlaga közel megegyező eredményt ad a regressziós együtthatókkal.

2.2. táblázat: A pénzügyi faktorokra és az eredeti változókra futtatott regressziók eredményei

Változó	R ²	1. faktor	2. faktor
Likvid eszközök*	0,57	-0,50	0,35
Stabil források*	0,68	-0,19	-0,14
Deviza swapok*	0,33	-0,27	-0,22
Anyabanki tőkeáttétel***	0,63	0,55	-0,27
Tőkepuffer*	0,32	-0,19	0,16
Tőkeáttétel***	0,42	0,25	-0,40
NPL-ráta változása	0,16	-0,25	-0,25
Értékvesztés eredményrontó hatása**	0,59	-0,73	-0,01
Kockázattal súlyozott eszközök*	0,33	-0,20	0,34
Kamat- és jutalékjövdelem*	0,49	0,43	0,30

Megjegyzés: * mérlegfőösszeg arányában, ** hitelek arányában, *** tőkeáttétel: mérlegfőösszeg az összes tőke arányában

együtthatókból faktoronként az abszolút értékben legnagyobb négy értéket kiemeltük, ezek a változók határozzák meg legjobban a faktorok alakulását.

Eszerint az első faktor értéke magas, ha alacsony a meglévő hitelállomány hitelezési kockázata, magas az eszközarányos kamat- és jutalékjövdelem, az anyabank magas tőkeáttétellel működik és alacsony a likvid eszközök aránya. Az első két mutató (hitelezési kockázatok) alacsony szintje mellett a bankoknak lehetősége van kockázatosabb hitelezési szegmensek felé elmozdulni, míg az utóbbi két mutató magasabb szintje arra utaló jel, hogy a bankok nagyobb hitelezési volument és magasabb kockázatokat hajlandók vállalni. Ezért ezt a faktort hitelezési hajlandósággként azonosítottuk. A második faktor szintje nő, ha nő a likvid eszközök aránya és a bankok eszközarányos kamat- és jutalékjövdeleme, valamint csökken a tőkeáttétele. Tehát ez a faktor akkor magasabb, ha a bankok likviditási és tőkehelyzete stabilabb, nyereségessége nagyobb. Ezért ez a faktor a hitelezési képesség mérésére lehet alkalmas. Még érdemes kiemelni azt az eredményt, hogy az első faktor esetében az anyabanki tőkeáttétel sokkal jobban együttmozog a faktoral,

mint a bankok saját tőkeáttétele (előbbinél az együttható 0.55, utóbbinál 0.25). Ez egybecseng azon korábbi hipotézisünkkel, miszerint a külföldi tulajdonban lévő bankoknál az anyabank tőkehelyzete informatívabb lehet a hitelkínálatot illetően, mint a leánybanké. Meg kell jegyeznünk, hogy a faktorok értelmezésének ez a módja csak részben tekinthető módszertanilag alátámasztottnak. Ugyanakkor - ahogy majd a következő alfejezetekben bemutatjuk - az impulzusválaszok elemzése során is hasonló következtetésre juthatunk a két faktor okozta sokkok makrogazdasági következményei alapján, és a faktorok időbeli alakulása is egybeesik a hitelezési hajlandóságról és képességről alkotott szakértői képpel.

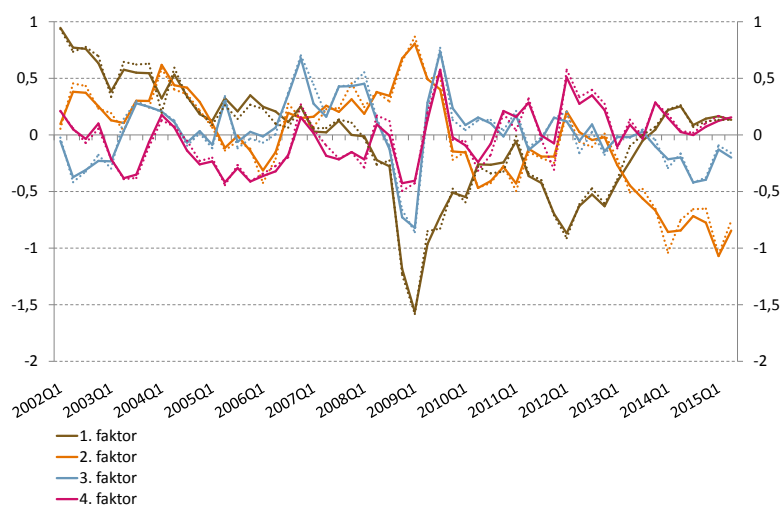
Elméleti szempontból egy lehetséges interpretációja a hitelezési képességnek és hajlandóságnak a következő: a bankok minden időpontban egy optimalizációs feladatot oldanak meg korlátok mellett. A likviditási és szolvencia-előírások szolgálnak korlátokként, melyek meghatározzák a bankok számára az elérhető lehetőségek halmazát. A hitelezési képesség azt mutatja, a bankok választása mennyire esik közel a szabályozói korlátokhoz, minél nagyobb a faktor értéke a bankok rendszerszinten annál távolabbi kimenetet választanak a szabályozói előírásokhoz képest. Ezért minél kisebb a faktor értéke, annál valószínűbb, hogy a hitelezési képesség szignifikáns hatást gyakorol a makrogazdaságra. Másik oldalról, a hitelezési hajlandóság azt mutatja, hogyan változtatják a bankok a döntésüket a lehetséges kimenetek halmazán belül. Ezek a változtatások – egyebek mellett például – profitmaximalizálási szempontokkal vagy a kockázati étvág változásával magyarázhatók. Ha egy bank például magasabb hitelezési veszteségeket szenved el, mint amire számított, a nemteljesítő hitelállománya megnő, a profitabilitása csökken. Ebből kifolyólag várhatóan az új hitelek esetén kevesebb kockázatot hajlandó vállalni a korábbiakhoz képest.

Az első faktor idősora alapján a hitelezési hajlandóság 2005-ig körülbelül konstans, magas szinten állt köszönhetően az anyabanki kockázatvállalási kedvnek és az alacsony hitelezési veszteségeknek. Majd lassan elkezdett csökkenni 2008-ig, amikor a válság hatására jelentős esést mutatott és negatív tartományba került, párhuzamosan a devizahitelekből származó veszteségek realizálódásával és a források beszűkülésével. 2009-től (a kedvezményes végtörlesztés által érintett negyedéveket leszámítva) körülbelül azonos, meglehetősen alacsony szinten maradt, majd

2013-ban lassan elkezdett növekedni, ez a folyamat azonban 2015-ben megtorpant. A hitelezési képesség faktora a minta elején érte el legmagasabb szintjét, majd a devizahitelezés felfutásával párhuzamosan a bankok tőke és likviditási helyzete egyre kifeszítettebbé vált, ami a hitelezési képesség folyamatos gyengülésével járt együtt. A válság után bekövetkezett anyabanki tőkeemelések és likviditásjavító intézkedések 2009-re jelentősen növelték az intézmények hitelezési képességét, ami az óvatos banki viselkedésnek és a visszafogott hitelezési aktivitásnak köszönhetően már 2011-re pozitív tartományba került és azóta is folyamatos emelkedést mutat, az utolsó időpontban historikus csúcsot ért el.

Ahogy már korábban említettük, végeztünk robusztusságvizsgálatot a faktorok számát illetően. A pénzügyi faktorok erre vonatkozólag erősen robusztusnak bizonyultak (az eredményeket a Függelék 5.4-es ábrája mutatja).

2.2. ábra: Makrogazdasági faktorok



Megjegyzés: a folytonos vonalak a Doz et al. (2011) módszerrel becsült, a pöttyözött vonalak a főkomponenseket jelölik.

A makroökonómiai változókból négy faktort képeztünk (ezek láthatók a 2.2-es ábrán), a statikus főkomponens-elemzéssel és Doz et al. (2011) dinamikus becs-

lésével ismét nagyon hasonló eredményekhez jutottunk. Ezúttal a változók variációjának 65 százalékát sikerült megragadni a faktorokkal, a banki változókhoz hasonló regressziókat végeztünk ebben az esetben is, az így kapott R^2 -ek a Függelékben megtalálhatók.⁷ Ezeknél a faktoroknál azonban nem próbálunk értelmezést keresni, egyrészt, mivel ez 4 faktornál és 34 változónál nehézkes is lenne, másrészt a további eredmények értékeléséhez erre nem lesz szükségünk.

2.3.2. Pénzügyi faktorok

A faktorok megismerése után rátérhetünk a faktorokkal becsült VAR-modell és az impulzusválaszok elemzésére. A VAR-modellben két késleltetést használtunk⁸, és Cholesky-dekompozícióval számoltuk ki az impulzusválaszokat. Mivel ezt az eljárást választottuk, tisztázni kell, milyen sorrendet feltételeztünk a sokkdekompozíciónál és erre mennyire érzékeny a modell. Első helyen a 4 makrofaktor szerepel, utána következik a 2 pénzügyi faktor. A faktorok becsléséből fakadóan egy-egy blokkon (makro, illetve pénzügyi) belül a faktorok és így a hibatagok is közel ortogonálisak, ezért sorrendjükre a modell eredményei teljesen robusztusak. Az olyan tanulmányokban pedig, ahol pénzügyi faktorokat is tartalmazó VAR-t Cholesky-dekompozícióval vizsgálunk, az a megszokott eljárás, hogy a faktor a makrováltozók után következik, így mi is ezt alkalmaztuk.

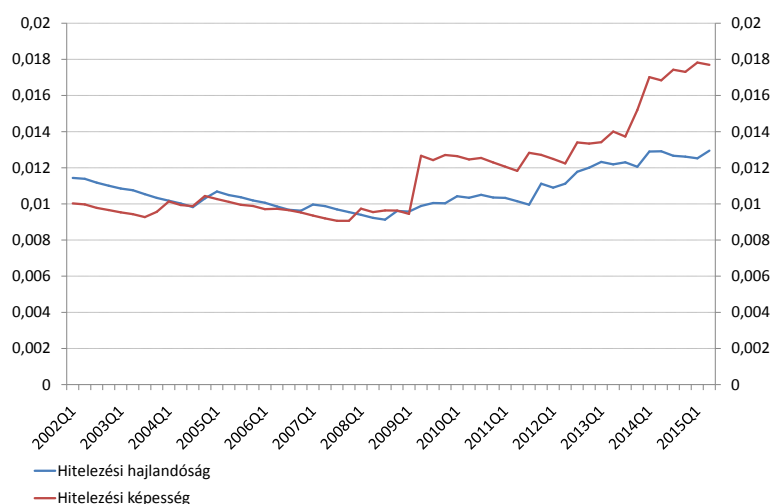
Kérdésként merül fel, hogy mekkora sokk hatását számszerűsítsük, mivel a faktoroknak nincs természetes mértékegysége. Ilyenkor a hibatagok szórásának megfelelő nagyságú sokk szokás számolni. A mi becslésünkben azonban a hibatagok szórása is változik időben, így, ha ezt az eljárást követnénk, az impulzusválaszok két ok következtében is változhatnak: a sokk mértéke és a sokkra adott válasz változása miatt. Ezt a két hatást azonban szeretnénk különválasztani, mivel mind-

⁷Szintén Függelékben megtalálhatók mind a banki, mind a pénzügyi faktorok esetén a 90 százalékos konfidenciaintervallumok is (5.1, 5.2, 5.3 ábra). A faktorok becslése annál bizonytalanabb, minél nagyobb sorszámú faktort becslünk meg, ami látszik a konfidenciasávokon is, különösen a makrofaktoroknál. Ugyanakkor ezek a sávok viszonylag kis becslési bizonytalanságot mutatnak, ami egybecsneget azzal az eredménnyel, hogy más módszerekkel is hasonló faktorokhoz jutottunk.

⁸Ha főkomponensekkel becsülnénk a FAVAR modellt, az Akaike és a Schwartz információs kritériumok is 2 késleltetést tartanak optimálisnak.

két ok érdekes lehet. Az impulzusválaszoknál ezért mindkét faktornál egységnyi sokk hatását fogjuk vizsgálni minden időpontban. Az egyedi változók impulzusválaszai a makrofaktorok impulzusválaszainak lineáris kombinációiként adódtak, ahol a súlyok szerepét a makrofaktorok loadingjai töltötték be.

2.3. ábra: A pénzügyi faktorok volatilitása



A 2.3 ábra mutatja a banki faktorokhoz tartozó hibatagok szórását, eszerint a válság előtt nem történt jelentős változás ebben a mutatóban. A válság utáni időszak viszont egész más képet mutat: először is, a hitelezési képesség volatilitása megugrik és az utána következő negyedévekben ez a növekedés nem korrigálódik vissza, hanem tovább folytatódik, a válság előtti szinthez képest közel megduplázódik. A hitelezési hajlandóság volatilitása szintén fokozatosan nőtt a 2008 utáni időszakban, bár csak kisebb mértékben. Tehát ezek alapján a bankrendszeri sokkok mértékének vagy valószínűségének megnövekedése nem egy egyszeri kiugró pont volt a válság kitörésekor, hanem egy tartósabb szinteltolódás. Ez főként azzal magyarázható, hogy 2008 óta sokkal nagyobb figyelmet kaptak a makroprudenciális szempontok, így számos új tőke és likviditási szabálynak kell megfelelnie a bankoknak. Ennek hatására lényegesen több szabályozói sokk éri a bankrendszert, mint a 2008 előtti időszakban. Ez jól tükröződik abban is, hogy a hitelezési képesség

volatilitása nőtt meg nagyobb mértékben - amely szorosabb kapcsolatban van a szabályozói környezettel - a hitelezési hajlandósághoz képest. Érdekes összehasonlítani a makroökonómiai⁹ és a pénzügyi faktorok hibatagjainak szórását is: a makro faktorokban a válság kitörésének évében volt egy nagy ugrás, amely után a szórások vagy nem nőttek tovább, vagy kezdenek visszatérni alacsonyabb szintekre. Ez a különbség is erősíti a szabályozói környezet hatására vonatkozó megállapításunkat.

2.3.3. Hitelezési hajlandóság

Először az 1. faktorra, azaz a hitelezési hajlandósági sokkra adott impulzusválaszokat mutatjuk be, majd a hitelezés képességi (2. faktor) sokkokra végezzük el ugyanezt.¹⁰ A hitelezési hajlandósági sokkra adott impulzusválaszokról általában elmondható, hogy viszonylag keveset változtak a megfigyelt mintán (5.6, 5.7 ábra). Egy kisebb hullám figyelhető meg 2004 és 2008 között, ekkora esett a háztartási devizahitelezés, amelynek következtében a háztartási nemteljesítő állomány jelenleg közel 20 százalékos szintet ér el. Ebben az időszakban a bankok nagyon laza hitelezési sztenderdeket alkalmaztak, így hihető, hogy a minta többi időszakához képest erőteljesebb hatása volt ekkor a hajlandóságnak. Még három időpontban térnek el az impulzusválaszok az átlagosnak mondhatótól: 2008Q4-ben, 2012Q3-ban és 2015Q2-ben. Ezek mindegyike egy-egy konkrét eseményhez köthető: válság kitörése, kedvezményes végtörlesztés, tisztességtelen kamatok elszámolása, amelyek hatása általában két negyedéves késéssel jelentkezik a makrofaktorokban. Általában még elmondható, hogy kevésbé szignifikáns és gyorsabban lecsengő sokkokat kapunk a hitelezési hajlandóság esetén, mint amit látni lehet a hitelezési képesség sokkjainál.

Rátérve a makrogazdasági változók impulzusválaszaira, a következő kép rajzolódik ki: ahogy egy hajlandósági sokktól elvárható, minden hitelállomány növekszik, miközben a hitelkamatok nem változnak szignifikánsan, illetve a lakáshitelek kamatai enyhén csökkennek (5.10 ábra). Azaz, változatlan kamatok mellett hajlandók a bankok nagyobb (kockázatosabb) ügyfélkört hitelezni. Ez az eredmény egybecseng

⁹A 2.3 ábra a Függelékben megtalálható.

¹⁰Az impulzusválaszokhoz tartozó ábrák a Függelékbenben található, a konfidenciaintervallumok 10000 futtatás alapján készültek.

Király és Nagy (2008) következtetéseivel: a válság előtt a bankok hitelkínálata és hitelállománya nőtt, egyre kockázatosabb háztartásokat és vállalatokat hiteleztek miközben a kamatok nem csökkentek. A főbb GDP-tételek, illetve az ipari termelés növekedik a hitelkínálati sokkra, azonban a hitelállományoknál kisebb mértékben és a hatás viszonylag hamar lecseng, így szignifikáns foglalkoztatási hatás nem mutatható ki (5.11 ábra). A foglalkoztatási hatás vélhetően azért is kisebb, mert a vállalatok a hitelből a munkát tőkével helyettesítik, amely jelenséget a beruházás impulzusválasza is alátámaszt. A magasabb GDP-növekedés csökkentőleg hat az országhoz fűződő kockázatra, így az államkötvények felára csökken, a magasabb import hatására viszont enyhén leértékelődik az árfolyam. Az árak nem reagálnak szignifikáns mértékben a sokkra, így az alapkamat sem változik, azonban a lakáshitelpiac élénkülésével együtt a lakásárak is növekednek (5.12 ábra). Ahogy a makro faktoroknál, úgy (természetesen) a változók esetében sem látható nagy eltérés az idődimenzió mentén az impulzusválaszokban. Kis mértékben a fogyasztásnál, a GDP-nél és a lakásáraknál tapasztalható, hogy a 2004-es impulzusválasz nagyobb, mint a későbbiek, ez valószínűleg a devizahitelezés hatásának tudható be.

A szignifikáns impulzusválaszok nagyon hasonló képet mutatnak a fent leírtakhoz akkor is, ha csak egy pénzügyi faktort tartalmaz a modell. A negyedik makrofaktor és a hitelállományok, lakáshitelkamatok, árfolyam és export közötti kapcsolat erős, ezért, ha a modell csak három makrofaktort tartalmaz, az említett változók impulzusválaszai kisebbek. Egy további makrofaktor szerepeltetése a modellben érdemben nem változtat az eredményeken (lásd: 5.16, 5.17, 5.18 ábrák a Függelékben).

2.3.4. Hitelezési képesség

A hitelezési képességi sokkok esetén perzisztensebb impulzusválaszokat kapunk, mint az előző esetben. Ahogy már korábban megállapítottuk, a képességi sokkok mértéke megnőtt a válság után, az impulzusválaszok alapján az is elmondható, hogy hatásuk is megnőtt. Az első és a negyedik makro faktorra gyakorolt hatás már 2004 óta elkezdett növekedni és az utóbbi években magasabb szinten maradt. A második makro faktor impulzusválaszában pedig inkább a válság után történt

eltolódás. Ráadásul ezek a változások nem egy-egy eseményhez köthetők, hanem trendszerűen, több év alatt következtek be (5.8, 5.9 ábra).

A hitelezési képességi sokk hatása meglehetősen eltérő a hajlandósági sokkétól. Azzal, hogy javul a bankrendszer hitelezési képessége, vagyis tőke- és likviditási helyzete, erősödik a pénzügyi stabilitás, ami jelentősen csökkenti az országgockázatot is. Ez tükröződik az államkötvények felárának nagy mértékű és tartós csökkenésében (5.15 ábra). Ha a bankrendszer stabilabb, csökken a bankcsődök miatti állami beavatkozás valószínűsége és várható költsége, amely az országgockázatot is csökkenti.¹¹ Erre reagálva (valamint a változatlan árfolyamra) a monetáris politika is lazít, amit a vállalati kamatok csökkenése követ. A háztartási kamatok ezzel szemben nem változnak szignifikánsan (a fogyasztási hitelek enyhén nőnek), ami annak tudható be, hogy a megfigyelt időszakban a hitelállomány döntő többsége devizában denominált vagy állami kamattámogatásos hitel volt, amelyek kamata nem volt az alapkamathoz (sem más piaci referencia kamathoz) kötve (5.13 ábra). A csökkenő vállalati kamatok hatására a vállalatok olcsóbban jutnak forráshoz, ami csökkentőleg hat az árakra is, valamint növeli a GDP-t, különösen a belső tételket (fogyasztás, beruházás). A GDP-vel párhuzamosan a foglalkoztatás is nő, míg a növekvő rendelkezésre álló jövedelmeknek köszönhetően a lakásárak is szignifikánsan nőnek (5.14 ábra). Végül, mindez úgy megy végbe, hogy a hitelállományok nem növekednek szignifikánsan.

Ez utóbbi eredmény elsőre kontraintuitívnek tűnhet. Ugyanakkor ismét hivatkoznunk kell a magyar bankrendszer azon tulajdonságára, hogy döntő része külföldi anyabankok tulajdonában van, így a magyar leánybankok tőkehelyzete nem feltétlenül informatív. Ez az eredmény is azt mutatja, hogy a hitelállományok alakulása szempontjából a hitelezési hajlandóság a meghatározó, a hitelezési képesség jelentette korlátok nem effektívek, mivel az anyabankok méretükből fakadóan könnyen orvosolni tudják ezeket. Ezt jól mutatja, hogy számos bank tőke szempontjából teljesen kifizített állapotban volt a válság előtt, a devizahitele-

¹¹Ez a jelenség az Eurozóna szuverén válsága idején a magas államadóssággal és rossz kockázati besorolással rendelkező országoknál volt elsősorban megfigyelhető (Görögország, Spanyolország, Olaszország, Portugália, Írország), ezekben az években a magyar gazdaságot is nagy sérülékenység jellemezte.

zés időszakában, ugyanakkor folyamatosan bővítették hitelállományukat. Meg kell említenünk, hogy a Cholesky-dekompozíció használata azt eredményezhette, hogy nem sikerült tökéletesen szétválasztanunk a hitelezési képességi és a kockázati prémium sokkot. Ebben az esetben a hitelezési képességi sokk valójában keveréke egy képességi és egy kockázati prémium sokknak, így a valós impulzusválaszok az általunk becsülnél kisebbek lehetnek.

Fontos látni azonban, hogy - bár a hitelképességi sokk nem hat szignifikánsan a hitelállományokra - jelentős és növekvő mértékű hatást gyakorol a makrogazdaságra, méghozzá az országgockázat és a monetáris politika reakcióján keresztül. Ugyan a bankrendszer kisebb része van hazai tulajdonban, a költségvetésnek mégis magas terhet jelentene a nagyobb magyar tulajdonú bankok csődje és kimentése. Ezért az országgockázat megítélésében, és így az államkötvény-felárak alakulásában jelentős szerepe van a bankrendszer stabilitásának. Ráadásul a pénzügyi mélyüléssel, a pénzügyi közvetítőrendszer makrogazdasághoz viszonyított arányának növekedésével ez a hatás egyre erősebb. Ez tükröződik az államkötvényfelárak impulzusválaszaiban, amely azt mutatja, hogy 2004-hez képest a későbbi években jobban reagáltak a felárak a hitelezési képességi sokkokra. Ez a növekedés még a válság kitörése előtt következett be, és utána nem folytatódott tovább. A bankközi kamatok alakulása alapján az is elmondható, hogy a monetáris politika reakciója is megváltozott a vizsgált időszakban: itt azonban a válság után tapasztalható eltolódás. Vélhetően 2008 után az országgockázat alakulása és a pénzügyi stabilitás jelentősebb szempont lett a monetáris politikai döntéshozóknál, mint a korábbi években. A hitelezési képesség sokkjának növekvő hatása ennek megfelelően jelentkezik a vállalati kamatokban, a GDP-tételekben, a foglalkoztatásban, az inflációban és a lakásárakban is.

A szignifikáns impulzusválaszok nagyon hasonlóak abban az esetben, ha a modell csak három makrofaktort tartalmaz, az egyetlen kivétel az árfolyam, ami inszignifikánsná válik. Öt makrofaktossal a GDP-tételek, a lakásárak és az államkötvényfelárak impulzusválaszai némileg nagyobbak (a Függelékben a 5.19, 5.20, 5.21 ábrákon láthatók az eredmények). Az impulzusválaszok időbeli változásából a faktorok számától függetlenül ugyanazok a következtetések vonhatók le.

Az impulzusválaszokból kapott eredményeink bizonyos mértékben összevethetők korábbi kutatások állításaival. Tamási és Világi (2011) a magyar vállalati hitelpiacon vizsgálta kínálati sokkok hatását egy bayesi SVAR-modell keretében. Két típusú hitelkínálati sokkot identifikáltak: kockázatérzékelési és kamatfelár sokkot. Az itt bemutatott modell esetén nem csak a vállalati hitelpiacra szűkítettük a becslést és a sokkidentifikáció is más eszközzel történt. Ugyanakkor a hitelezési hajlandósági sokk szintén egy hitelkínálati sokk, amely a hitelállományok változásán keresztül hat a GDP-re, ráadásul időben stabilnak bizonyultak az impulzusválaszok. A Tamási és Világi (2011) tanulmányban mindkét hitelkínálati sokk növeli a hitelállományt és a GDP-t, erősíti az árfolyamot, és nem befolyásolja az infláció alakulását. A hitelezési hajlandósági sokk esetén – az árfolyam kivételével – mi is ugyanezekre az eredményekre jutottunk. Kockázatérzékelési sokk esetén a kamatfelárak változatlanok maradnak, míg az alapkamat emelkedik, ugyanakkor kamatfelársokk esetén az alapkamat nem változik. Ez azt jelenti, hogy a vállalati kamatok nem változnak meg hitelkínálati sokk hatására, ami szintén összhangban van az itt bemutatott eredményekről. Tamási és Világi (2011) eredményei szerint egy hitelkínálati sokk okozta 1 százalékos növekedés a vállalati hitelállományban 0.1-0.2 százalékkal növeli a GDP-t. A mi számításaink alapján egy olyan hajlandósági sokk, amely 1 százalékponttal magasabb vállalati hitelállomány-növekedést eredményez, a GDP növekedési ütemét 0.07-0.25 százalékponttal növeli. Így elmondható, a két kutatás eredményeiből hasonló következtetésekre juthatunk.

Habár kizárólag magyar adatokat használtunk a modell megbecsléséhez, eredményeink más országok esetében is érdekesek lehetnek. A pénzügyi válságnak és a makroprudenciális politikai eszközök bevezetésének köszönhetően a pénzügyi sokkok váható mértéke minden érintett országban növekedhetett, amely máshol is indokolttá teszi az időben változó paraméterű modellek használatát. Az európai országokban a pénzügyi közvetítő rendszeren belül a bankrendszer biztosítja a pénzügyi források döntő részét, így – Magyarországhoz hasonlóan – a banki hitelkínálat a legmeghatározóbb a pénzügyi kondíciók tekintetében. A kelet-európai országokban a bankrendszer nagy része általában külföldi tulajdonban van, és a külföldi anyabankok ugyanazt a stratégiát alkalmazzák, mint a magyar leánybankok esetében. Így ezekben az országokban is az anyabanki adatok, a kockázatvállalási

hajlandóság és a profitabilitás meghatározóbbak lehetnek a hitelkínálat alakulásában, mint a likviditási és szolvenciahelyzet.

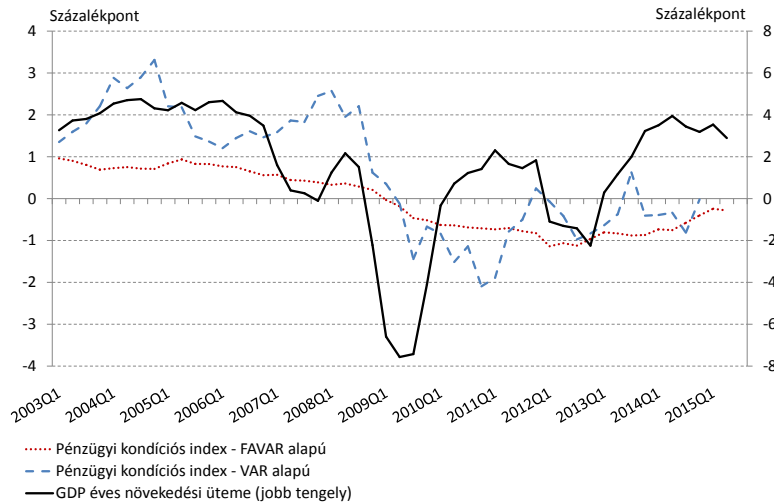
2.3.5. Pénzügyi kondíciós index

A pénzügyi piacok működésének értékelésére a központi bankok (többek között) pénzügyi kondíciós indexeket számítanak. A fent bemutatott modellből mi is számítottunk PKI-t, amelyet az MNB korábbi PKI-jával hasonlítottunk össze. Az MNB PKI-jának számítása 2016-ig Tamási és Világi (2011) SVAR-modellje alapján történt (ebben a cikkben még csak a vállalati hitelekre vonatkozó VAR-modell szerepelt, a PKI-számításához a vállalatihoz hasonló módon becsültek SVAR-modellt a fogyasztási hitelekre is). Így azon PKI-k csoportjába tartozott, amelyek a legfontosabb pénzügyi idősorokat a makrogazdaságra – elsősorban a GDP-re - gyakorolt hatásuk alapján súlyozták össze. Ezek az idősorok a vállalati és fogyasztási hitelállomány, valamint a vállalati és fogyasztási hitelkamatfelárak voltak. A súlyokat két hatás összegéből számolták: a pénzügyi idősorok GDP-re gyakorolt késleltetett hatását a VAR-modell GDP-egyenletének együtthatói, a szimultán hatást az identifikált sokkok impulzusválaszai határozták meg. A két SVAR modellből kaptak egy vállalati és egy háztartási (fogyasztási hitelekre szűkítve) részindexet, a kettő összegéből jött létre a végső PKI. A mutató a bankrendszer hozzájárulását mutatta a GDP éves növekedési üteméhez.

Az így képzett indexnél egyrészt problémát jelentett, hogy a háztartási szektornál csak a fogyasztási hiteleket vette figyelembe, másrészt egyik negyedévről a másikra több esetben jelentős mértékű változást mutatott, miközben a pénzügyi közvetítő rendszer helyzete és viselkedése nem változott érdemi mértékben. Ez vélhetően abból fakadt, hogy olyan változók súlyozásából jött létre az index, amelyeket a hitelkereslet és -kínálat egyaránt nagy mértékben befolyásol, ezért kevésbé pontos mérője a kínálati oldalnak. Az itt bemutatásra kerülő mutatónál ezzel szemben arra törekedtünk, hogy szélesebb információs bázisból induljunk ki, és a hitelkínálati oldalra jobban koncentráló változókból álljon össze az adatbázis.

Kézenfekvő volt a faktormodellek használata, már csak azért is, mert a legújabb PKI-k szinte kivétel nélkül faktorelemzésből származnak, az első faktort szokás

2.4. ábra: Pénzügyi kondíciós index index



PKI-nak tekinteni. Ugyanakkor e megszokott eljárás ellen szól, hogy a FAVAR-modellből azt az eredményt kaptuk, hogy a második faktor is hat a makrogazdaságra, ráadásul a faktorok értelmezése nehézkes, a változásuk hordoz információt, a szintjük nem, ami hátrányt jelentene a korábbi PKI-hoz képest. Ezért egyesítettük a faktormodelleken és a VAR-modelleken alapuló PKI-k előnyeit, és végső mutatóként a hitelezési hajlandóság faktor GDP-re gyakorolt hatását határoztuk meg. A hitelezési képesség hatásától azért tekintettünk el, mert az impulzusválaszok alapján ez a faktor a hitelállományokon keresztül nem fejt ki szignifikáns hatást, a PKI kapcsán pedig az az elvárásunk, hogy a hitelpiacok alakulásáról adjon képet. A GDP-re gyakorolt hatást az időben változó FAVAR GDP-egyenletének együtthatóiból számítottuk.¹² Ezzel egy olyan mutatót kaptunk, amelynek megbecslésekor széles információs halmazt használtunk, ugyanakkor egy könnyen interpretálható indikátorhoz jutottunk, melynek mind a szintje, mind a változása fontos információt hordoz.

¹²Változás a korábbi módszertanhoz képest, hogy az impulzusválaszokat nem használtuk fel, ez a különbség az eltérő sokkidentifikációból fakad, mivel a Cholesky-dekompozícióval nem számolunk szimultán hatással.

Az új mutató értelmezése nagyon hasonló a régihez: a bankrendszer hitelezési kínálatának hozzájárulását mutatja a GDP-éves növekedési üteméhez (2.4 ábra). Előjelét tekintve a két mutató szinte teljesen megegyezik egymással, mértékében az új index kisebb hozzájárulást mutat, és a volatilitása is kisebb mértékű. Indexünk szerint a válság 2008-as kitöréséig a pénzügyi közvetítő rendszer GDP-hez való hozzájárulása folyamatosan pozitív volt: a devizahitelezés felfutásával a GDP-hozzájárulás is nőtt, majd 2007-től kezdve folyamatosan csökkent. 2009-től kezdődően a bankrendszer hozzájárulása a kibocsátáshoz negatív lett, ez a hatás 2012-ig fokozatosan erősödött. Ekkor az MNB elindította Növekedési Hitel Programját, amelynek célja a banki hitelkínálat növelése volt. 2013-ban és 2014-ben a bankrendszer kontrakciós hatása jelentősen csökkent. Ez a trend azonban 2015 elején megtorpant, és a minta végéig a pénzügyi közvetítőrendszer enyhén negatív hatása fennmaradt.

Az itt bemutatott PKI hasznos döntéstámogató eszközként működhet monetáris és (különösképpen) makroprudenciális szabályozói szempontból. A PKI nulla értéke azt jelenti, hogy a bankrendszeri hitelkínálat kielégíti a hitelképes vállalatok és háztartások keresletét, a bankrendszer semleges, a hitelkínálat összhangban van a potenciális GDP-vel. Ha a mutató értéke jelentősen meghaladja a nullát, vélhetően túlzott hitelkiáramlás jellemzi a háztartási és/vagy a vállalati hitelpiacot, azaz az index hitelboomot jelez. Ha a PKI negatív, a hitelkínálat sokkal alacsonyabb a hitelkeresletnél, azaz a hitelezési kondíciók túl szigorúak.

Monetáris politikai szempontból az index a kibocsátási résről adhat információt: a PKI a bankrendszer hitelkínálaton keresztüli hozzájárulását mutatja a kibocsátási réshez, amely segít a pénzügyi közvetítőrendszer üzleti ciklusban betöltött szerepének értékelésében. Makroprudenciális szabályozói szempontból a PKI segíthet beazonosítani a hitelboomok időszakait. A túlzott hitelezés mérésére leggyakrabban használt eszköz a hitelrés, amely azonban nem képes arra a kérdésre válaszolni, hogy a boomot a keresleti vagy a kínálati oldal váltotta ki, így a döntéshozó sem tudja, hogy a piac keresleti vagy kínálati oldalát kell-e szigorúbban szabályozni. Ha a PKI hitelboomot jelez, az a piac kínálati oldalához köthető, így ebben az esetben a bankok hitelkínálatát kell visszafogni.

2.4. A fejezet összefoglalása

A disszertáció ezen részében egy időben változó paraméterű FAVAR modell segítségével magyar adatokon két hitelkínálati faktort számítottunk, melyek közül az elsőt hitelezési hajlandósággként, a másodikat hitelezési képességgként azonosítottunk. Majd megvizsgáltuk a kétfajta hitelkínálati sokk makrogazdasági változókra gyakorolt hatását, és ezek időbeli változását. Végül becsléseink alapján egy újfajta pénzügyi kondíciós indexet számszerűsítettünk, amely a bankrendszer hitelkínálatainak GDP-növekedésre gyakorolt hatását méri.

A számítások elvégzéséhez egy banki paneladatbázist használtunk, amelyben a bankok tőke- és likviditási helyzetét, valamint kockázatvállalási hajlandóságát leíró mutatókat vettünk figyelembe. Az idősorok összeállításánál arra is tekintettel voltunk, hogy a magyar bankrendszer jelentős része külföldi anyabank tulajdonában van, így hitelkínálat szempontjából az anyabankok tőkehelyzete meghatározóbb lehet, mint a magyar leánybankok mutatói. Ezen feltételezésünket mind a faktorok loadingjai, mind az impulzusválaszokból levonható következtetések alátámasztották.

Modellbecslésünkben a faktorok loadingjai, a VAR-együtthatók, valamint a faktorok és a VAR-egyenletek hibatagjainak szórása is időben változó folyamatként jelent meg. A VAR-hibatagok szórásának változása alapján elmondható, hogy mind a makro, mind a pénzügyi sokkok várható mértéke megnőtt a válság hatására, előbbieknél azonban ez egy egyszeri megugrás volt, amely azóta kezd visszatérni korábbi szintjére. Utóbbiaknál ezzel szemben továbbra is nő a várható sokkok mértéke, vélhetően a 2008 utáni, új szabályozói előírások hatására.

A kétfajta hitelezési sokk meglehetősen eltérő módon hat a makrováltozókra. Legfontosabb ezek közül, hogy egy képességi sokk egy túlnyomórészt külföldi tulajdonban lévő bankrendszerben a GDP-t az országgok kockázat csökkenésén és a monetáris politikai lazításon keresztül befolyásolja, de érdemi hitelállomány-bővülést nem okoz, mert a képesség a külföldi tulajdonos miatt rendszerint nem jelent korlátot. A hajlandósági sokk pedig főleg a hitelezési aktivitást változtatja meg. Ráadásul a képességi sokkok hatása általában perzisztensebb, míg a hajlandósági sokkok gyorsabban lecsengenek. Továbbá, a hitelezési hajlandóságnál kapott impulzusvá-

laszokból hasonló következtetések vonhatók el, mint Tamási és Világi (2011)-es, hitelkínálati sokkok hatását számszerűsítő tanulmányából.

Időbeli változás szempontjából is eltér a két pénzügyi sokk egymástól: a hajlandóság hatásának változását a devizahitelezés, valamint egyszeri események (válság kitörése, végtörlesztés, forintosítás) mozgatták, így az eltérések általában rövid időszakokra jellemzőek, és ráadásul kismértékűek a különböző negyedévek között. Ezzel szemben a hitelezési képesség esetén trendszerű folyamatok figyelhetők meg: az országkockázat alakulásában egyre nagyobb szerepet játszott a bankrendszer helyzete a válság előtt, míg 2008 után úgy tűnik, a monetáris politika növekvő mértékben vette figyelembe a pénzügyi stabilitást.

Mindezen eredmények felhasználásával egy új PKI-t készítettünk, amely egyesíti a faktor- és a VAR-modellekből számított indexek előnyeit: széles információshalmazt felhasználva egy könnyen értelmezhető mutatót ad eredményül. Az index a hitelezési hajlandóság faktor GDP-re gyakorolt hatását mutatja, amelyet a faktorból és a VAR-együtthatókból számítottunk ki.

3. fejezet

A nemteljesítési valószínűség és az optimális jövedelemarányos törlesztőrészlet-szabály modellezése egy háztartási kérdőíves felmérés felhasználásával

3.1. Bevezető

A 2007-ben indult pénzügyi válságra a bankszektor jelentős mérleglépítéssel reagált, miközben a nemteljesítő állományok korábban soha nem látott szintekre emelkedtek. 2013-ban a kormányzati intézkedések és a banki törekvések ellenére a nemteljesítő háztartási hitelállományok a teljes állomány már közel ötödét tették ki. Ez a szint a régiós összehasonlításban is rendkívül magasnak tekinthető még akkor is, ha olyan tényezők is emelték, mint a végtörlesztés. Éppen ezért fontos annak feltárása, hogy milyen tényezők játszhattak szerepet e kedvezőtlen folyamat kialakulásában.

Kutatásunkban mikro adatok felhasználásával elsődlegesen arra keressük a választ, hogy milyen makro, szoció-demográfiai, illetve hiteljellemző változókkal magyarázható a nemteljesítés valószínűsége a hazai háztartási jelzáloghitelek esetében. Célunk eléréséhez modellezési eszközül bináris változós ökonometriai becsléseket, elsősorban logit-modelleket használtunk. Emellett kiemelt feladatunknak tekintettük a jövedeleमारányos törlesztési teher (PTI) és a hitelkockázatok kapcsolatát is feltárni. Ennek keretében kísérletet teszünk a PTI azon maximális szintjének meghatározására is, amely mellett még el lehet kerülni az egyes háztartások túlzott eladósodását. Ez utóbbi nem csak a háztartások szempontjából fontos, de pénzügyi stabilitási megfontolásokból is meghatározó lehet. Emiatt kutatásunk nemcsak hiánypótló elemzési célokat szolgál, de kellő alapot jelenthet a szabályozó hatóságok számára a makroprudenciális kockázatok felépülését szolgáló korlátok kidolgozásához.

A hazai lakossági jelzáloghitelezés legfőbb sajátossága a denominációs szerkezete, hiszen a válság kezdetekor a hitelek több mint 70 százaléka külföldi devizában denominált, elsősorban svájci frank hitel volt. A lakossági devizahitelezés kialakulásának okait mind a hazai, mind a külföldi szakirodalomban többen tárgyalták (pl.: Zettelmeyer et al. (2010), vagy Király és Banai (2012)). Basso et al. (2011), akik megállapítják, hogy többek között a könnyű hozzáférés a devizaforrásokhoz, a nagy kamatkülönbség a hazai és a külföldi devizák között és az ország nyitottsága egyaránt a devizahitelek felé tolja a háztartásokat. Ezek a tényezők hazánk esetében egytől-egyig megfigyelhetők voltak, némiképp magyarázatot adva a kiugró arányú hazai devizahitel-állományra. A válság során a forint árfolyama jelentősen gyengült a svájci frankkal szemben, így a korábban felépült jelentős lakossági devizahitel-állomány teljesítménye nagy mértékben romlott. A hazai lakossági hitelezéssel foglalkozó tanulmányoknak központi kérdése lett a háztartási hitelek teljesítményét befolyásoló tényezők.

Hosszú (2011) tanulmányának megállapítása szerint is szerepe volt a háztartások nyitott árfolyampozíciójának a hitelek bedőlésénél. A tanulmány a KSH által készített keresztmetszeti mikroadatbázis, a Háztartási Költségvetési Felvétel (HKF) 2004-2008-as időszakra vonatkozó adatainak felhasználásával elemzi a háztartások fogyasztási és hitelfelvételi döntéseit, valamint ezek jövedelem szerinti he-

terogenitását. A háztartások eladósodottsága és munkapiaci helyzete alapján von le következtetést, hogy mely makrogazdasági faktorok játszhatnak fontos szerepet az egyes jövedelmi rétegek nemteljesítővé válásában. Ezen adatbázis alapján a válság kitörése után az alacsony jövedelmű rétegeknél a jövedelemhez viszonyítottan magas törlesztőrészlet miatt már kismértékű frankárfolyam-erősödés is hiteltörlesztési problémákhoz vezethetett, míg a középső jövedelmi rétegeknél elsősorban a munkahelyvesztés okozhatta a nemteljesítő hitelek arányának emelkedését, amit a forint-svájci frank árfolyam leértékelődése tovább súlyosbított. A HKF-es felmérés legnagyobb hátránya a mostani tanulmányban használt felméréshez képest, hogy a háztartások hiteleiről lényegesen kevesebb információval szolgál.

Gáspár és Varga (2011) tanulmányukban ugyancsak a HKF mikroadatbázist használták fel a hiteltörlesztési problémák modellezésére. Feltételezésük szerint egy háztartás akkor nem teljesíti a törlesztési kötelezettségét, ha a havi törlesztőrészlete meghaladja nettó jövedelmének 40 százalékát (a megmaradt 60 százalék szükséges az alapvető fogyasztási kiadások fedezéséhez). Az így létrejövő nemteljesítések bekövetkezését három tényezőre vezették vissza: az induló eladósodottsági szint (jövedelemarányos törlesztőrészlet) már túl magas volt, a forint árfolyamának leértékelődése és munkahelyvesztés. Eredményeik szerint a kezdeti törlesztési terhek magas volta a nemteljesítések 50 százalékáért felelős, 45 százalékot magyaráz az árfolyamváltozás, míg a maradék, igen csekély részért felelős csak a munkanélküliség. A HKF ebben az esetben is hátrányt jelent a hitelekre vonatkozó szűk és nem reprezentatív információs bázis miatt (például a háztartások hitelállománya lényegesen alacsonyabb a HKF adatai alapján, mint a tényleges adósságállomány).

Holló (2009) három (jelentős háztartási hitelállománnyal rendelkező) kereskedelmi bank lakossági jelzáloghitel-portfóliójára vonatkozó panel adatbázist felhasználva elemezte a portfólió kockázati jellemzőit. A választott módszertan ebben az esetben a túlélési analízis volt, amely a nemteljesítési valószínűség számításánál figyelembe veszi, hogy a hitel eltérő életciklusaiban eltérő a nemfizetési valószínűsége. Eredményei szerint a hitelek denominációs szerkezete, az induló hitel/hitelfedezeti érték (LTV), az ügyfél iskolai végzettsége tekinthetők a főbb nem teljesítések alakulását befolyásoló ügyfél- és termékspecifikus kockázati tényezőknél, míg a munka-

nélküliségi ráta, a hazai és külföldi kamatok, valamint az árfolyam pedig a fontosabb nem teljesítésre ható makrokockázati faktorok.¹

Jelenlegi elemzésünk szempontjából fontos Balás (2013) tanulmánya, aki a háztartások eladósodottságának mértékét járja körül makroszintű adatok és a 2010-es HKF felhasználásával. Rávilágít, hogy nemzetközi összehasonlításban a makrogazdasági aggregátumok alapján sem a hitelállomány mértékében, sem a jövedelemarányos törlesztési teherben nem adósodott túl a háztartási szektor. Ugyanakkor a háztartások törlesztési terhei jelentős heterogenitást mutatnak. A legalacsonyabb jövedelmű (alsó kvintilisbe tartozó), hitellel rendelkező háztartások jövedelemarányos törlesztési terhe magas, átlagosan 30 százalék volt 2010-ben. Fontos figyelembe venni, hogy az alacsony jövedelműek esetében a jövedelem nagyobb része szükséges az alapvető kiadások finanszírozásához. A 30 százalékos jövedelemarányos törlesztési teher esetükben egy lényegesen kifeszítettebb helyzetet jelenthetett, mint a magasabb kvintilisekben. A CHF forinttal szembeni erősödése pedig jelentős mértékben tovább ronthatta ezt a helyzetet.

A hazai szakirodalomból végül meg kell említenünk Holló és Papp (2007) tanulmányát is. Bár ez a legrégebbi a felsoroltak közül, így következtetéseiben is ez áll legtávolabb a mostani elemzéstől, de ez volt az utolsó, mostanihoz hasonló háztartási felmérés az MNB részéről. A két felmérés érdemben a feltett kérdések köre szempontjából különbözik, mivel ahhoz képest bővült a feltett kérdések halmaza. Új elemként például a 2013-as kérdőív rákérdezett a háztartás tulajdonában lévő összes ingatlan értékére, nem csak a hitelfedezetként használtakra. Hasonlóan, bekerült a kérdések körébe például az esetleges átstrukturálásra és annak időpontjára, az árfolyamgátban és a végtörlesztésben való részvételre, illetve hitelközvetítő közreműködésére vonatkozó kérdés. A szerzők a hitelek nemteljesítési valószínűségét modellezik jövedelemtartalék-számítás, logit-modell és neurális háló segítségével. Eredményeik szerint a háztartás rendelkezésre álló jövedelme, a jövedelemarányos törlesztési teher, az eltartottak száma és a családfő munkaerő-piaci

¹A kapott modellt végül stressztesztelési célokra használta fel. Ennek továbbfejlesztett változata szolgál jelenleg is az MNB szolvencia-stressztesztje során a háztartási nemteljesítési valószínűségek kiszámítására (az aktuális modell leírása megtalálható Banai et al. (2013)-ban).

helyzete rendelkezik érdemi magyarázó erővel. A kapott modelleket a bankrendszer stressztűrő-képességének teszteléséhez használták fel.

A releváns hazai szakirodalom eddigi eredményeit tehát a következőképpen foglalhatjuk össze: Hosszú (2011) és Gáspár és Varga (2011) is három fő tényezőre vezet vissza a háztartási hitelek nemteljesítését: kezdeti túlzott eladósodásra, munkahelyvesztésre és törlesztőrészlet-változásra. Előbbi cikk csak arra tér ki, hogy mely jövedelmi rétegeket melyik tényező érintette leginkább, míg utóbbi dekomponálja számszerűen, hogy a nemteljesítővé válásban melyik ok mekkora szerepet játszott. Mivel az előbbi cikk szerint a túladósodás az alacsony jövedelmi rétegeknél volt tipikus, utóbbi szerint pedig ez volt a legfontosabb nemteljesítéshez vezető faktor, a nemfizető háztartásokon belül vélhetően felülreprezentáltak az alacsony jövedelmű háztartások. Ezzel összhangban van Balás (2013) is, amely szerint a háztartások átlagos eladósodottsága nem magas, azonban az átlag jelentős heterogenitást tartalmaz: az alacsony jövedelmű háztartások túladósodtak. Holló és Papp (2007) és Holló (2009) becslései is alátámasztják, hogy mind a három faktor (túladósodás, munkanélküliség és törlesztőrészlet-emelkedés) releváns szerepet játszik a nemteljesítési valószínűség alakulásában: a túladósodást méri (direkt vagy indirekt módon) a hitel/hitelfedezeti érték mutató (LTV), a háztartás rendelkezésre álló jövedelme, a jövedelemarányos törlesztési teher és az eltartottak száma. A munkanélküliség valószínűségét jelzi az ügyfél iskolai végzettsége és a családfő munkaerőpiaci helyzete. Végül, a törlesztőrészlet-változás hatását mérheti (többek között) a hitelek denominációs szerkezete, a hazai és külföldi kamatok, valamint az árfolyam változása. Becsléseink során, ahogy ez a későbbiekből kiderül, mi is hasonló változókör szignifikanciáját állapítottuk meg.

A mostani elemzésünk több dologban is túlmutat az eddigi hazai tanulmányokon. Egyrészt választ ad olyan kérdésekre, mint hogy milyen különbség mutatkozik az egyes terméktípusok között, vagy hogy milyen tulajdonsággal rendelkeznek a különböző években kibocsátott hitelek. Másrészt szabályozói szempontból is releváns következtetéseket von le a modell alapján.

A külföldi szakirodalomban is nagyon sokat foglalkoztak a háztartási hitelek teljesítményének alakulásával. A válság által nagy mértékben sújtott Spanyolországban például Blanco és Gimeno (2012) tanulmánya is erre fókuszált. A spanyol

hitelregiszter adatai alapján készített elemzés azt mutatta, hogy a nemteljesítő hitelek alakulását főként a munkanélküliség, a hitelállomány illetve a szerzők által létrehozott speciális mutató (ami a törlesztési terheket és a jövedelmi helyzetet is magában foglalja) alakulása határozza meg. A súlyos válságot átélt ír jelzáloghitelpiacot elemző Lyndon és McCarthy (2013) ugyancsak az intuíciónak megfelelő eredményeket mutatott be. A nemteljesítést leginkább a törlesztő terhek alakulása, illetve az LTV nagysága magyarázta. Emellett a munkapiaci helyzet, illetve a lakásvásárlás célja (befektetés vagy saját használat) is szignifikáns magyarázóerővel bírt. Az amerikai jelzáloghitel-piaci válságról pedig többek közt Mian és Sufi (2011) értekezett. Azt találták, hogy a csődvalószínűség legnagyobb mértékben azokon a területeken emelkedett, ahol korábban jelentős volt a lakásárak növekedése, majd zuhanása. Vagyis a fedezetül szolgáló ingatlan értéke nagy mértékben befolyásolja a visszafizetés valószínűségét.

Találunk példát arra is, hogy hasonló lakossági felmérés alapján, ugyancsak bináris változós ökonometriai módszerekkel becsültek csődvalószínűséget. May és Tudela (2005) a brit háztartások jelzáloghiteleinek nemteljesítési valószínűségére becsült egy dinamikus probit modellt, és ezen eredmények alapján határozta meg, hogy melyek azok a tényezők, amelyek a legnagyobb hatással vannak egy hiteladós bedőlésére. Az általuk használt felmérés során minden évben megkérdezik ugyanazon háztartásokat, így lehetőségük volt dinamikusan nézni az egyes tényezők hatását. A vizsgált változók közül legnagyobb mértékben a munkanélkülivé válás növelte a csődvalószínűséget, mivel ennél találták a legnagyobb marginális hatást a szerzők. Emellett nagyon erőteljes hatása volt a kamattörlesztés jövedelemhez viszonyított nagyságának is (a szerzők külön vizsgálták a kamat- és a tőketörlesztést). Végül pedig szintén pozitívan befolyásolta a csődvalószínűséget, ha az adósnak komoly terhei származtak fedezetlen hitelből is. Összességében tehát a törlesztési képességet egyaránt meghatározta a munkapiaci helyzet és a hiteltörlesztés nagysága (ami függ az eladósodottságtól), vagyis a következtetések megegyeztek a hazai irodalomban találtakkal.

Végül LaCava és Simon (2003) is használt a háztartásokra vonatkozó felmérést a hitelek teljesítményét befolyásoló tényezők feltárására. Számunkra kiemelten fontos, hogy az általuk becsült logit modellnél felhasznált minta a miénkhez

hasonlóan csak keresztmetszeti információkat tartalmazott. Tanulmányukban nem kizárólag hitelek teljesítményére fókuszáltak, hanem általában a háztartásokat érintő pénzügyi nehézségekre. Arra voltak kíváncsiak, hogy milyen jellemzők növelték annak valószínűségét, hogy egy háztartás pénzügyi nehézségekkel nézett szembe a vizsgálat idején (1998 és 1999 fordulóján). Vizsgálatuk során változók széles köre bizonyult szignifikánsnak. A munkanélküliség, jelzáloghitel törlesztőrészletének nagysága, a hitelkártyákra fizető kamattörlesztés, jövedelem változók mellett olyan egyedi adós jellemzők is szignifikáns magyarázó erővel bírtak, mint a kor, vagy a háztartás nagysága. Összességében tehát azt látjuk, hogy a nemzetközi szakirodalomban is több helyen használtak bináris változós modelleket a háztartások pénzügyi teljesítményének értékeléséhez. Ezen modelleknél pedig a háztartások jövedelmi pozíciója, a munkapiaci helyzete és az eladósodottság nagysága magyarázta szignifikánsan a háztartások teljesítményét.

E fejezet felépítése a következő: a bevezetés és irodalmi áttekintés után bemutatjuk az általunk használt adatokat, mivel egy mintavételes mikroadatbázist elemzünk, kitérünk mintánk (makro adatokkal összevetett) reprezentativitására. A következő fejezetben részletesen bemutatjuk modellspecifikációinkat, elemezzük a becslésből kapott eredményeket és robusztusság vizsgálatot is végzünk. Külön részt szentelünk azon változóknak, amelyek empirikus megfigyelések alapján hatással lehetnek a nemteljesítési valószínűség alakulására, azonban a mi becslésünkbe végül nem kerültek be, és feltárjuk ennek okát. Ezután tárgyaljuk a jövedelemarányos törlesztőrészlet és a hitelkockázatok kapcsolatát, végül összegezzük fontosabb megállapításainkat.

3.2. Adatok

2013 augusztusában a Magyar Nemzeti Bank egy kérdőíves felmérés keretében gyűjtött információkat a hitellel rendelkező háztartásokról. A felmérés célja az volt, hogy az MNB mélyebb információkhoz jusson a háztartások pénzügyi helyzetéről, eladósodottságáról, megtakarítási szokásairól. A GfK Hungária segítségével elkészült felmérésben csak olyan háztartások vettek részt, ahol legalább az egyik tagnak volt valamilyen hitele. Az 1000 megkérdezett háztartásnak összesen 1322

hitelszerződése volt a felmérés időpontjában. A hitelszerződések között darabszám szerint a lakáshitelek képviselték a legnagyobb súlyt, hiszen ezekből 341-ről kaptunk információt. Ugyancsak jelentős mennyiséget képviseltek a személyi hitelek (196), a folyószámlahitelek (176), a szabadfelhasználású jelzáloghitelek (163), illetve a gépjármű-hitelek (138). A diákhitel (28) és a kártyahitelek (83) darabszáma viszont alacsony volt.

A felmérés során fontos cél volt, hogy a minta több szempontból is reprezentatív legyen: egyrészt reprezentálja a hitellel rendelkező háztartásokat a fontosabb társadalmi és szociális jellemzők (például háztartás összetétele vagy a lakóhely településtípusa) szerint, másrészt az egyes termékek állományarányos értéke megfeleljen a bankrendszerben látottaknak. Mivel a hitellel rendelkező háztartások szociális jellemzők szerinti eloszlásait nem ismerjük, ezért csak az összes háztartás eloszlásával tudjuk összevetni a felmérés eredményeit, amely összehasonlítás így mutathat eltéréseket, azonban viszonyítási pontnak felhasználható.² Településtípus szerint például az 1000 megkérdezettből 201 budapesti volt, ami nagyjából megfelel a budapestiek 18 százalékos lakosságon belüli arányának. 251 kitöltő volt, aki valamelyik megyeszékhelyen lakik, ami kissé felülmúlta a tényleges, 20 százalékos arányt. Az egyéb városok 37 százalékos aránya ugyancsak kissé nagyobb, mint az országos, 30 százalék körüli érték. Így összességében a községekből származó adósok aránya maradt el az összes háztartáson belüli 30 százaléktól. A többi változó esetében is tapasztalhatók kisebb-nagyobb különbségek a felmérés során kapott és az országos eloszlás között. A településtípuson kívül például mintánkban nagyobb a magasabb iskolai végzettséggel rendelkezők és a munkapiacra aktívak aránya, ahogy a háztartások átlagos jövedelme is meghaladja az országos átlagot. Ezen különbségek vélhetően nagyrészt abból származnak, hogy a hitelkibocsátók csak hitelképes ügyfeleknek nyújtanak hitelt, akik nagy valószínűséggel vissza tudják fizetni az adósságukat, vagy kellő fedezettel rendelkeznek. Így a felmérésben az országos eloszláshoz képest érthető módon felülreprezentáltak a kedvezőbb vagyoni, jövedelmi és munkapiaci helyzetben lévő háztartások.

²A háztartások szociális jellemzőinek eloszlásáról képet kaphatunk a HKF alapján, azonban, mivel a HKF a háztartási hitelek eloszlása szempontjából nem reprezentatív (például a nemteljesítési adatokkal kapcsolatban), ezt az adatforrást sem használhatjuk összehasonlítás céljából.

3.1. táblázat: A különböző hiteltermékek állományarányos eloszlása a mintában és a bankrendszerben

	Állomány a mintában (millió Ft)	Eloszlás a mintában	Bankrendszeri eloszlás
Lakás	1670	59%	51%
Szabadfelhasználású jelzálog	806	28%	31%
Gépjármű	178	6%	5%
Személyi	109	4%	5%
Áru	15	1%	1%
Hitelkártya	11	0%	6%*
Folyószámla	11	0%	
Diák	30	1%	2%*
Egyéb	13	0%	

Megjegyzés: A bankrendszeri eloszlásban csak a folyószámla- és a hitelkártyahitelek, illetve a diák- és egyéb hitelek együttes eloszlása ismert, ezeket jelöltük csillaggal. Forrás: MNB és kérdőíves felmérés.

A terméktípusok állományarányos eloszlása szinte teljesen megegyezik a bankrendszerben látott adatokkal. A felvétel időpontjában a bankrendszeri hitelállomány 51 százaléka volt lakáshitel, míg a mintánkban ez az arány 59 százalék. A szabadfelhasználású jelzáloghitelek tényleges aránya 31 százalék volt, ami nem tér el lényegesen a mintánkban látott 28 százalékos aránytól. Állományarányosan lényeges eltérést a mintában csak a folyószámlahitelek és a hitelkártyák mutatnak. Ez érthető, hiszen a szerződések mérete kicsi, és a darabszámuk magas. Éppen ezért lényegesen több embert kellett volna megkérdezni, hogy ezek esetében is megfelelőek legyenek az állományarányos értékek. Mivel elemzésünkben főként a jelzáloghitelekre fókuszálunk, így ez az eltérés nem befolyásolja eredményeinket.

A háztartási hiteleknél kiemelt kérdés az állomány devizális összetétele, hiszen ebből származik a portfólió egyik legfontosabb kockázata. Éppen ezért megnéztük, hogy a felmérés során elkészült minta devizális összetétel szerint mennyire felel

3.2. táblázat: A különböző hiteltermékek állományi devizális eloszlása a mintában és a bankrendszerben

	Hiteltípus	HUF	EUR	CHF	JPY*
Felmérés	Lakás	30	7	60	3
	Szabadsfelhasználású jelzálog	11	11	78	0
	Gépjármű	26	3	70	0
	Személyi	87	1	12	0
Bankrendszer	Lakás	45	7	48	
	Szabadsfelhasználású jelzálog	18	9	73	
	Gépjármű	32	2	66	
	Személyi	81	2	17	

Megjegyzés: A táblázatban feltüntetett értékek százalékok, *bankrendszeri szinten csak HUF/EUR/egyéb deviza eloszlás ismert. Forrás: MNB és kérdőíves felmérés.

meg a bankrendszeri adatoknak. A főbb termékek esetén egy kivétellel nem látunk jelentősebb eltérést. Egyedül a lakáshitelnél tapasztaljuk azt, hogy a mintában nagyobb részt képeznek a CHF- és JPY-hitelek, mint a valóságban. A forintbitelek pedig éppen emiatt alulreprezentáltak. A többi terméktípus esetében nem látunk szignifikáns eltérést, így megállapíthatjuk, hogy összességében devizális összetétel szempontjából is megfelelő a mintánk.

Végül késedelem szempontjából is összehasonlítottuk mintánkat a bankrendszeri adatokkal. Ez azért is különösen fontos, mert elemzésünk elsődleges célja a háztartási hitelek nemteljesítési okainak feltárása. Itt már csak a jelzáloghitelekre fókuszáltunk, mert a később bemutatásra kerülő modellünk is kizárólag a jelzáloghitelek nemteljesítési valószínűségével foglalkozik. Késlettség szempontjából kiemelt figyelmet érdemel a 90 napon túli (3 hónapon túli) késedelem, hiszen ezt tekintjük nemteljesítő hitelnek. A vizsgált termékek között az ennek a definíciónak megfelelő nemteljesítő hitelek aránya a bankrendszeri és a mintából kapott számoknál megegyeznek. Mind a lakáshiteleknél, mind a szabadsfelhasználású jelzáloghiteleknél elhanyagolható, 1-2 százalékpontos az eltérés.

3.3. táblázat: A különböző jelzáloghitelek késettség szerinti állományi eloszlása a mintában és a bankrendszerben

	Hiteltípus	Nincs	1 hónapnál kevesebb	1-3 hónap között	3 hónapnál többet
Felmérés	Lakás	67	8	10	14
	Szabadfelhasználású jelzálog	51	6	13	30
Bankrendszer	Lakás	75	9	4	13
	Szabadfelhasználású jelzálog	53	12	7	28

Megjegyzés: A táblázatban feltüntetett értékek százalékok. Forrás: MNB és kérdőíves felmérés.

Összefoglalva, a jelenlegi felmérésben felvett minta legnagyobb előnye, hogy a hitelállomány összetétele szempontjából reprezentatív, amit a több korábbi elemzéshez használt HKF nem teljesít. A HKF-be a háztartások hiteleire vonatkozó, részletes kérdésblokk csak 2010-től került be. Ugyanakkor például átstrukturálásra vagy árfolyamgátra vonatkozóan adatokat a későbbi években készült HKF-ek sem tartalmaznak. Továbbá, teljesítési képesség szempontjából a bankrendszeri NPL-rátákkal összehasonlítva a HKF adatai nem reprezentálják jól a háztartásokat.

3.3. A nemteljesítési valószínűség modellezése

3.3.1. A modell struktúrája

Mivel a felmérés adatai az ellenőrizhető tulajdonságok alapján reprezentatívak, ezért alkalmasak a háztartási hitelek vizsgálatára. Fontos azonban megemlíteni, hogy a 2011-es végtörlesztés, valamint a többi végtörlesztett vagy előtörlesztett hitel miatt némiképp rosszabb a mostani hitelállomány teljesítménye, mint a válság előtt ténylegesen kibocsátott állományé. A végtörlesztés során a bankrendszerből többnyire olyan ügyfelek kerültek ki, akik jól teljesítettek. Becsléseink segítségével arra a kérdésre kerestük a választ, hogy mely tényezők játszanak releváns szerepet

a jelzáloghitelek nemteljesítési valószínűségének alakulásában, illetve ezen változók hatását számszerűsítettük is. Vagyis nem egyetlen tényező és a csődkockázat kapcsolatát akartuk megvizsgálni, hanem a felmérésben begyűjtött adatok alapján akartunk egy, a csődkockázatot megfelelően mérő modellt kialakítani.

Az adatok struktúrája keresztmetszeti, bináris változós ökonometriai modellek becslésére adott lehetőséget. Célváltozóul a felmérés törlesztési késedelemre vonatkozó kérdését választottuk, ha az adott jelzáloghitel 90 napon túli törlesztésfizetési elmaradásban van, akkor az eredményváltozónk egyes értéket vesz fel, egyébként nullát. A szakirodalomban megszokott definíció, hogy a 90 napon túli késedelemtől tekintik nemteljesítőnek a szerződést, ezért követtük mi is ezt a gyakorlatot. Ugyanakkor, a nemteljesítési valószínűség (a továbbiakban - az angol terminológia alapján - röviden PD – probability of default) értelmezése időhorizont szempontjából – a rendelkezésünkre álló adatokból kifolyólag – némileg különbözik a megszokottól. A becsült, illetve előrejelzett PD-értékek általában egy éven belüli nemteljesítővé válásra vonatkoznak. Mivel az általunk használt adatbázisban nem szerepel, hogy az adós pontosan mikor esett 90 napon túli késedelembe és keresztmetszeti struktúrában végeztük a becslést, egy éven belüli PD helyett a becsült PD-értékek azt mutatják, hogy mennyi a nemteljesítés valószínűsége a hitelfolyósítás óta eltelt időtől a mintavétel időpontjáig. A megnevezésben ezért hosszú távú PD-ként fogunk hivatkozni rá. Ezen definíció hátránya, hogy a becslésben gondot okozhat, hogy az egyes hiteleknel igen eltérő lehet a folyósítás óta eltelt idő (a legkorábbi hitel szerződéskötése 1978-ban, míg a legkésőbbi 2013-ban történt). Ugyanis általánosan megfigyelt tény a jelzáloghiteleknel, hogy késedelembe esés szempontjából a futamidő első 5 éve az igazán kritikus. Azon hitelek, amelyek az első 5 évben végig teljesítők maradnak, már nagyon kis valószínűséggel esnek később késedelembe.

A minta 20 százaléka 2008 utáni szerződés, amelynél még a legkockázatosabb 5 év sem telt el, így ezen hitelek között a nemteljesítők aránya csak ebből fakadóan (minden más tényező változatlansága mellett) is alacsonyabb lehet. Szintén a ténylegesnél alacsonyabb lehet a megfigyelt nemteljesítési arány a tíz évnél régebbi hitelek esetén, mivel a futamidejük elején nemfizetővé vált ügyfelek egy részénél már azóta a nemfizetés utáni szakasz is lezárulhatott. A minta 2004 előtti és 2008 utáni részének elhagyásával azonban értékes információt veszítenénk: a megfigyelé-

sek 35%-át, és azon belül is a forinthitelek 69%-át kényszerülnénk elhagyni. Ezért úgy döntöttünk, a teljes mintát használjuk, amennyiben a 2004-2008-as időszakra szűkített és a teljes mintán kapott becslések között nem tapasztalunk jelentős különbséget.

Mivel a mintában előfordultak olyan háztartások, amelyek több jelzáloghitellel is rendelkeztek, a becsléseket szerződés szintű és háztartás szintű adatokon is el lehetett volna végezni. Előbbi mellett döntöttünk két okból: egyrészt szerződés szintű adatokból nagyobb mintaméret állt elő, másrészt volt példa olyan háztartásra, ahol az egyik hitel már 90 napon túli késedelembe esett, míg a másikon nem volt törlesztési probléma. Ezt háztartás szintű adatok használatával nem lehetett volna megfelelően kezelni.

A hitelek teljesítési valószínűségének alakulása szempontjából hat tényezőt gondoltunk meghatározónak: háztartás eladósodottsága, jövedelmi helyzete, munkapiaci aktivitása, nem hitel jellegű kiadások nagysága, a hitelek kockázattal kapcsolatos jellemzői, háztartás szociális jellemzői. Ezek mérésére általában több lehetőség is van, mivel eltérő módon definiált mutatók is kifejezhetik például a háztartás munkapiaci helyzetét. Ezen változók sokszor (a hitel teljesítése szempontjából) ugyanazt az információt ragadják meg, azonban előfordulhat olyan is, hogy elvileg ugyanazt a tényezőt reprezentáló változók egymáshoz képest tartalmaznak releváns információt. Ezért a következő stratégiát követtük: alapvetően tényezőként mindig a legszignifikánsabb, legnagyobb hatású változót tartottuk meg, de ha volt még olyan változó az adott tényezőcsoportban, ami ezen változó mellett is szignifikánsnak bizonyult, az is bekerült a becslésbe.³

A hat változó csoport közül az eladósodottságnál egyértelműen pozitív előjelet vártunk, vagyis a növekvő eladósodottság növekvő csőd valószínűséggel párosul. Az eladósodottságot figyelembe vevő változóként szerepeltettük a törlesztőrészlet alakulását (kezdeti, aktuális, egy keresőre jutó, jövedelem arányos), az LTV nagyságát, a felvett hitelösszeget, illetve az egyéb hitelekből származó törlesztőrészletet. A jövedelmi helyzet szintén fontos tényező a hitel teljesítményénél, hiszen a jobb jövedelmi helyzet minden más változatlanlansága mellett kisebb csőd kockázattal kell,

³Kiindulásként stepwise algoritlussal határoztuk meg az első modellverziót, majd ezt próbáltuk egyéb, érdemi változókkal bővíteni.

hogy párosuljon. Ezt a teljes háztartás jövedelmével, illetve az egy főre jutó jövedelemmel vettük figyelembe. A jövedelmi helyzethez hasonló várakozásunk van a munkapiaci aktivitásnál is. A javuló munkapiaci helyzet csökkenti a csődvalószínűséget, amit a munkapiacon aktív, keresettel rendelkezők háztartáson belüli aránya hivatott mérni. A háztartási kiadások növekedése adott jövedelem mellett csökkenti a törlesztésre fordítható keresetet, ami végső soron a csődvalószínűség növekedését jelenti.

A hiteljellemzők, illetve a háztartási jellemzők igen változatosak lehetnek, így ezeknél az előjel sem egyértelmű. A hiteljellemzők között a legfontosabbak voltak: denomináció (deviza esetén nagyobb csődvalószínűséget várunk), hiteltípus (szabadfelhasználású hitelek teljesítménye rosszabb), felvétel időpontja (azt vártuk, hogy a 2007-08-as időszakban felvett hitelek kockázatosabbak), LTV 100% fölötti (ez is nagyobb kockázatot jelenthet), közvetítőn keresztül kötött szerződés (nagyobb PD-t várunk esetükben). Végül a háztartási jellemzők között a következőket néztük: a magasabb iskolai végzettség esetében kisebb PD-t vártunk; a lakhely típusánál a kisebb településeken várunk nagyobb PD-t; végül pedig úgy gondoljuk, hogy azok a háztartások, akiknek van megtakarításuk kisebb kockázatot jelentenek.⁴ A becslt modellünket tehát a következőképpen írhatjuk fel:

$$\begin{aligned} y(0 = \text{teljesítő}, 1 = \text{default}) = & G(\beta_0 + \beta_1 * \text{eladósodottság} + \\ & + \beta_2 * \text{jövedelmi helyzet} + \beta_3 * \text{munkapiaci aktivitás} + \\ & + \beta_4 * \text{háztartási kiadások} + \beta_5 * \text{hiteljellemzők-dummy} + \\ & + \beta_6 * \text{háztartásjellemzők-dummy}) \end{aligned} \quad (3.1)$$

ahol $G(x) = \frac{e^x}{1 + e^x}$.

A végső, itt bemutatott modellben már csak az 5 százalékos szinten szignifikánsnak bizonyult magyarázóváltozók szerepelnek⁵. A későbbi számításoknál már erre a modellre fogunk támaszkodni. A bináris változós becslési eljárások közül

⁴A teljes listát a Függelék 5.3, 5.4, 5.5, 5.6-os táblázatai tartalmazzák, amelyekben a változók közötti korrelációkat is feltüntettük.

⁵A felsorolt magyarázóváltozók bizonyos interakcióit és négyzetes változatát is kipróbáltuk, azonban ezek nem bizonyultak szignifikánsnak

a logit-becslést választottuk, a módszerre való robusztusság ellenőrzésére a kapott magyarázóváltozókkal lineáris valószínűségi modellt is illesztettünk. A megmaradt magyarázóváltozók közötti korreláció alapján extrém multikollinearitás nem tapasztalható (Függelék 5.6-os táblázata). Az eredményeket mutatja a 3.4-es táblázat.

3.3.2. Parciális hatások

A felsorolt változók közül végül (a konstanson felül) hét magyarázóváltozó bizonyult szignifikánsnak. Mivel logit-becslés esetén a parciális hatások megfigyelésenként eltérőek (szemben a lineáris valószínűségi modellel), az irodalomban szokásos, átlagos parciális hatásokat tüntettük fel. A logit-modell illeszkedésével kapcsolatos információkat (helyesen besorolt megfigyelések aránya, Hosmer-Lemeshow-teszt) tartalmaz a Függelék 5.8-as táblázata, ezek alapján egyik szokásos szignifikanciaszinten sem vethetjük el a modell jó illeszkedését.

A szignifikánsnak bizonyult változók közül először a háztartási jellemzőket sorra véve, a háztartás munkapiaci aktivitás, illetve jövedelmi helyzet szerinti összetételét méri a „keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában” változó. A becslés szerint, minél több jövedelemmel rendelkező személy van egy háztartáson belül, annál kisebb a nemfizetővé válás valószínűsége, számszerűleg például, ha ceteris paribus 2-ről 3-ra nő a keresők száma egy 4 fős háztartáson belül, a hosszú távú PD 8,14 százalékponttal csökken (egy háztartáson belül átlagosan a tagok fele kereső).

A jövedelemarányos törlesztőrészlet (angol terminológia alapján röviden PTI – payment-to-income) változó azt méri, hogy a háztartás számára mekkora terhet jelent a hitel visszafizetése, mekkora az eladósodottság mértéke. Itt kell megjegyeznünk, hogy, bár a felmérés kérdései között szerepelt egy, a háztartás jövedelmére vonatkozó kérdés is, arra sok esetben nem érkezett be értékelhető válasz. Ugyanakkor a háztartások kiadásaira és megtakarításaira is részletes kérdésblokk vonatkozott, amelyek összege (a törlesztőrészletekkel együtt elviekben) a jövedelmet eredményezi. Ezen részek kitöltöttsége lényegesen magasabb volt, mint a jövedelemé, így ezzel a mesterséges változóval közelítettük a háztartás jövedelmét. Továbbá, a háztartás

3.4. táblázat: A becült modell változóinak átlagos parciális hatásai és szignifikanciaszintjei

Változó	Logit	Logit 2004-2008	Lineáris
Konstans	-19,24***	-29,28***	-2,19
Keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (25 százalékpontos növekedés)	-8,14***	-8,53***	-7,85***
Jövedelemarányos törlesztőrészlet (PTI) (1 százalékpontos növekedés)	0,76***	0,89***	41,26***
Devizában denominált	5,70***	7,90*	2,96
Egyéb hitelekől származó jövedelemarányos törlesztőrészlet (1 százalékpontos növekedés)	0,24***	0,28***	0,24***
Egy keresőre jutó törlesztőrészlet (10.000 Ft-os növekedés)	-3,05***	-3,45***	-3,97***
Törlesztőrészleten felüli kiadások (10.000 Ft-os növekedés)	0,21**	0,25***	0,33
Közvetítőn keresztüli hitel	5,46***	7,53***	5,63***

A táblázatban a csillagok szignifikanciaszinteket mutatnak: egy csillag a 10%-on, két csillag az 5%-on és három csillag az 1%-on szignifikáns változókat jelöli. A parciális hatás értelmezésénél feltüntettük azt is, hogy milyen egységre vetítve kell értelmezni az eredményeket. Erre azért volt szükség, mert volt olyan változó, amelynél a mutató mértékegységére vetített parciális hatás nehezen volt értelmezhető. Ilyenre példa a „keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában”, ahol 1 százalékpontos változást helyett a háztartás összetételének változásával számoltunk.

aktuális, azaz 2013. augusztusi PTI-jét szerepeltettük a becslésben (jövedelemadat hiányában felvételtől PTI nem állt rendelkezésünkre). Az eredmények alapján minél nagyobb egy háztartás adóssága jövedelmének arányában, annál nagyobb hitelének hosszú távú PD-je, mégpedig 1 százalékpontos PTI-növekedés átlagosan 0,76 százalékponttal magasabb hosszú távú PD-t eredményez (minden más változatlansága mellett).

A becslés alapján növeli egy hitel kockázatosságát, ha a háztartásnak további hitelek is törleszteni kell, ezt a hatást ragadja meg az „egyéb hitelek”-ből származó jövedelemarányos törlesztőrészlet”. Ezen változó átlagos parciális hatása (0,24 százalékpont) kisebb, mint a másik PTI változóé. Ennek oka valószínűleg, hogy az egyéb hitelekbe a fedezetlen hitelek is beleértjük, és amennyiben egy háztartás nem képes egyszerre törleszteni a fedezetlen és a fedezettel rendelkező hitelt is, inkább előbbi esetében esik késedelembe. Így a fedezetlen hitellel történő eladósodás kevésbé rontja a fedezett hitelnél tapasztalható fizetési fegyelmet. A törlesztési képességet nem csak a törlesztőrészlet jellegű kiadások befolyásolják, azon háztartások esetében, ahol nagyobbak az egyéb (nem hiteltörlesztés) jellegű kiadások (élelmiszer, lakhatás, tartós és féltartós javak, stb.) a nemteljesítés valószínűsége is nagyobb: 10 000 Ft-tal magasabb kiadások a hosszú távú PD-t átlagosan ceteris paribus 0,21 százalékponttal növelik.

Az eddig bemutatott eredmények előjelükben teljesen megfeleltek a gazdasági intuíciónak. Ezzel szemben meglepő lehet, hogy „az egy keresőre jutó törlesztőrészlet” változó előjele negatív, vagyis magasabb törlesztőrészlet alacsonyabb PD-t indukál. Ez a változó azonban nem a háztartás eladósodottságát ragadja meg: a parciális hatás definíciója szerint minden más változatlansága mellett az egy keresőre jutó törlesztőrészlet emelkedése csökkenti a hosszú távú PD-t. Mivel a többi változó között szerepel a PTI is, a változatlanság csak úgy állhat elő, ha a magasabb törlesztőrészlet mellett a jövedelem is magasabb. Ez a változó tehát az eladósodottság helyett sokkal inkább a jövedelmi helyzetet, vagy törlesztőrészlet helyett a háztartás számára teljesíthető törlesztőrészletet méri.⁶ Ennek fényében

⁶Ahogy már említettük, a háztartás jövedelmi helyzetét csak közelíteni tudtuk egy mesterséges jövedelem változóval, az egy keresőre jutó törlesztőrészlet valószínűleg a tényleges jövedelmi változó hiánya miatt nyert ilyen jellegű értelmezést.

viszont érthető a parciális hatás negatív előjele is. Az alábbi állítást alátámasztandó, elvégeztük a becslést olyan formában is, hogy kihagytuk belőle a PTI változót. Ekkor valóban pozitív parciális hatást kaptunk a törlesztőrészlet változóra, ami így már az eladósodottságot ragadja meg (lásd Függelék 5.9-as táblázata⁷).

A hitel tulajdonságaira vonatkozóan két változó bizonyult szignifikánsnak a becslésben. Egyrészt, a devizahitelek kockázatosabbak a forintHITELEKNÉL, a devizadenomináció átlagosan 5,7 százalékponttal növeli a hosszú távú PD-t. Az árfolyam okozta törlesztőrészlet-növekedés mellett ez abból is következhet, hogy a devizahiteleknél gyakori volt a bankok részéről az egyoldalú kamatemelés. Ez ugyancsak növelte az adósok terheit. Másrészt, a közvetítőkön keresztüli hitelek ceteris paribus átlagosan 5,46 százalékponttal magasabb nemteljesítési valószínűséggel rendelkeznek a közvetlen banki hitelekhez képest. Utóbbi eredmény érdekes jelenség: eszerint a hitelközvetítők a banki közvetlen hitelekhez képest egy kockázatosabb ügyfélkörhöz jutottak el, azonban a felmérésből kinyerhető információk alapján arra nem sikerült fényt derítenünk, hogy pontosan milyen tényezők teszik kockázatosabbá ezen ügyfeleket (pusztán azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az általunk kipróbált – akár szignifikánsnak talált, akár kihagyott – változók közül erre egyik sem nyújt magyarázatot). A közvetítőkön keresztüli hitelek kockázatosabb volta fakadhat abból, hogy a közvetítőknek kevesebb és rövidebb kapcsolatuk van az ügyféllel, mint a banki ügyintézőknek, és más módon történik a motiválásuk. Így a hitelszerződésekre jellemző aszimmetrikus információs problémák közvetítők esetén nagyobb mértékben jelentkeznek.

3.3.3. Robusztusságvizsgálat

Ahogy korábban említettük, a becslést a hitelek kibocsátási évének különbözősége miatti lehetséges torzítások kiszűrésére egy szűkebb, viszonylag homogén mintán (2004-2008) is elvégeztük. A parciális hatások előjelükben teljesen megegyeznek a két mintán, ahogy a tíz százalékos szinten szignifikáns változók csoportja is.⁸ A

⁷A becslésből ez esetben kihagytuk a törlesztőrészleten felüli kiadásokat, mivel inszignifikánsnak bizonyult ez a változó ebben a specifikációban.

⁸A szignifikanciaszintek kiszámításához White-féle heteroszkedaszticitás robusztus standard hibákkal számoltunk.

deviza-dummy kivételével pedig öt százalékos szignifikanciaszinten is azonos változókat választ ki a két modell. Az átlagos parciális hatások mértéke a szűkebb mintán abszolút értékben minden változó esetén némileg nagyobb, jelentősebb különbség a két dummy-változó esetén tapasztalható. A deviza-dummy esetében ez azért sem meglepő, mert az ebben az időszakban kibocsátott hitelek esetén lényegesen nagyobb volt az árfolyam volatilitásából fakadó törlesztőrészlet-emelkedés, mint az azt követő időszakban. (A deviza-dummy becslése ugyanakkor a szűkebb mintán bizonytalanabb, mivel a vizsgált időszakban arányaiban nagyon kevés a forintban denominált kibocsátott hitel.) Ezen különbségek mértéke véleményünk szerint nem tette indokolttá a minta lesűkítését. (Az eltérő évjáratú hitelek közötti különbség vizsgálatát más megközelítésben is megtettük, erről bővebben egy későbbi részben szólunk, szignifikáns hatást azonban ekkor sem találtunk.)

Az eredmények robusztusságát a becslési eljárás szempontjából ellenőrizendő, egy lineáris valószínűségi modellel is készítettünk becslést, amelyhez a logit-modellek által szignifikánsnak talált változókat használtuk fel. A deviza-dummyt leszámítva öt százalékos szinten a lineáris modell is szignifikánsnak talált minden változót. A parciális hatások előjelükben teljesen megegyeznek, nagyságrendjükben két esetben térnek el jelentősebben: a deviza-dummy esetében és a PTI-nél, előbbinél a lineáris modell alacsonyabb, utóbbinál magasabb parciális hatást becsül. Mivel a becslésben szereplő PTI nem a hitelfelvételkori helyzetre (erre nem áll rendelkezésünkre megfelelő információ), hanem a felmérés idejére vonatkozik, az árfolyamgyengülés hatása a PTI-ben is megmutatkozik. Így a mintában a devizahitelek PTI-je magasabb, mint a forintbiteleké. Ez okozhatja a két modell parciális hatásai között megfigyelhető különbséget, vagyis a devizahiteleknél az árfolyamváltás miatti kockázat a logit-modellnél nagyobb részt a deviza-dummyban, míg a lineáris modellnél a PTI-ben csapódhat le. A modell eredményei tehát ebből a szempontból is robusztusnak bizonyultak.

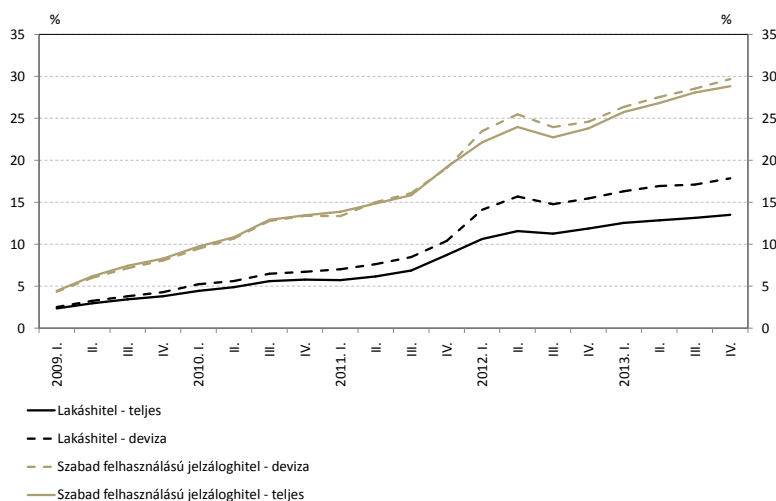
3.4. Kimaradt változók

3.4.1. Lakáshitel vs. szabadfelhasználású hitel

A felmérés alapján készített modellbe több olyan változó sem került be, ami a megfigyelések alapján jó magyarázóerővel kellene, hogy rendelkezzen. Nem bizonyult szignifikánsnak az eltérő terméktípusokra vonatkozó dummy változó. A nemteljesítő hitelekre vonatkozó statisztikák alapján pedig lényeges különbség van a két terméktípus teljesítménye között. Míg a lakáshitel-állományon belül a nem teljesítő hitelek aránya 15 százalék alatt volt 2013 végén, a szabadfelhasználású jelzáloghitelek esetében ez az arány megközelítette a 30 százalékot. Ezt az eltérést csak részben magyarázza az, hogy a szabadfelhasználású jelzáloghitelek között szinte nincs forintban denominált, míg a lakáshitelek között a forinthitelek aránya jelentős. Ha pusztán a devizában denominált szabadfelhasználású jelzáloghiteleket nézzük, az NPL-arányok közötti különbség továbbra is jelentős: a lakáshiteleknél 18 százalék, míg a szabadfelhasználású jelzáloghiteleknél itt is közel 30 százalék az NPL-ek részesedése a teljes állományból.

A fenti eltérés azt mutatja, hogy a csődesemény valószínűségére jelentős hatása lehet a terméktípusnak. Megvizsgáltuk, hogy ennek ellenére miért nem volt szignifikáns magyarázóereje a modellünkben a termék-dumminak. Megnéztük, hogy mik azok a tényezők, amik hatással lehetnek a csődvalószínűségekre, és jelentősen eltérnek a két különböző termék esetén. Az első ilyen természetesen a fentebb is említett denominációs eltérés (a lakáshiteleknél csak az állomány 54 százaléka devizában denominált, míg a szabadfelhasználásúaknál az arány 80 százalék fölötti). Ez azonban nem ad magyarázatot arra, hogy a devizában denominált hitelek teljesítménye is eltér a két termékénél. Külön vizsgálva a két terméket további olyan tényezőkben találunk jelentős eltéréseket, amelyeket a modellünkben valamilyen módon figyelembe veszünk, és növelik a nemteljesítés valószínűségét. Az első ilyen az átlagos PTI alakulása. A lakáshiteleknél a PTI értéke 27 százalék, míg a szabadfelhasználású jelzáloghiteleknél 33 százalék volt ugyanez a mutató. A magasabb PTI növeli a nemteljesítés valószínűségét.

3.1. ábra: Nemteljesítő hitelek aránya különböző hiteltípusoknál



Forrás: MNB és kérdőíves felmérés

A szabadfelhasználású jelzáloghitelt felvevő adósok kockázatát ugyancsak növelte, hogy körükben jellemzőbb volt, hogy egyéb, fedezetlen hitellel is rendelkeztek. Ez önmagában csökkenti a törlesztési képességüket, hiszen ez plusz terhet jelent. Emellett az is fontos, hogy a devizahiteles mentő csomag folyamatos napirenden tartása a más hitellel is rendelkező adósok esetében még inkább csökkenti a törlesztési hajlandóságot, mivel a törlesztés szüneteltetése lehetővé teszi a fedezetlen hitelek visszafizetését. Az átlagos LTV (loan-to-value) alakulása ugyancsak fontos jellemzője az egyes hiteltípusoknak. Bár közvetlenül nem került be ez a változó a modellbe, a törlesztőrészleten keresztül részben ez a hatás is megjelenik. A szabadfelhasználású jelzáloghiteleknél az átlagos állományi LTV 17 százalékponttal magasabb, mint a lakáshiteleknél, vagyis a fedezethez képest nagyobb volt a felvett hitelek nagysága. Bár Magyarországon a magas LTV kevésbé meghatározó a visszafizetési hajlandóságnál, mindenképp kockázatnövelő tényezőnek tekintjük. Mindezek mellett különbséget jelent, hogy a hitelfelvevőknek eltért a megtakarítási pozíciójuk. A lakáshitelt felvevőknek 12 százaléka rendelkezik megtakarítással, míg a szabadfelhasználású jelzáloghitel adósoknál ez a szám csak 5 százalék.

3.5. táblázat: A szabadfelhasználású jelzáloghitelek és a lakáshitelek néhány tulajdonsága I.

	LTV	PTI	Van fedezetlen hitele is	Van megtakarítása
Lakáshitelek	61	27	29	12
Szabadfelhasználású jelzáloghitelek	78	33	33	5
Lakáshitelek (deviza)	82	33	31	12
Szabadfelhasználású jelzáloghitelek (deviza)	92	37	36	3

Megjegyzés: a táblázatban szereplő értékek százalékok. Forrás: kérdőíves felmérés.

A két hiteltípus között eltérés mutatkozik a felvevők munkapiaci helyzete alapján is. A keresők aránya a hitellel rendelkező háztartásoknál ugyan nem tér el az egyes termékeknél, azonban az aktív keresők aránya már magasabb a lakáshittel rendelkezők között. A PTI-ben mutatkozó eltérés egyik magyarázata, hogy a lakáshitelesek esetében a rendelkezésre álló jövedelem lényegesen magasabb, mint a szabadfelhasználású jelzáloghitellel rendelkezőknél. Hasonló különbség mutatkozik az egy főre jutó jövedelemnél is. A lakáshiteleseknél lényegesen magasabb az átlagos egy főre jutó kereset. Összességében tehát azt láthatjuk, hogy a szabadfelhasználású jelzáloghitellel rendelkezők eleve kockázatosabb ügyfelek voltak munkaerőpiaci helyzetük, illetve a hitelek relatív nagysága alapján. Ezek a tényezők pedig szerepelnek a modellünkben, mint a nem teljesítés szignifikáns magyarázóváltozói.

3.4.2. Vintage hatás

A terméktípus mellett az intuíciók alapján a felvétel időpontjának is szignifikáns magyarázó erővel kellene bírnia. Egyrészt a devizahitelezés elterjedésének és a deviza jelzáloghitel-állomány felépülésének időszakában (2004-2008) a háztartások sokkal szélesebb köre jutott hitelhez, mint akár az előtte, akár az utána lévő években, köszönhetően - a fogyasztói viselkedésen túl - a bankok magas kockázati to-

3.6. táblázat: A szabadfelhasználású jelzáloghitelek és a lakáshitelek néhány tulajdonsága II.

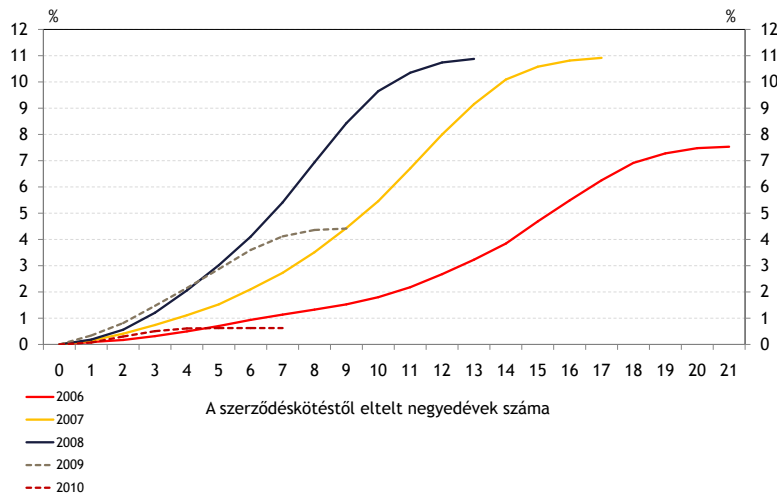
	Keresők aránya (%)	Aktív keresők aránya (%)	Rendelkezésre álló jövedelem (forint)	Egy főre jutó jövedelem (forint)
Lakáshitelek	61	54	245 482	76 219
Szabadfelhasználású jelzáloghitelek	61	46	225 459	68 607
Lakáshitelek (deviza)	62	54	260 858	79 410
Szabadfelhasználású jelzáloghitelek (deviza)	63	46	230 482	69 884

Forrás: kérdőíves felmérés.

leranciájának. Így ebben az időszakban nem pusztán a devizadenomináció okozta a hitelek magasabb nemteljesítővé válását. Másrészt, a hazai lakossági hitelezésről szóló elemzésekben több helyen is felmerült, hogy még az előbb említett időszakon belül is megfigyelhető különbség a hitelek átlagos teljesítménye között: a válság előtt közvetlenül, a 2007-2008-as periódusban a bankok egyre kockázatosabb ügyfeleknek adtak hitelt, és egyre rosszabb minőségű lett a portfólió. A Jelentés a pénzügyi stabilitásról kiadvány 2011 novemberében (MNB (2011)) megjelent számában a különböző években kibocsátott hitelek teljesítményét vizsgáló 3.2-es ábra erről tanúskodik. Míg a 2006-ban kibocsátott hitelek esetében a nemteljesítő hitelek 5 év után érték el a 7,5 százalékos arányt, addig a 2007-ben kibocsátottak már 4 év után 11 százalékon voltak, a 2008-ban kibocsátottak pedig 3 év alatt érték el ezt a 11 százalékos szintet. Ez azt mutatja, hogy valóban egyre kockázatosabbak voltak a háztartási hitelek.

Az általunk készített modellben mindezek ellenére nem volt szignifikáns a különböző időszakokat megtestesítő dummy-változó, így érdemes megnézni, hogy az eltérő időszakok hitelei milyen karakterisztikákkal rendelkeztek. Bár a felmérés-

3.2. ábra: A nemteljesítő hitelek aránya a különböző időszakokban felvett háztartási deviza jelzáloghiteleknél



Forrás: MNB.

ben szerepeltek hitelek 2004 előttről, illetve 2008-at követően is, mi a háztartási hitelezés legintenzívebb, 2004-2008 közötti időszakában vizsgáltuk a „vintage” hatást. Ezt a periódust is kettébontottuk, a válságot közvetlenül megelőző 2007-08-as időszakra, illetve a felfutás kezdetét jelentő 2004-06-os időszakra. Erre a két időszakra a vintage hatás erősségét megvizsgáltuk úgy is, hogy a teljes mintába tettünk dummy-változókat (egy olyat, ami 2004-2006-os kibocsátás esetén vesz fel egyes értéket, és egy olyat, ami 2007-2008-as kibocsátás esetén), és úgyis, hogy csak a szűkített 2004-2008-as időszaki mintát vettük figyelembe (és csak a 2007-2008-as időszakot dummyztuk), de egyik esetben sem találtuk szignifikánsnak a változó(ka)t.

A termékbontáshoz ebben az esetben is végignéztük az egyes időszakokban kibocsátott szerződések főbb jellemzőit. Az első jelentős különbség, hogy az átlagos hitelnagyság több mint 1 millió forinttal nőtt a válságot közvetlenül megelőző időszakban a korábbiakhoz képest. A futamidőben nincs jelentős eltérés a két időszak

között, de az itteni enyhe emelkedés is inkább a hitelek kockázatainak növekedésére utal. A denomináció nem csak az eltérő termékek teljesítménybeli különbségénél merült fel lehetséges magyarázatként, hanem a különböző vintage-eknél is. Látható, hogy a 2007-08-as időszak kibocsátásain belül a devizahitelek aránya tovább nőtt, érdemben meghaladva a 2004-06-os időszakra jellemző, egyébként is magas 72 százalékot. Láthattuk, hogy a hitelek nagysága a második periódusban jelentősen meghaladta az első periódusra jellemző értéket. Ez az adat önmagában csak sugallja, hogy a hitelek kockázata növekedett. Az LTV és PTI adat ezt a benyomást megerősíti. Mind az átlagos PTI, mind az átlagos LTV lényegesen magasabb volt a második periódusban, mint az elsőben. Végül megnéztük azt is, hogy mennyire volt jellemző a két csoportnál egyéb, fedezetlen hitel felvétele. A két adat között nincs lényeges különbség, a második időszak azonban itt is kissé rosszabbul teljesít.

3.7. táblázat: A két vizsgált időszakban kibocsátott hitelek néhány tulajdonsága I.

	Hitelnagyság (millió Ft)	Futamidő (év)	Devizahitelek aránya (%)	LTV (%)	PTI (%)	Van fedezetlen hitele is (%)
2004-2006	4,23	18	72	64	27	30
2007-2008	5,51	20	84	88	36	33

Forrás: kérdőíves felmérés.

Az eltérő periódusokban kibocsátott hiteleknél is megnéztük, hogy van-e eltérés a hitelfelvevők munkapiaci helyzetében. Ezen a területen viszonylag kicsi eltérés mutatkozott a két csoport között, és az eltérések iránya nem egyértelmű. Míg az aktívak családon belüli aránya enyhén nagyobb a második periódus hitelfelvevői között, addig a rendelkezésre álló jövedelem mind abszolút számként, mind egy főre vetítve kisebb náluk. Az eltérés azonban egyik esetben sem lényeges. A munkapiaci helyzet tehát nem tekinthető szignifikánsan eltérőnek a két csoport között. Végül meg kell említenünk, hogy a két időszak hiteleinél különbséget jelenthet a felvételi árfolyam. Különösen 2008-ban nagyon erős volt a forint árfolyama. Míg a 2004-06-os időszakban az átlagos forint-svájci frank árfolyam 163 volt, addig 2007-

08-ban 155. Ez a tényező némiképp ugyancsak hozzájárulhat a teljesítményekben mutatkozó különbségekhez.

3.8. táblázat: A két vizsgált időszakban kibocsátott hitelek néhány tulajdonsága II.

	Keresők aránya (%)	Aktív keresők aránya (%)	Rendelkezésre álló jövedelem (forint)	Egy főre jutó jövedelem (forint)
2004-2006	56	47	241 693	71 966
2007-2008	62	52	240 146	69 964

Forrás: kérdőíves felmérés.

Összességében azt látjuk, hogy a két időszak hitelei között nem az eltérő munkapiaci helyzet jelentette a fő különbséget, hanem a hitelfeltevő eladósodottsága az adott hitel felvétele után, ami alátámasztja Gáspár és Varga (2011) megállapításait. A feltárt különbségeket azonban a modellbe beépített egyéb változók (deviza-dummy, PTI) megfogják, így érthető, hogy a vintage-dummy nem lett szignifikáns.

3.4.3. Egyéb kimaradt változók

Az eddig bemutatott két változó kimaradásának okai igényelték a legrészletesebb bemutatást, de ezek mellett is volt jó néhány, amit az adatbázis ugyan tartalmazott, és megnéztük a modellezés során a hatását, de nem bizonyult szignifikánsnak. Érdekes ezeket is sorba venni, és feltárni a kimaradás lehetséges okait. A hitel kockázatát leíró mutatók közül az egyik leggyakrabban használt az LTV. Az LTV magába foglalja a hitel nagyságát, ami így implicit utal a törlesztőrészlet nagyságára is. A magas törlesztőrészlet pedig emeli a nemteljesítés valószínűségét. Emellett a magas LTV a törlesztési hajlandóságot negatívan befolyásolhatja, hiszen, ha a hitel többet ér, mint az ingatlan, érdemes lehet hagyni bedőlni. Ezért az LTV lehetséges hatásait kétféleképpen is megpróbáltuk figyelembe venni: maga az LTV folytonos változóként is bekerült a modellbe, valamint egy dummy-változó is, amely egyes értéket vesz fel, ha az LTV száz százalék fölé emelkedik (ekkor a fedezet kevesebbet ér, mint amennyivel az adós tartozik), egyébként nullát. Utóbbi mögött

az a megfontolás áll, hogy a törlesztéssel kapcsolatos hajlandóság romlása nem feltétlenül lineáris kapcsolatban van az LTV változásával, inkább egy lélektani határ (amelynek legkézenfekvőbb értéke a 100%) elérte után romolhat drasztikusan. A relatíve magas törlesztőrészletből fakadó hatás a mi modellünkben azért nem releváns, mert ezt a hatásmechanizmust a PTI változó sokkal egyértelműbben, jobban fogja meg. A második probléma esetünkben azért nem áll fent, mert egyrészt a magáncsőd intézménye Magyarországon a megfigyelt időszakban még nem létezett, másrészt pedig a hitelfelvevők döntően a saját lakóingatlanjukat használták fedezetként a hiteleknél. A mintában alig 2 százalék azon jelzáloghitelek aránya, ahol nem a lakóingatlan a hitel fedezete. Így a csőd választása nem reális opció a hitelfelvevőknek.

Kipróbáltuk magyarázóváltozóként a törlesztőrészlet-változást, a kezdeti törlesztőrészletet, az aktuális törlesztőrészletet, de egyik sem bizonyult szignifikánsnak. A törlesztőrészlettel kapcsolatos információkat ugyanis több változó is tartalmazza, ezért nem volt meglepő, hogy ezek már nem lettek szignifikánsak. Az árfolyamváltozást ugyancsak megnéztük, mint magyarázóváltozót, de a változó információtartalmát a denomináció dummy magában foglalja, így szerepeltetése nem indokolt, és nem is lett szignifikáns. Emellett a PTI alakulása is részben tartalmazza ezt az információt. Hasonló okok, illetve vélhetően mintavételi problémák miatt nem lettek szignifikánsak és maradtak ki a háztartások jövedelmére vonatkozó változók (a háztartási jövedelme, illetve egy főre jutó jövedelme). A PTI ugyanis ezen információk csődvalószínűség szempontjából lényeges elemeit is tartalmazza. Végül ehhez kapcsolódik, hogy nem volt szignifikáns hatása annak, hogy van-e a hitelfelvevőnek fedezetlen hitele is. Ennek hatását az egyéb hitelekből származó jövedelemarányos törlesztőrészlet változó már magában foglalja.

A lakás- és szabadfelhasználású jelzáloghitelek között különbség volt, hogy az előbbi adósok között magasabb volt a megtakarítással rendelkezők aránya. Megnéztük azt is ezért, hogy a megtakarítások mekkora hatással vannak a hitelteljesítési valószínűségre. A változó azonban nem bizonyult szignifikánsnak. Ennek oka valószínűleg az volt, hogy nagyon kevés hiteladós háztartás rendelkezik bármilyen megtakarítással. A mintán belüli arányuk nem éri el a 10 százalékos szintet sem.

Az iskolai végzettség gyakran jó magyarázóerővel bír a hitelek teljesítési valószínűségénél. Modellünkben azonban ez a változó nem bizonyult szignifikánsnak (referenciakategória a legfeljebb 8 általános végzettség volt, a magasabb iskolai végzettséget három dummy-változóval szerepeltettük a modellben). Ennek magyarázata, hogy az iskolai végzettség valójában a jobb munkapiaci helyzetet, jobb jövedelmi viszonyokat fogja meg. Ezeket a tényezőket azonban egyrészt a keresettel rendelkezők háztartáson belüli aránya, másrészt a PTI, harmadrészt az egy főre jutó törlesztőrészlet is magában foglalja. Hasonló logikával magyarázható, hogy a településtípusokra vonatkozó dummy-változók (megyeszékhely, megyei jogú város, egyéb város, község – referenciakategória Budapest volt) sem bírtak szignifikáns magyarázóerővel. Csődvalószínűség szempontjából ebben az esetben is az a legfontosabb, hogy általában a nagyvárosokban jobbak a munkalehetőségek, így a jövedelmi viszonyok is, ami végső soron csökkenti a jövedeleमारányos törlesztőrészletet, és ezzel a csődvalószínűséget.

Végül nem került a magyarázóváltozók közé az árfolyamgátba való belépés sem. Ez elsősorban azért lehetett inszignifikáns, mert az árfolyamgátnak viszonylag rövid története volt 2013-ig. A felmérés felvételének időpontjában alig egy éves volt az intézmény. Ezen hitelek teljesítményét így még korai lett volna értékelni. Ráadásul az árfolyamgátból adódó tehercsökkenés implicit benne van a törlesztőrészletet tartalmazó változókban is. Ez utóbbi magyarázhatja azt is, hogy az államilag támogatott kamatkonstrukciójú hitelekre vonatkozó dummy sem lett szignifikáns. A hitelek átstrukturálása rendszerint valamilyen törlesztési probléma miatt következik be, azonban az ilyen hitelek később - az átstrukturálás ellenére - nagyobb arányban válnak újra nemteljesítővé, mint a problémamentes hitelek. Ezért egy átstrukturálásra vonatkozó dummy-változót is szerepeltettünk a modellben, amely végül nem bizonyult szignifikánsnak. Ennek oka valószínűleg, hogy az átstrukturálásra kerülő hitelek már eleve kockázatosabbak voltak, amely kockázatot a modellben szereplő változóink megragadnak, ezért az átstrukturálás ténye nem hordoz többletinformációt.

3.5. A jövedelemarányos törlesztőrészlet és a hitelkockázat kapcsolata

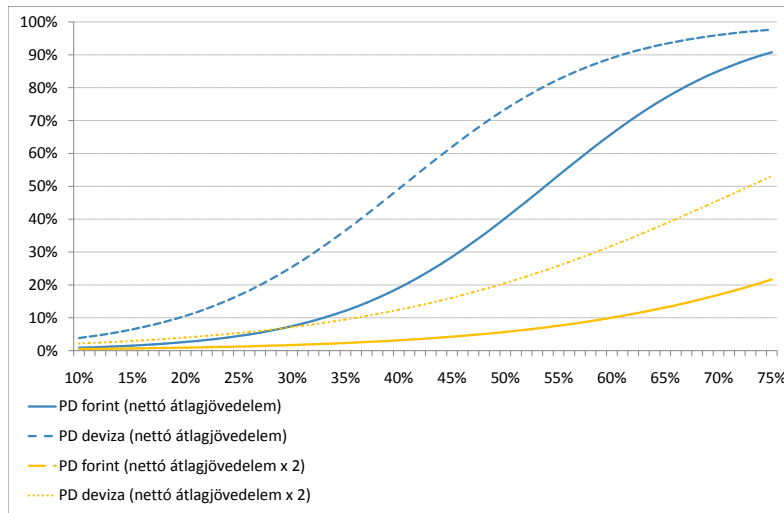
A fentebb bemutatott modell magyarázóváltozói közül érdemes külön figyelmet szentelni a jövedelemarányos törlesztőrészlet változónak. A PTI-t számos országban (így Magyarországon is) használják a különböző banki szabályozó hatóságok. A PTI-re vonatkozó szabályozások jellemzően egy limitet írnak elő, amelyet nem léphet túl a kibocsátott hitelek PTI-je. Ezzel egyrészt meg lehet akadályozni a hitelfelvevők túlzott tehervállalását, másrészt a bankrendszer által vállalt hitelkockázatokat is részben korlátozni lehet. Ugyanakkor, egy indokoltnál alacsonyabb PTI-előírás feleslegesen leszűkíti a hitelezhető háztartások körét, akadályozva ezzel a gazdaság hatékony működését és növekedését. A 2000-es évek elején több helyen is alkalmaztak PTI szabályozást, hogy gátat szabjanak a túlzott hitelezésnek, és megakadályozzák rendszerkockázatok felépülését. Az ismert esetekben (pl.: Kína, Korea, Románia) a szabályozó hatóságok sikeresnek értékelték a lépést, bár rendszerint egy nagyobb csomag részeként került bevezetésre, így az egyedi hatása nehezen értékelhető Borio és Shim (2007)). A PTI szabályozása Magyarországon is felmerült, sőt 2015 januárjától életbe lépett egy ezzel kapcsolatos szabályozás. Mindezek miatt fontos annak vizsgálata, hogy milyen kapcsolatban van egymással egy hitel hosszú távú PD-je és a hitelt felvevő háztartás PTI-je, illetve milyen PTI-értékektől beszélhetünk egy hitel esetében túlzott kockázatvállalásról.

Modellbecsléseink alapján ezt a kérdést igyekszünk körbejárni a rendelkezésünkre álló adatok és a módszer adta lehetőségek segítségével.⁹ Kiszámítottuk, hogy egy fiktív, a minta és egyéb információk alapján átlagosnak tekinthető háztartás hosszú távú PD-je hogyan alakul a PTI függvényében külön devizában, illetve forintban felvett hitel esetén. A háztartás a modell többi változója szempontjából átlagos:

⁹Meg kell jegyeznünk azonban, hogy a szabályozói előírásként és az általunk használt PTI között van egy különbség: a jogszabályi előírás mindig a kezdeti, a hitelfelvételkor PTI-re vonatkozik, míg a mi becslésünkben a felméréskori, aktuális PTI szerepelt (erre vonatkozóan rendelkezünk információval). A kettő között érdemi különbség lehet például az árfolyam-, kamat- és jövedelemváltozások miatt. Ez ugyanakkor véleményünk szerint nincs jelentős torzító hatással a bemutatott eredményekre.

négy főből áll, ebből kettő rendelkezik jövedelemmel, mely jövedelem a nemzetgazdasági nettó átlagjövedelem, 6% az egyéb hitelekből származó jövedelemarányos törlesztőrészletük, jövedelmük 75%-át fordítják fogyasztásra. A hitelük forint hitel esetén 22%-os, devizahitel esetén 32%-os valószínűséggel közvetítőn keresztüli hitel. A különböző PTI-értékekből pedig adódik az egy keresőre jutó törlesztőrészlet is.

3.3. ábra: A hosszú távú PD a PTI függvényében különböző denomináció és jövedelem mellett

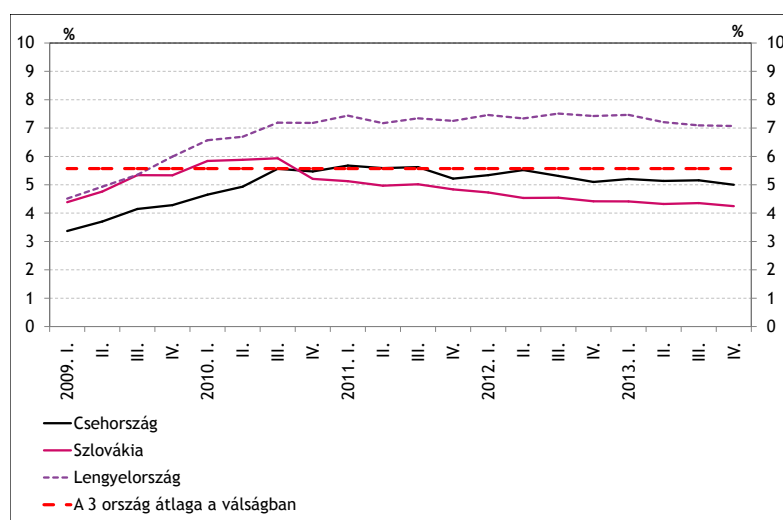


Az így kapott értékeket mutatja a 3.3-as ábrán kézzel jelölt két vonal. Kérdésként merülhet fel, hogy a bankrendszer természetes működése mellett mi az a hosszú távú PD-szint, amely nem utal túlzott kockázatvállalásra. Az általunk megfigyelt mintában a jelenleg nemteljesítő hitelek darabszám alapján lakáscélú hitelek esetén 10, míg szabadfelhasználású hitelek esetén az összes hitel 17%-át teszik ki. Ez azonban egy olyan időszak megfigyelése, amelyre a kívánatosnál magasabb hitelezési kockázatok és a hitelfelvevők túladósodása volt jellemző. Tehát a kívánatosnak tekinthető PD-érték ennél alacsonyabb.

A pontosabb meghatározáshoz egy egyszerű, ökölszabályokból álló számítást végeztünk el. A jelzáloghitelek 2013-as magas, közel 20 százalékos NPL-rátáját a magas nemfizetési valószínűségek, a csökkenő hitelállomány és az alacsony portfóliótisz-

títási-ráták idézték elő. Egy egyszerű számítás eredményeként megkaphatjuk, hogy egy normál gazdasági ciklus feltételezései mellett a mostani bankrendszeri NPL-arány a jelzáloghiteleknél kb. 5-6 százalék lenne. A számításnál egy 10 éves periódust vettünk figyelembe, ahol a hitelállomány évi 5,5 százalékkal nő (a nominális GDP növekedéssel egyező ütem 2,5 százalékos reál növekedés és 3 százalékos infláció esetén), a nemteljesítés valószínűsége (a szokásos PD) 1,5 százalék, és a negyedéves tisztítási ráta 5 százalék. Ezen paraméterek mellett nagyjából 5,5 százalék lenne az NPL arány 10 év után. Ezt a mértéket elfogadhatónak tartjuk, és úgy gondoljuk, hogy tolerálható szint a bankrendszer számára. Ezt több tényező is alátámasztja. Megnéztük, hogy a hazai bankrendszerrel lényegesen jobban teljesítő többi visegrádi országban az utóbbi néhány évben átlagosan milyen szintet ért el a háztartási NPL arány. Ez a szint pedig 5,6 százalék volt (3.4-es ábra). Emellett az államilag támogatott forint hitelek esetében a válságban látott 4,5-5 százalékos NPL arány is azt támasztja alá, hogy ez egy tolerálható szint. Nagyobb hitelállomány-növekedésnél, vagy erőteljesebb tisztítás mellett természetesen az NPL-arány ennél lényegesen kisebb is lehet, de mi egy elfogadható maximumot kerestünk.

3.4. ábra: NPL-arány alakulása a válság alatt a régióban



Forrás: EKB.

A minta sajátosságából adódik, hogy tisztítást nem vehetünk figyelembe, bármilyen régóta is került késedelembe az adott hitel. Emellett állománynövekedéssel sem számolhatunk a mintán belül. Ezeket a tényezőket figyelembe véve 10-11% között alakulna a tolerálható NPL-arány a portfólión belül (főként a tisztítás hiánya miatt).¹⁰ Ez utóbbi tehát azt adja meg, hogy normális kockázatvállalási hajlandóság és a többi körülmény változatlansága mellett az általunk megfigyelt mintán mekkora lett volna a bekövetkezett nemteljesítési-arány. Mivel a becslésünkhöz használt PD-definíciónak a minta átlagában ez a realizált értéke, ezért a továbbiakban ezt a 10%-os hosszú távú PD-t tekintjük a szabályozó számára még elviselhető nagyságú kockázatvállalásnak.

Összehasonlítva a forintban és devizában denominált hiteleket, jelentősen eltérő PTI mellett tekinthető a két típusú hitel (nemteljesítés szempontjából) azonos kockázatúnak. Az előbb említett 10%-os hosszú távú PD-értékkel a forinthitelek esetén 38%-os PTI, míg devizahiteleknél 24%-os PTI konzisztens. Tehát a vizsgált időszakban egy átlagos háztartás esetében a devizában való eladósodás annyival növelte a hosszú távú PD-t, mint egy 14 százalékpontos emelkedés a PTI-ben. Ez még akkor is jelentős különbség, ha tudjuk, hogy a devizahitelek törlesztési terhét az egyoldalú kamatemelések is növelték.

A nemteljesítési valószínűség és a jövedelemarányos törlesztőrészlet kapcsolatának alakulását a denomináción felül a háztartás jövedelmének függvényében is megvizsgáltuk. A háztartások jövedelmük emelkedésével jellemzően annak egyre kisebb részét fordítják fogyasztásra: az alacsony jövedelmű háztartások esetében gyakran a fogyasztási-arány 100%, míg a magasabb jövedelmi rétegek jelentős megtakarítások felhalmozására is képesek. Így a jövedelem emelkedésével a háztartás által teljesíthető PTI is magasabb. A 3.3 ábránk megmutatja, hogyan változik a hosszú távú PD a PTI függvényében, ha a háztartás jövedelme a nettó átlagjövedelem kétszerese. Valamint a 10%-os hosszú távú PD-hez és különböző háztartási jövedelmekhez tartozó PTI-eket foglalja össze a 3.9-es táblázat. Eszerint forinthittel és átlagos jövedelemmel rendelkező háztartás esetén például a jövedelem megduplázódásával akár 20 százalékponttal magasabb PTI sem jelent túlzott adós-

¹⁰A mintánk ugyanis implicit azt feltételezi, hogy nincsen tisztítás.

3.9. táblázat: Egy átlagos háztartás 10%-os hosszú távú PD-hez tartozó PTI-je különböző jövedelmek és denomináció mellett (teljes minta)

	100 000 Ft	150 000 Ft	200 000 Ft	250 000 Ft	300 000 Ft
Forint	34	38	42	49	59
Deviza	22	24	26	30	35

Megjegyzés: a táblázatban feltüntetett értékek százalékok.

ságvállalást. Devizahiteleknél ez az érték kisebb, de továbbra is jelentős, több mint 10 százalékpont.

Mivel a megfigyelt mintánk hitelfelvétel - és ebből fakadóan reálgazdasági és szabályozói körülmények - szempontjából jelentős heterogenitást mutat, ugyanezen számításokat elvégeztük csak a 2004-2008 között felvett hitelekre is (ezen mintán becsült modellt már bemutattuk a robusztusságvizsgálat során is, ahol azt is megállapítottuk, hogy a kapott becslés nagyon hasonló a teljes mintán végzett becsléshez). Az eredményeket a 3.10-es táblázat foglalja össze. Összehasonlítva a számokat a 3.9-es táblázat megfelelő értékeivel, látható, hogy devizahitelek esetén nincs érdemi különbség a két mintán kapott becslések között. Forinthitelek esetén viszont 7-9 százalékkal magasabb értékeket kapunk minden jövedelmi kategóriában a szűkebb mintán végzett becslés esetén. Mivel a devizahitelek döntő többsége (83 százaléka) a szűkebb mintán került kihelyezésre, nem meglepő, hogy a két modell ugyanarra az eredményre jut. Forinthitelek esetén viszont csak a megfigyelések 36 százaléka esik erre az időszakra, így a teljes mintához képest lényegesen kevesebb információt tartalmaz. Ezért forinthitelek szempontjából inkább a teljes mintán végzett becslési eredményeket tartjuk mérvadónak.

Egy másik lehetséges megközelítés az optimális PTI-szint meghatározására, ha a PTI-változót kategóriaváltozóként szerepeltetjük a becslésben dummy segítségével ($PTI \leq 10\%$ a referenciakategória, a további dummy-változók sorban 1-es értéket vesznek fel, ha: $10\% < PTI \leq 20\%$, $20\% < PTI \leq 30\%$, $30\% < PTI \leq 40\%$, $40\% < PTI \leq 50\%$, $50\% < PTI \leq 60\%$, $PTI < 60\%$). Azt kaptuk, hogy az első két dummy nem gyakorol szignifikáns hatást a PD-re, azaz 30% alatti PTI nem jelent kockázatot a hitel teljesítő státuszára, a többi viszont minden szokásos szignifikanciaszinten

3.10. táblázat: Egy átlagos háztartás 10%-os hosszú távú PD-hez tartozó PTI-je különböző jövedelmek és denomináció mellett (2004-2008)

	100 000 Ft	150 000 Ft	200 000 Ft	250 000 Ft	300 000 Ft
Forint	41	45	51	58	69
Deviza	22	24	26	30	35

Megjegyzés: a táblázatban feltüntetett értékek százalékok.

szignifikáns. Ezért – ha nem differenciál a szabályozó hatóság jövedelem és denomináció szerint – 30%-os PTI választása lehet optimális. Mivel a mintánkban a hitelek nagyobb hányada devizahitel és a háztartások nagy része alacsony jövedelmű, a legtöbb háztartásra az előző számítás legszigorúbb PTI-előírását kellene alkalmazni, kisebb hányadra vonatkozott volna nagyobb maximális PTI. Így a minta átlagában nagyjából hasonló eredményre jut a kétfajta megközelítés. Utóbbi módszert sajnos nem tudjuk alkalmazni jövedelemkategóriánként és deviza–forint felosztásban, előbbi esetén ugyanis a magasabb jövedelműek, utóbbinál pedig a forint hitelek száma kevés a mintában a megfelelő becsléshez.

Az eredményeink szabályozói szempontból fontos üzenetet hordoznak, hiszen ezek szerint azonos PTI-előírás a forint- és devizahitelekre előbbi esetében feleslegesen korlátozó, míg utóbbinál túlzottan megengedő lehet. Hasonló mondható el a különböző jövedelmű háztartások egységes szabályozására is. Ezért indokolt differenciáltan kezelni, és különböző PTI-előírásokat alkalmazni denomináció és háztartási jövedelem szerint. Természetesen a fenti értékek hosszú távon kívánatos, átlagos szintet jelentenek, valamint azt is figyelembe kell vennünk, hogy mintánk a nagy pénzügyi válságot is tartalmazza, ezért némileg enyhébb előírás is elegendő lehet kisebb válságok átvészeléséhez. Amikor a gazdaság és a hitelpiac túlhevülésére utaló jelek tapasztalhatók, az esetleg túlságosan megengedő szabályozásnak, míg recesszió és hitelkontrakció idején a kelleténél szigorúbb PTI-előírások alkalmazásának kockázata magasabb. A szabályozónak ezért érdemes figyelembe venni a gazdasági- és hitelezési ciklus, illetve a kamatok alakulását is.

3.6. A fejezet összegzése

A hazai háztartások nemteljesítésének valószínűségét egy reprezentatívnak tekinthető kérdőíves felmérés felhasználásával becsültük meg. Az adatok struktúrája keresztmetszeti, bináris változós ökonometriai modellek használatára adott lehetőséget. Célváltozóul a felmérés törlesztési késedelemre vonatkozó kérdésére választottuk: nemteljesítőnek tekintettük az adott hitelt, ha 90 napon túli elmaradásban volt. A végső specifikációként kapott modellben a változók előjele és nagyságrendje megfelelt a gazdasági intuícióknak. A modell vintage-hatások és módszertan szempontjából is robusztusnak bizonyult.

A tisztán háztartási jellemzők közül csak a „keresettel rendelkezők aránya” lett szignifikáns, ami a háztartás munkapiaci aktivitását, illetve jövedelmi helyzet szerinti összetételét méri. A becslés szerint, minél több jövedelemmel rendelkező személy van egy háztartáson belül, annál kisebb a nemfizetővé válás valószínűsége.

A hitel tulajdonságaira vonatkozóan két változó bizonyult szignifikánsnak a becslésben: egyrészt, a devizahitelek kockázatosabbak a forintHITELEKNÉL, másrészt, a közvetítőkön keresztül hitelek magasabb nemteljesítési valószínűséggel rendelkeznek a közvetlen banki hitelekhez képest.

Az egyéb mutatók közül további 4 rendelkezett jelentős magyarázó erővel. A PTI szintje azt méri, hogy a háztartás számára mekkora terhet jelent a hitel visszafizetése, mekkora az eladósodottság mértéke. Minél nagyobb egy háztartás adóssága jövedelmének arányában (PTI), annál nagyobb hitelének hosszú távú PD-je. A becslés alapján növeli egy hitel kockázatosságát az is, ha a háztartásnak további hiteleket is törleszteni kell, ezt a hatást ragadja meg az „egyéb hitelekből származó jövedelemarányos törlesztőrészlet”. A törlesztési képességet nem csak a törlesztőrészletek befolyásolják, így azon háztartások esetében, ahol nagyobb a „törlesztőrészleten felüli kiadások” szintje, ott a nemteljesítés valószínűsége is magasabb. Végül pedig „az egy keresőre jutó törlesztőrészlet” is szignifikánsnak bizonyult, ugyanakkor a változó előjele negatív. Ez azt jelenti, hogy a magasabb törlesztőrészlet alacsonyabb hosszú távú PD-t indukál. Ez a mutató alapvetően nem az eladósodottságot, hanem sokkal inkább a jövedelmi helyzetet, ezzel párhuzamosan

a törlesztőrészlet helyett a háztartás számára teljesíthető törlesztőrészletet méri. Ennek fényében viszont érthető a parciális hatás negatív előjele is.

Számos olyan változót kipróbáltunk a becslések során, amelyek a végső modellben (inszignifikáns hatásuk miatt) nem jelentek meg, holott empirikus tapasztalatok alapján rendelkezhetnek érdemi magyarázóerővel. Ezekről a változókról azonban bemutattuk, hogy az általuk megjelenített hatást megragadják más, a modellünkben szignifikánsnak bizonyult mutatók. Például hitelcél alapján differenciálva megállapítható, hogy a szabadfelhasználású hitelek sokkal rosszabbul teljesítenek, mint a lakáscélú hitelek. Ez azonban abból fakad, hogy előbbi esetében a háztartások eladósodottabbak, valamint rosszabb a jövedelmi és a munkapiaci pozíciójuk. Hasonló a helyzet a 2004-2006 és 2007-2008 között kibocsátott hitelek összehasonlításánál: az adósok magasabb eladósodottsága magyarázza a későbbi időszakban kihelyezett hitelek nagyobb nemteljesítési arányát.

A becsült modell alapján megvizsgáltuk, hogy milyen kapcsolat van a PTI és a nemteljesítési valószínűség között különböző denominációjú hitelek és eltérő háztartási jövedelmek esetén. Az eredmények szabályozói szempontból két fontos üzenetet hordoznak. Azonos PTI-előírás a forint- és devizahitelekre előbbi esetében feleslegesen korlátozó, míg utóbbinál túlságosan megengedő lehet. Ennek analógiájára a különböző jövedelmű háztartások egységes szabályozása is nem kívánt anomáliákhoz vezethet. Ennek elkerülése érdekében egy esetlegesen bevezetendő PTI-szabályozásnál differenciáltan érdemes kezelni a hiteleket denomináció, illetve a háztartásokat jövedelemi szintje szerint.

4. fejezet

Banki hatékonyság és piaci erő mérése a háztartási és a vállalati hitelpiacon

4.1. Bevezetés és az irodalom áttekintése

A bankrendszer hatékonysága és a hitelpiacokra jellemző verseny indikátorai nagy figyelmet érdemelnek azokban az országokban, ahol a vállalatok pénzügyi forrásait elsősorban a bankrendszer biztosítja. Hatékonyabb bankrendszer és erősebb verseny nagyobb pénzügyi mélyülést és alacsonyabb forrásköltségeket eredményez a reálgazdaság számára, így a potenciális GDP növekedését segíti elő. Ugyanakkor a hitelpiacokon a túlzott verseny magas kockázatvállalási hajlandóságot eredményezhet, ami gyengíti a pénzügyi stabilitást és növeli a rendszerszintű pénzügyi válságok kialakulásának valószínűségét. Így szabályozói szempontból ezen indikátorok szintje és változása egyaránt fontos információkat hordoz.

A banki hatékonyság mérésére két modelleszalád létezik: a DEA (data envelopment analysis) és az SFA (stochastic frontier analysis) típusú modellek. A szakirodalomban nem alakult ki konszenzus arról, melyik modelleszalád használata indokoltabb. A DEA-modellek a nemparametrikus becslések közé tartoznak, az első

alkalmazásuk Charnes et al. (1978)-as cikkében történt meg. Ezeknél a modelleknél a hatékony felületet egy lineáris programozási feladatsorozat eredményezi, az ettől való minden eltérést hatékonytalanságként azonosít a modell. Előnyük, hogy a költségfüggvény formájára vonatkozóan nem kell feltételezésekkel élni. A másik modellcsalád használatát két cikk párhuzamosan javasolta először: Aigner et al. (1977), illetve Meeusen és van den Broeck (1977). Az SFA modellek ökonometriai becslésen alapulnak, ahol a hatékony felülettől való eltérést a modell véletlen hibára és hatékonytalansági tagra bontja. Így ezen modellek előnye, hogy a hatékonytalanság nem maradékként képződik, és véletlen hatások is eltéríthetik a bankokat a hatékony felülettől. Hátránya ugyanakkor, hogy a költségfüggvény formájára és a hibatagok eloszlására vonatkozóan előzetes feltételezésekkel kell élni, amely félrespecifikációt és torzított becslést eredményezhet.

Mivel mindkét módszercsaládnak vannak korlátai és előnyei, gyakran alkalmazzák mindkét megközelítést. A banki hatékonyság becslésének irodalma rendkívül széleskörű, ugyanakkor viszonylag kevés cikk született, amely összehasonlítaná a különböző becslésekből kapott eredményeket. Az első cikk a témában Ferrier és Lovell (1990)-es tanulmánya, amely az USA bankjaira becsül DEA és SFA módszerrel is költséghatékonyságot. Eredményeik szerint, bár a két modell hasonló szintű hatékonytalanságot becsül átlagosan, az egyes bankok hatékonyság szerinti sorrendjében eltérő következtetésekre jutnak. Eisenbeis et al. (1999) szintén amerikai adatokon hasonlították össze a két módszercsaládot, eredményeik ellentétesek a korábbi cikkel: a különböző módon becsült hatékonyságok szintjükben jelentősen különböztek, míg a bankok rangsorolása közel hasonló volt a két esetben. Bauer et al. (1998) szintén az USA bankjainak költséghatékonyságát becsülte meg 3 parametrikus (köztük SFA) és DEA modellel. Következtetéseik szerint a parametrikus módszerek átlagosan magasabb költséghatékonyságot becsültek, mint a DEA-modell, miközben az egyes modellek eredményei közötti rangkorreláció nagyon alacsony, és a legrosszabb, illetve a legjobb bankok azonosítása is eltérő megoldásra vezet a különböző módszerekkel. Továbbá, mindegyik megközelítés időben viszonylag stabilnak bizonyult, bár a DEA-modell némileg felülteljesítette a parametrikus becsléseket. Ugyanakkor a sztenderd pénzügyi hatékonysági mutatók

(mint például a működési költségek és az összes eszköz hányadosa), a parametrikus módszerek becsléseivel mozogtak jobban együtt.

Ázsiai adatokon előbb Huang és Wang (2002), majd Dong et al. (2014) hasonlították össze a parametrikus és nemparametrikus módszereket. Előbbi cikk taiwani adatokon arra jutott, hogy átlagos hatékonyságban azonos következtetésre jutnak a modellek, azonban a bankok sorrendje ebben az esetben is nagy mértékben különbözött a két megközelítésben. Utóbbi cikk a kínai bankrendszer adatait használta, és szintén jelentős eltéréseket talált a parametrikus és nem parametrikus becslések között.

Az európai bankrendszerre némileg ellentmondóak az eredmények, azonban a később készült cikkek következtetései hasonlóak az amerikai és ázsiai tapasztalatokhoz. Drake és Weyman-Jones (1996) brit intézmények esetében, míg Resti (1997) az olasz bankrendszer adatain becsült költséghatékonyságot DEA és SFA modellel is. Ezen cikkek nem találtak jelentős különbséget a két módszerrel kapott eredmények között sem szintben, sem rangsor tekintetében. A nyugat-európai országok bankjainak hatékonyságát Weill (2004) vizsgálta meg parametrikus és nemparametrikus módszerekkel egyaránt, eredményei szerint a hatékonyság átlagos szintje a különböző modellek szerint nagyon hasonló, azonban a bankok rangsora különböző. A cikk vizsgálta a költséghatékonyság és a méret, illetve specializáció kapcsolatát is, a különböző módszerekkel kapott eredmények ebben az esetben is mutattak eltéréseket. Casu et al. (2004) szintén nyugat-európai bankok esetében vizsgálták a termelékenység javulásának mértékét és okát parametrikus és nemparametrikus modellekkel. Különböző becsléseik rendszerszinten azonos eredményre vezettek, azonban az egyes években más-más tényezőknél tulajdonították a termelékenységjavulást. Delis et al. (2009) görög bankokból álló mintán hasonlították össze a DEA és SFA modellekkel becsült költség-, és profithatékonyságot. Eredményeik szerint a profithatékonyságra, illetve költséghatékonyságra kapott értékek erősebben korreláltak egymással, mint a DEA és az SFA modellek eredményei.

Kelet-Európai országokra (a szerzők tudomása szerint) még nem készült különböző modellek eredményeit bemutató összehasonlítás, valamint a profit- és költséghatékonyság esetét is csak Delis et al. (2009) vizsgálták meg kizárólag Görögországra. A feltörekvő európai országokban a kevesebb számú bank, és a felzárkó-

zás miatti gyorsabb technológiai változások nehezebbé és bizonytalanabbá tehetik a hatékonyságbecslést, ami még inkább indokolja több modell használatát és az eredmények összehasonlítását.

A banki hatékonyság kapcsán a 2008-as pénzügyi válság is felvet fontos kérdéseket: egyrészt, hogy a bankrendszer hatékonysága és a pénzügyi válságok mélysége között van-e kapcsolat, illetve a 2008-as események gyakoroltak-e valamilyen hatást a bankok hatékonyságára. Diallo (2017)-es cikke az elsőre ad választ: becslései alapján a költséghatékonyabb bankrendszereket kisebb mértékben sújtotta a globális válság, a bankok hatékonyságát DEA módszerrel mérte. Nurboja és Kosak (2017) dél-kelet-európai országok adatai alapján pedig megállapították, hogy a válság ösztönözte a bankokat költséghatékonyaságuk javítására (utóbbit SFA-modell segítségével számították). Az említett kérdések közül jelen tanulmányban a másodikat vizsgáljuk meg magyar adatokon, nevezetesen: hogyan alakult a bankrendszer hatékonysága a megfigyelt időszakban, illetve a válság hatására történt-e jelentős elmozdulás a rendszerszintű hatékonyságban. Eredményeink szerint a költséghatékonyaság kis mértékben bár, de egyértelműen javult a válság utáni években. Profithatékonyaság szempontjából már nem ilyen egységes a kép a különböző modellbecslések alapján: a válság első éveiben a modellek stagnálást vagy visszaesést mutattak, majd a kilábalás időszakában (2013-tól kezdve) javult a profithatékonyaság, de nem egyértelmű, hogy meghaladja-e a válság előtti szintet.

A 2008-as válság kitörése a hitelezési veszteségek és a nemteljesítő hitelállomány növekedése miatt is lényeges a költséghatékonyaság szempontjából. A bankok nemteljesítő hitelállománya és hitelezési vesztesége a válság kitörését követően a fejlődő és fejlett európai országokban egyaránt jelentősen megemelkedett, ez az emelkedés azonban érdemi különbségeket mutatott az egyes bankok között, ami a bankok eltérő kockázatvállalási hajlandóságára utalt. Erre a jelenségre reagálva tanulmányunkban az irodalomban szokásosan alkalmazott költségek körét kibővítettük a hitelezési veszteségekkel, és összehasonlítottuk azon modellek eredményeit, ahol figyelembe vesszük az eltérő kockázatvállalást azokkal, ahol nem.

Jelen fejezetben magyar adatokra becslünk költség- és profithatékonyaságot, DEA és SFA típusú modellekkel egyaránt, majd a Bauer et al. (1998) által javasolt szempontok alapján értékeljük a kapott eredményeket. Számításaink sze-

rint jelentős eltérés van a két modelleszaládból kapott becslések között, különösen költséghatékonyság esetén. A profithatékonyság-becslések jobban teljesítettek stabilitás és a klasszikus jövedelmezőségi mutatókkal való együttmozgás tekintetében is, mint a költséghatékonyságra vonatkozók. A hitelezési kockázatok figyelmen kívül hagyása során fontos információ veszhet el, ugyanakkor a becslés stabilitását segítheti. A fejezet során a magyar bankrendszer példáján keresztül három fontos szempontra hívjuk fel a figyelmet: (1) a DEA és SFA módszerekből fakadó eredményekből gyakran nem ugyanazokat a következtetéseket lehet leszűrni, így érdemes minél több módszertanra támaszkodni a hatékonysági becslések során, (2) a hitelezési kockázatok figyelembe vétele a hatékonysági becslésekben azok jelentős nagysága miatt indokolt lehet, (3) a banki hitelállományok heterogenitása a főbb hitelszegmensek (legalább háztartási – vállalati) modellben történő külön-külön szerepeltetését indokolja.

A magyar bankrendszer költséghatékonyságára vonatkozóan a korábbi tanulmányok nem szolgáltatnak egyértelmű támpontot: a magyar bankok a módszertantól, a becslés időszaktól és mintától függően hol a KKE-országok élmezőnyébe Koutsomanoli-Filippaki et al. (2009), hol azok középmezőnyébe Fries és Taci (2005), Nitoi és Spulbar (2015)), hol pedig az európai mezőny hatékonytalanabb felébe Molnár és Holló (2011)) kerülnek a becslések szerint. A bankverseny kapcsán pedig a szakirodalom a háztartási és a vállalati hitelszegmens eltéréseiről árulkodik: a korábbi tanulmányok elsősorban a lakossági hitelpiacon tapasztalható sűrűlódásokra koncentráltak¹, míg a vállalati hitelpiacon intenzív versenyről számoltak be.

Az SFA-típusú költségfüggvények felhasználásával Lerner-indexet is számítottunk. Becsléseink során külön outputként kezeltük a háztartási, illetve a vállalati hiteleket, mivel azzal a feltételezéssel élünk, hogy a két hitelpiac eltérő módon működik.² A becslés Lerner-indexek ezen várakozásunkat alá is támasztották: a verseny intenzitása szintjében és dinamikájában is különbözött a két szegmensben. Az indexeket kétféleképpen számítottuk ki, a két változat abban különbözött, hogy a kockázati költségeket hogyan vesszük figyelembe. Eszerint nem volt jelentős el-

¹Lásd például Mór és Nagy (2003), Mór és Nagy (2004), Molnár et al. (2007), illetve Kézdi és Csorba (2012) tanulmányát. Aczél et al. (2016) szintén kiemelik a piaci erő szerepét mint a lakáshitelek felárát magyarázó tényezőt.

²Ennek okát részletesen a modellek bemutatásánál fejtjük ki.

térés a becslések között. Végül az újonnan kibocsátott hitelek, valamint a fennálló állomány átlagos kamatlába alapján számított Lerner-indexeket is összehasonlítottuk, ebben az esetben azt találtuk, hogy előbbiek gyorsabban képesek reagálni a piaci folyamatokra, ezért nagyobb változásokat mutatnak.

A fejezet felépítése a következő: a következőkben bemutatjuk a pontos modellspecifikációkat, illetve megindokoljuk miért döntöttünk ezen feltételezések mellett, majd a felhasznált adatokról adunk rövid leírást. Ezután részletesen tárgyaljuk a kapott eredményeket, végül az utolsó részben összegezzük a legfontosabb következtetéseinket.

4.2. Adatok és módszertan

A DEA és az SFA típusú modellek esetén is számos lehetséges modellspecifikáció áll rendelkezésre, amelyek lényegüket tekintve megegyeznek, bizonyos részfeltételezéseikben azonban különböznek egymástól. A konkrét modellspecifikációk kiválasztásánál törekedtünk arra, hogy egyrészt feltételezéseink minél inkább egybeessenek a bankrendszer ismert tulajdonságaival, másrészt az összehasonlíthatóság miatt a DEA és az SFA modelleink feltételei, ahol lehetséges, megegyezők legyenek.

A bankok hatékonyságának kiszámítása során minden megközelítésben a termelési folyamatot modellezzük, azaz azt vizsgáljuk, hogy bizonyos inputokból, adott inputárok mellett mennyi outputot sikerült előállítani, összességében mekkora költségárfordítással vagy nyereséggel. Inputként a banki hatékonyság vizsgálatánál a humán erőforrást és a tárgyi eszközöket mindenképpen figyelembe szokás venni. Outputként a hitelállomány és a kamatozó eszközök vagy az összes egyéb eszköz szokott minden esetben szerepelni. Általában a modellek háromnál több inputot vagy outputot nem tartalmaznak, ezek száma csak bizonyos korlátok között növelhető.³

³Az SFA modellek esetében ennek valószínűleg az az oka, hogy túl sok magyarázóváltozó kerülne be a becslésbe, ami jelentősen megnövelné a bizonytalanságát. DEA modelleknél pedig túl sok üzleti modellt lehetne így hatékonynak tekinteni.

Ahogy már korábban említettük, külön vizsgáltuk a profit- és költséghatékonyságot. Miért különbözhet a kettő eredménye? A profithatékonyság vizsgálatának szükségességét a modellbe illesztett outputok heterogenitása indokolja, amely számos okból fennállhat. Példának okáért a hitelállomány (amely rendszerint homogén terméként szerepel a költséghatékonysági becslésekben) több szempontból is heterogénnek tekinthető. Ezt a heterogenitást okozhatja többek között az esetleges lejáratú különbség a hitelállományokban. Ha egy bank nagyobb arányban bocsát ki rövidebb hiteleket, a hitelek gyorsabb forgási sebessége következtében magasabbak lesznek a költségei is, így költséghatékonyságban rosszabb lesz, mint a többi bank. Ugyanakkor a rövid lejáratú hitelek kamatai általában magasabbak, így a bank bevételei is magasabbak lesznek, ezért összességében profithatékonyságban akár jobban is teljesíthet a piac egyéb szereplőinél. Szintén a hitelállomány homogénnek tekintése vezet ahhoz a problémához, hogy a teljesítő és nemteljesítő állományt egységesen kezelik a modellek. Különösen pénzügyi válságok esetében, amikor a nemteljesítő állomány megemelkedik és nagymértékben különbözhet az egyes intézményeknél, ez jelentősen befolyásolhatja az eredményeket. Ennek oka, hogy egy ilyen portfóliónak a jövedelemtermelő képessége gyengébb, mint a többi hitelnek, miközben általában magasabb működési költségeket is maga után von. Szintén sérti a homogenitást az egyes hiteltermékek eltérő költségvonzata: a háztartási hitelezésben például érdemben eltérhet egy jelzáloghitel és egy fedezetlen fogyasztási hitel folyósításának költsége, amit a bank az árazásban – tehát a profitban – érvényesít. Tehát, ha az egyes bankok eltérő szegmensekre specializálódnak, és a költségfüggvényben túl kevés outputot definiálunk, úgy mind a DEA, mind az SFA módszerek hatékonyságot mutathatnak ki olyan esetekben is, amikor a költségek egyes intézményeknél megfigyelhető alacsonyabb vagy magasabb szintje egyszerűen az eszközök eltérő összetételéből fakad. Ugyanakkor a költséghatékonyság mellett is szólnak érvek: a profithatékonyságot nagyobb mértékben befolyásolják a ciklikus reálgazdasági események, mivel ezek a profitot a kockázatokon és a kamatbevételeken keresztül is érintik. A termelékenység javulását tehát a költséghatékonyság jobban ragadhatja meg.

Outputok tekintetében végül három termék mellett döntöttünk: a modellben a háztartási hiteleket, a vállalati hiteleket és az egyéb kamatozó eszközöket szerepel-

tetjük. Elméleti szempontból a két hitelpiac ráfordításokban, belépési korlátokban és a fogyasztók viselkedésében különbözhet jelentősen. A háztartási hitelpiacon ugyanaz az állomány átlagosan nagyobb fiókhálózat és személyi állomány fenntartását teszi szükségessé, mint a vállalati hitelpiacon, ahol nagyobb a hitelméret. A szükséges fiókhálózat kiépítése egyben nagyobb belépési korlátot is jelent a háztartási hitelek piacán, amelyet tovább erősít, hogy kevésbé racionális vagy kevésbé informált, és a piac méretéhez képest kisebb fogyasztók jellemzik, mint a vállalati hitelpiacot.⁴ További különbséget jelent a két szegmens között az információs aszimmetria eltérő szintje: míg a vállalati hitelpiacon a bankoknak lehetőségük van a vállalat pénzügyi kimutatásaiból tájékozódni a hitelfelvételt megelőzően és azt követően is, a lakossági hitelpiacról ugyanez csak korlátozottan mondható el, főleg a futamidő későbbi éveiben.⁵

További árazási könnyebbséget jelentett a bankoknak a magyar háztartási hitelpiacon a változtatható kamatozású hitelkonstrukciók magas aránya szemben a vállalati hitelpiaccal, ahol a változó kamatozású hitelek domináltak. A magyar jogszabályi környezet 2012 előtt ugyanis meglehetősen megengedő volt a hitelfeltételek futamidő közbeni módosításával kapcsolatban, így a bankok olyan jogi megoldásokat alakíthattak ki, amely lehetőséget biztosított számukra a futamidő során a kamatláb egyoldalú megemelésére. A legtöbb intézmény élt is ezzel a lehetőséggel, így a válság kitörését követően a már kifolyósított lakossági hitelek kamatlába átlagosan 150-200 bázisponttal emelkedett. A vállalati hitelek esetében nem terjedt el ez a konstrukció, ami egyrészt a szektor jobb alkupozíciójának, másrészt a rövidebb futamidőknek köszönhető. A két hitelszegmens közötti markáns eltéréseket a későbbiekben Lerner-index számításával is teszteljük. Az említett különbségek

⁴Ennek tükrében nem véletlen, hogy a KKE országokban a Szovjetunió összeomlását követően megjelenő külföldi bankok több esetben is a vállalati hitelezésre specializálódtak, és sok esetben a „home” országban is jelenlévő multinacionális vállalatokat követték a régióba Havrylchuk (2006). A külföldi bankok Magyarországon is éveken keresztül lemaradásban voltak a háztartások hitelezésében a nagyon mély beágyazottsággal bíró OTP-hez képest, ami szintén előbbi intézmények versenyhátrányát és az e szegmensre jellemző magasabb belépési költségeket mutatja.

⁵Bár a szerződéskötéskor rendszerint a lakossági hitelek esetében is igazolnia kell az ügyfélnek jövedelmi és vagyoni helyzetét, a futamidő későbbi éveiben a lakossági adós pénzügyi helyzetének változása sokkal kevésbé követhető és ellenőrizhető, mint a vállalati hitelek esetében, ahol rendszeres számviteli kimutatások állnak rendelkezésre.

egyben azt is indokolttá teszik, hogy a hatékonyság becslésénél figyelembe vegyük a hitelállomány heterogenitását.

A bankrendszer szokás pénzügyi közvetítőként és pénzteremtőként is modellezni. Előbbi esetben az inputok között megjelennek a pénzügyi források is, míg utóbbi feltételezésnél az outputok között szerepelnek a betétek is. Mivel egyrészt a magyar bankrendszer nagy mértékben támaszkodik külföldi forrásokra, másrészt a hitelállomány megbontásával már így is három outputot szerepeltettünk, a pénzügyi közvetítő megközelítés mellett döntöttünk.

Mindkét modelltípusnál megkötésekkel lehet élni a mérethozadéokra vonatkozóan (ha van kikötés, az általában konstans mérethozadékot feltételez). Mivel egy feltörekvő ország bankrendszerét vizsgáltuk, amely a megfigyelt időszakban több strukturális törést is elszenvedett, ráadásul az eszközök piacán a hosszú lejáratok miatt lassú az alkalmazkodás, így érdemi piaci súrlódásokkal is számolni kell, ezért változó mérethozadékot feltételeztünk.⁶

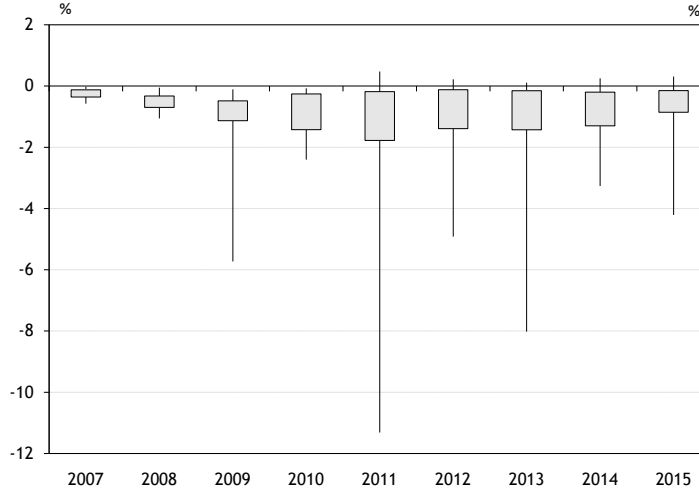
A hitelezési veszteségeket ezek a modellek általában nem szokták figyelembe venni, noha a bankok számára rendszeres és érdemi kiadási tételek, nagyságuk nem elhanyagolható a működési költségekhez képest. Ugyanakkor üzleti (könyvelési) döntések és ciklikus események erősen befolyásolhatják a képzendő értékvesztést. Mivel mintánk egy válságperiódust is tartalmazott, amikor a hitelezési veszteségek különösen magasak is lehetnek, ezért fontosnak tartottuk a modellekben expliciten megjeleníteni ezeket a költségeket (4.1-es ábra). Ez az eljárás nem szokványos a szakirodalomban és nem is egyértelmű, milyen módon érdemes a modellekbe beépíteni ezeket az információkat. A konkrét modellek bemutatásánál térünk ki ezek pontos megvalósítására.

4.2.1. Az SFA modellek

Az SFA modellek esetében a teljes költség vagy teljes profit függvény a következőképpen írható fel:

⁶Ezt a feltételezést is teszteltük, a konkrét modellek bemutatásánál fogunk erre bővebben kitérni.

4.1. ábra: Az értékvesztés eredményrontó hatása az összes eszköz arányában az EU országokban



Megjegyzés: az ábrán az értékvesztés eredményrontó hatásának adott évi minimuma és maximuma, valamint 25. és 75. percentilise látható. Az egyes években az elérhető adatok tükrében nem minden ország adatait tudtuk figyelembe venni. Forrás: EKB Consolidated Banking Data.

$$TC_{it} = C(Y_{it}, W_{it}, Z_{it}, u_{it}, e_{it}), \quad (4.1)$$

ahol TC_{it} jelöli az i -edik bank összes költségét vagy összes profitját a t -edik időszakban. Y_{it} az outputok, W_{it} az inputárak, Z_{it} a további kontrollváltozók vektora az i -edik bank esetén a t -edik periódusban. u_{it} jeleníti meg a bankok eltérését a hatékony felülettől, e_{it} pedig az egyedi véletlen hatásokat. Az egyenletet logaritmizált formában becsüljük meg, azaz:

$$\ln TC_{it} = c(Y_{it}, W_{it}, Z_{it}) + \ln u_{it} + \ln e_{it}, \quad (4.2)$$

amelyből $\ln u_{it}$ mutatja az eltérést a hatékony felülettől, ezért értéke költségfüggvény esetén mindig nemnegatív, míg profitfüggvénnyel számolva nempozitív, $\ln e_{it}$ pedig normális eloszlású véletlen zaj.

Az egyenlet megbecsléséhez legalább két további feltételre van szükségünk: a költségfüggvény (c) pontos formájára és a hatékonysági tag eloszlására. Ezen felül léteznek olyan becslések, ahol meg lehet adni u_{it} -t identifikáló konkrét változókat is (például: Greene (2005)), ezzel azonban két okból nem élünk: egyrészt nem akartunk további megkötésekkel élni, másrészt annak érdekében, hogy eredményeink a DEA modellekkel is összehasonlíthatóak legyenek. A költségfüggvényre vonatkozóan a szakirodalomban legelterjedtebb transzlog típusú függvényformát, míg u_{it} kapcsán exponenciális eloszlást feltételeztünk. A becslt egyenletünk tehát a következő:

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} = & \alpha_0 + \sum_j \beta_j \ln Y_{jt} + \sum_k \gamma_k \ln W_{kt} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_l \delta_{jl} \ln Y_{jt} \ln Y_{lt} + \\ & + \frac{1}{2} \sum_k \sum_m \omega_{km} \ln W_{kt} \ln W_{mt} + \sum_j \sum_k \nu_{jk} \ln Y_{jt} \ln W_{kt} \\ & + \sum_s \mu_s \ln Z_{st} + \ln u_{it} + \ln e_{it}. \end{aligned} \quad (4.3)$$

Az együtthatókat és a maradéktagokat maximum likelihood becslés során kaptuk meg, követve Wang (2002) becslési módszerét. Azon becslések esetén, ahol a háztartási, illetve a vállalati értékvesztés is szerepelt a modellben inputárként, az értékvesztésekhez tartozó keresztszorzatok közül csak a hitelállománnyal vett keresztszorzatokat vettük figyelembe, mivel a két új inputárváltozó felvétele nagyon megnövelte volna a becslt paraméterek számát.

4.2.2. A DEA modellek

A DEA modellek egy lineáris programozási feladat formájában fogalmazzák meg a bankok költségminimalizálási vagy profitmaximalizálási problémáját. A klasszikus, konstans mérethozadékos feltételező modell felírása egy adott bankra⁷:

⁷A DEA modellekről hosszabb, intuitívabb magyarázatot tartalmaz a Függelék.

$$\begin{aligned}
 & \min_{\lambda, x_{i0}^*} \sum_{i=1}^m w_{i0} x_{i0}^* \\
 \text{Feltéve, hogy } & \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} - y_{r0} \geq 0, \quad r = 1, \dots, s \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} - x_{i0}^* \leq 0, \quad i = 1, \dots, m \\
 & \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, n
 \end{aligned} \tag{4.4}$$

Ahol n jelöli a bankok, s az outputok, m az inputok számát, x_{i0}^* az inputok költségminimalizáló vektora adott inputárak (w_{i0}) és outputszintek (y_{r0}) mellett. Az optimális vektor így azon bankok inputjainak lineáris kombinációja, akik legalább annyi outputot termelnek, mint az adott bank, de nem több input felhasználásával. A kiértékelt bank hatékonyságát úgy lehet kiszámolni, hogy a valós költségszintjét hasonlítjuk az optimális költségszinthez, azaz: a j -edik bank hatékonysága: $w_{ij} x_{ij}^* / w_{ij} x_{ij}$. Így a hatékony felülettől való eltérés: $1 - w_{ij} x_{ij}^* / w_{ij} x_{ij}$, amelynek értéke a teljesen hatékony bankoknál 0. A profithatékonyság esetén előfordult, hogy bizonyos bankok negatív profitot értek el egyes években, ezekben az esetekben a mutató értékét 1-nek tekintettük. A feladat megfogalmazásából következően a mintában mindig lesz egy teljesen hatékony bank.

Ahogy már korábban említettük, konstans mérethozadék helyett változó mérethozadékot feltételeztünk, ezért a feladat kiegészült a súlyokkal kapcsolatban egy további feltétellel: $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$. A (4.4)-es egyenletrendszer során azzal a feltételezéssel éltünk, hogy az inputárak minden bank számára egységesen adóttak. Ez különösen a forrásköltségek szempontjából megkérdőjelezhető feltétel, mivel például a külföldi tulajdonban lévő vagy a kedvezőbb szolvenciahelyzetben lévő bankok olcsóbban szerezhetnek forrásokat. Ezért Tone (2002)-es javaslata szerint módosítottuk a modellt, eszerint minden bank egyedi inputárakkal szembesül, és az inputárak bekerültek az inputokra vonatkozó egyenlőtlenségi feltételekbe. Továbbá, a hitelállományok értékvesztését és az SFA modelleknél alkalmazott kontrollváltozókat is beépítettük a DEA modelljeinkbe is, mégpedig kvázifix költségekként. Gulati és Kumar (2016)-os modelljéhez hasonlóan a kvázifix költségekre is ugyanúgy kell

teljesülnie egy egyenlőtlenségnek, mint a többi költség esetén, előbbiek azonban a célfüggvényben nem jelennek meg és nem döntési változók. Így összességében a költséghatékonyságot becslő modellünk a (4.5)-ös optimalizálási feladattal írható le. A hatékonyságot ezúttal is az optimális és a tényleges költségek hányadosaként kapjuk.

A profithatékonyság felírása azonos logikán alapul, és a feltevései is – egy kivétellel – megegyeznek a költséghatékonyságra vonatkozó feladattal. Az egy kivétel az, hogy az outputokra vonatkozó korlátokat egy, a bevételekre vonatkozó korlát helyettesíti. A j -edik bank bevételeit R_j jelöli (4.6).

Végül, még egy feltételezést tenni kell a modell megbecsléséhez: időben állandónak vagy változónak tekintjük-e a hatékony felületet. Amennyiben utóbbi mellett döntünk, az n paraméter valóban a bankok számát jelöli, és minden egyes periódusra külön kell lefuttatnunk az optimalizálásokat. Ha azonban azt feltételezzük, hogy a technológia a megfigyelt időszakban végig állandó volt az n index valójában a bankok számának és a periódusok számának a szorzata, ebben az esetben az optimalizálásokat egyszerre végezzük el. (A ténylegesen lefuttatott lineáris programozási feladatok számán ez a feltétel nem változtat, azon viszont igen, hogy a bankok hány megfigyelését vesszük figyelembe egy feladat során.)

$$\begin{aligned}
 & \min_{\lambda, x_{i0}^*} \sum_{i=1}^m w_{i0} x_{i0}^* \\
 \text{Feltéve, hogy } & \sum_{i=1}^n \lambda_j y_{rj} - y_{r0} \geq 0, \quad r = 1, \dots, s \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j w_{ij} x_{ij} - w_{i0} x_{i0}^* \leq 0, \quad i = 1, \dots, m \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j z_{kj} - z_{k0} \leq 0, \quad k = 1, \dots, p \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1, \\
 & \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, n
 \end{aligned} \tag{4.5}$$

$$\begin{aligned}
 & \max_{\lambda, x_{i0}^*, R_0^*} R_0^* - \sum_{i=1}^m w_{i0} x_{i0}^* \\
 \text{Feltéve, hogy } & \sum_{j=1}^n \lambda_j w_{ij} x_{ij} - w_{i0} x_{i0}^* \leq 0, \quad i = 1, \dots, m \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j z_{kj} - z_{k0} \leq 0, \quad k = 1, \dots, p \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j R_j - R_0^* \geq 0 \\
 & \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1, \\
 & x_{i0} \geq x_{i0}^*, \quad i = 1, \dots, m \\
 & R_0 \leq R_0^*, \\
 & \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, n
 \end{aligned} \tag{4.6}$$

Utóbbi mellett szóló érv, hogy kevés bank esetén a sok feltétel miatt túl sok bankra jöhet ki, hogy nagyon hatékony. Előbbi megközelítést erősíti, hogy a DEA modellek nem veszik figyelembe a bankokat érő véletlen sokkokat, ezért ebben a szemléletben könnyen változhat minden évben a technológia. Mi végül egy köztes megoldás mellett döntöttünk: négy részre osztottuk a mintánkat, az almintákon belül az egyes években a bankrendszer működési környezete nagyjából azonos volt. Az első időszak 2001-től 2004-ig tart, amikor is kiegyensúlyozott növekedés és forintban denominált hitelek jellemezték a magyar bankrendszert. 2005-2008 a túlzott hitelezés és a devizában történő eladósodás periódusa, 2009-2012 a válság legnagyobb visszaesést hozó évei, 2013-2016 pedig a kilábalás időszaka.

A mérethozadékra vonatkozóan tehát, ha a λ_j -k összegére nem teszünk megkötést, akkor konstans mérethozadékot feltételezünk, ha azt kötjük ki, hogy $0 \leq \sum_{j=1}^n \lambda_j \leq 1$, akkor a mérethozadék nemnövekvő. Ha a λ_j -knek 1-re kell összegződni, akkor pedig változó mérethozadékú a technológia. Megbecsültük modelljeinket az enyhébb feltételekkel is, és megvizsgáltuk, hogy a különböző esetekben az optimális eredmények egybe esnek-e. Mivel a megoldások jelentősen különböztek mindkét

enyhébb megkötés esetében, ezért a változó mérethozadék feltételezése mellett maradtunk, és az SFA modelleknél is ezt a feltételt alkalmaztuk.

4.2.3. Adatok

A becsléshez egy 12 bank adatait 2001 és 2016 között tartalmazó, kiegyensúlyozott paneladatbázist használtunk. A mintában olyan bankokat szerepeltettünk, amelyek (1) 2001 óta folyamatosan működnek és (2) működésük piaci alapon történik (tehát a speciális állami feladatot ellátó bankokat, mint a Magyar Fejlesztési Bank és az EXIM Bank nem szerepeltetjük a mintában).⁸ Az adatokat éves frekvencián vizsgáltuk, így összesen 192 megfigyelésünk volt a mintában. Az adatok tekintetében a Magyar Nemzeti Bank által gyűjtött statisztikákra (azon belül is elsősorban a mérleg- és eredménykimutatás, valamint kamatstatisztikákra) támaszkodtunk. A mintánk az ideálisnál kevesebb megfigyelést tartalmaz, azonban az elérhető adatok tükrében annak kibővítése csak részlegesen és bizonyos áldozatok mellett lenne lehetséges.⁹

A költséghatékonysági becslésekhez – ahogy korábban is említettük – három outputot definiáltunk: a háztartási hiteleket, a vállalati hiteleket és az egyéb kamatozó eszközöket. A háztartási hitelek jelentős részben a lakosság számára nyújtott hiteleket (jelzáloghitelek, fedezetlen fogyasztási hitelek) tartalmazzák. A vállalati hitelek között mind nagyvállalati, mind kkv hitelek szerepelnek. Az egyéb kamatozó eszközök között a legjelentősebb részt az államkötvények és a jegybank által kibocsátott instrumentumok képviselik, míg kisebb részben az egyéb szektoroknak

⁸A mintában szereplő bankok/bankcsoportok a következők: Budapest Bank, CIB Bank, Erste Bank, FHB Bank, K&H Bank, MKB Bank, Volksbank / Sberbank, OTP Bank, Raiffeisen Bank, UniCredit Bank, Fundamenta és KDB Bank.

⁹A minta időbeli dimenziójának bővítése negyedéves frekvencia alkalmazásával lenne lehetséges, azonban a banki működés sajátos jellege miatt (például a jellemzően év végén megképzett értékvesztések, vagy éven belüli pénzügyi tranzakciók negyedéveken átívelő, ellentétes előjelű eredményhatása miatt) ezzel igen jelentős éven belüli zajt vinnénk az idősorokba. A minta keresztmetszeti szempontból is bővíthető lenne további intézményekkel, azonban ezek jellemzően egy-egy szűk piacon működő, speciális intézmények, így a költséghatékonysági becslésekben outlierként jelennének meg.

(pl. önkormányzatok) folyósított hitelek is idetartoznak. Az inputok és inputáruk a szakirodalomban megszokott formában szerepelnek a modellben. Inputként szerepelnek a kamatozó források (árak a kamatkiadások és a kamatozó források hányadosa), a személyi jellegű költségek (árak a személyi jellegű költségek mérlegfőösszeghez viszonyított aránya) és az anyagi jellegű ráfordítások, ideértve az amortizációt is (melyek ára a ráfordítások és a bank saját eszközeinek hányadosaként adódik). A hitelezési veszteségek input a bankok nettó értékvesztés elszámolásának és az áron alul eladott követelések eredményhatását egyaránt tartalmazza.¹⁰ A célváltozó a költséghatékonysági becslések esetében a működési költségek és a kamatkiadások összege, míg a profithatékonysági modellek esetében az eredményváltozónk a nettó kamatbevételek és a nettó díj- és jutalékbevételek összege csökkentve a működési költségek nagyságával. Azon becslések esetén, amelyeknél a hitelezési veszteségeket is figyelembe vettük, az eredményváltozókhoz is hozzá adtuk az értékvesztés eredményrontó hatását.

A Lerner-index becsléséhez háromféle árjellegű változót alkalmaztunk. A szakirodalomban szokásos kamatbevétel / kamatozó eszköz hányados mellett lehetőségünk nyílt az indexet újonnan szerződött hitelek átlagos kamatlábával (illetve a háztartási szegmens esetében teljes hitelköltséggel), valamint a fennálló hitelek állománnyal súlyozott átlagos kamatlábával is kiszámolni. Az utóbbi két árjellegű változó alkalmazása nem megszokott a szakirodalomban, amelynek legfőbb oka az, hogy ezeket a statisztikákat a jegybankok rendszerint csak szektorszinten publikálják. Ugyanez igaz az előbbi mutatók hitelszegmens szerinti megbontására is: a háztartási és vállalati kamatbevételek/kamatlábak nagysága meglehetősen ritkán elérhető publikus adatforrásokból.

4.3. Eredmények

Az SFA modellek megbecslésekor a lehetséges kontrollváltozók közül nem minden kontrollváltozó került be végül az egyes becslésekbe. Az úgynevezett lambda-statisztika, amely a kétfajta hibatag szórásának hányadosaként adódik fontos jele

¹⁰Az adatok részletes leírását és a képzett mutatók számításának módját a Függelék 5.10, 5.11, 5.12-es táblázata tartalmazza.

4.1. táblázat: A hatékonyságok leíró statisztikái (teljes minta)

	DEA	DEA	DEA	DEA	SFA	SFA	SFA	SFA
	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség
Átlag	0,39	0,08	0,59	0,21	0,18	0,08	0,40	0,03
Medián	0,32	0,00	0,70	0,06	0,10	0,02	0,26	0,03
Min	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,03	0,01
Max	1,00	0,71	1,00	0,77	1,00	0,16	1,00	0,16
Szórás	0,39	0,17	0,35	0,24	0,19	0,01	0,32	0,03

a rossz specifikációnak. Ezért azokat a kontrollváltozókat vettük be a becslésbe, amelyek esetén ez a statisztika nagyságrendileg 1-hez közeli értéket vett fel (lásd: Függelék 5.17, 5.18, 5.19, 5.20-as táblázat). Így a profitfüggvények esetén a tőkepufferek nagysága, a költségfüggvényeknél pedig szintén a tőkepufferek, valamint a likvid eszközök aránya és a bankfiókok száma szerepel még a modellben. A DEA modelleknél a kvázifix költségként szereplő változók köre megegyezik az ugyanazon típusú SFA becsléseknél alkalmazott kontrollváltozókkal.¹¹

4.3.1. Az SFA és a DEA modellek eredményeinek összehasonlítása

Követve Bauer et al. (1998), valamint Dong et al. (2014) eljárását, 5 lépésben elemezzük a modellek eredményei közötti kapcsolatot és értékeljük a becsléseket. Első lépésben a hatékonysági paraméterek leíró statisztikáit vetjük össze (4.1-es táblázat).

¹¹A regressziók becslési outputjai megtalálhatók a Függelékben: 5.13, 5.14, 5.15, 5.16-os táblázat.

Az átlag és a medián alapján is mindkét modelles család magas költséghatékonyságot és lényegesen alacsonyabb profithatékonyságot talált. Érdekes, hogy az értékvesztéssel is számoló, DEA-típusú költséghatékonyságnál a medián is nulla, ami azt jelenti, hogy a modell szerint a bankrendszer legalább fele teljesen hatékony. A hatékonyságok eloszlása általában enyhén vagy erősebben balra ferdült (kivéve az értékvesztéssel nem számoló DEA-s profitfüggvény), amely arra utal, hogy elsősorban a rosszabb teljesítmény irányába mutatnak kiugrást az eloszlások. Minimumok tekintetében az SFA modellek semelyik bankot nem tekintik teljesen hatékonyknak, míg a DEA modellek esetében ilyen minden esetben létezik. A megfigyelt maximális hatékonyságok esetében a profitfüggvények jelzik a leghatékonyságú bankokat, költségfüggvények tekintetében ugyanakkor a hatékonyságok terjedelme a DEA-modelleknél sokkal nagyobb. A szórásértékek a magasabb maximumokból fakadóan nagyobbak a DEA modelleknél, mind profit-, mind költséghatékonyság tekintetében. A momentumok alapján tehát azt a következtetést vonhatjuk el, hogy szélsőséges hatékonysági értékek kimutatására a DEA modellek hajlamosabbak, valamint költséghatékonyság szempontjából a bankrendszer homogénebb, mint a profithatékonyság esetén.

A második vizsgálati szempont a korrelációk és rangkorrelációk összevetése (4.2-es táblázat). Eredményeink a szakirodalom azon részéhez tartoznak, amelyek gyenge kapcsolatot mutatnak ki a két fajta becslési eljárás között. A 16-16 lehetséges korreláció és rangkorreláció közül 2, illetve 3 esetben kaptunk 1 százalékon is szignifikáns, pozitív korrelációt. Modelles családon belül a DEA eredmények (minden szokásos szignifikanciaszinten) közepesen korreláltak, míg az SFA modellek esetében jelentős eltérést mutatnak a költség- és profithatékonyságra vonatkozó becslések. Ugyanakkor a legerősebb korreláció az SFA modelleken belül van, az értékvesztés figyelembevétele vagy elhagyása esetén kapott becsléseknél jelentkeztek a legkisebb eltérések. Ezért összességében azt lehet elmondani, hogy a DEA-modellek bizonyultak robusztusabbnak a konkrét modellspecifikációra, de kis eltérések az SFA modellek eredményein csak kis mértékben változtatnak. Továbbá, a profithatékonyságra vonatkozó eredmények a két modelles család (DEA-SFA) között is mutatnak szignifikáns, pozitív korrelációt, míg költséghatékonyság esetén ez nem volt

4.2. táblázat: A hatékonyságok korrelációja és Spearman-féle korrelációja

		DEA				SFA			
		Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség
DEA	Profit érték- vesz- téssel	1,00**	0,50**	0,62**	0,48**	0,25*	-0,21*	0,40**	-0,19*
	Költség érték- vesz- téssel	0,45**	1,00**	0,32**	0,69**	-0,01	-0,15*	0,19*	-0,17*
	Profit	0,63**	0,26**	1,00**	0,50**	0,21*	-0,18*	0,34	-0,14
	Költség	0,48**	0,60**	0,45**	1,00**	-0,08	-0,18*	0,08	-0,21*
SFA	Profit érték- vesz- téssel	0,25**	0,06	0,16	-0,09	1,00**	-0,16*	0,71**	-0,12
	Költség érték- vesz- téssel	-0,18*	-0,09	-0,15*	0,14	-0,22*	1,00**	-0,18*	0,55**
	Profit	0,36**	0,13	0,36**	0,05	0,78**	-0,23*	1,00**	-0,15*
	Költség	-0,18*	-0,14	-0,08	-0,14	-0,21*	0,70**	-0,18*	1,00**

Megjegyzés: * jelzi az 5 százalékos, ** az 1 százalékos szignifikanciaszinten szignifikáns korrelációkat. A felső háromszög tartalmazza a korrelációkat, az alsó háromszög pedig a rangkorrelációkat.

megfigyelhető. Tehát a profithatékonyság robusztusabb a becslési eljárásra, mint a költséghatékonyság.

A korrelációkból levont következtetésekkel összhangban lévő megállapításokra juthatunk, ha a különböző módszerek által legjobbnak és legrosszabbnak tartott bankok halmazát hasonlítjuk össze (4.3-as táblázat). A legfelső és legalsó kvartilisbe sorolt azonos bankok aránya alapján is meglehetősen eltérő eredményekre jut a két módszer családjában, és ebben az esetben is a DEA modellek eredményei állnak közelebb egymáshoz. Azt a korábbi eredményt is visszakaptuk, hogy a profithatékonyságra vonatkozó SFA modellek nagyobb hasonlóságot mutatnak a DEA-s eredményekkel, mint a költséghatékonyságra vonatkozók, függetlenül attól, hogy a DEA becslés profitra vagy költségre vonatkozott-e.

A becsült hatékonyságok időbeli stabilitását az autokorrelációk segítségével néztük meg (4.4-es táblázat). Egyik modellbecslés sem mondható erősen autokorreláltnak, és közepes autokorreláció is csak az elsőrendű esetben figyelhető meg. A parametrikus és nemparametrikus módszerek összehasonlításánál nem lehet általánosságban stabilabbat kihozni, a feltételektől és az autokorreláció rendjétől függ, hogy melyik modell a stabilabb. Ellenben a profithatékonyságok egyértelműen erősebben autokorreláltak, mint a költséghatékonyságok, kivéve a negyedrendű autokorrelációt. Hasonlóan, az értékvesztés nélkül becsült modellek általánosan stabilabbnak tűnnek, mint az értékvesztést is figyelembe vevő számítások, amelyek esetében ráadásul negatív autokorreláció is több esetben előfordul. Ennek vélhetően az az oka, hogy az értékvesztések pontos mértékét számviteli megfontolások is nagy mértékben képesek befolyásolni, illetve a prudens bankok nagy várható veszteségek esetén hajlamosak nagyobb értékvesztés elszámolására, amelyet a tényleges veszteségek realizálása után részben visszaírnak.

Mivel gyenge időbeli stabilitást találtunk, megnéztük a hatékonysági mutatók autokorrelációját intézményenként is, hogy lássuk, mekkora a heterogenitás a bankok között (4.5-ös táblázat). A hitelezési veszteséget is figyelembe vevő költséghatékonysági becsléseknél mind a DEA, mind az SFA modellel alacsony autokorrelációt kaptunk szinte minden intézmény esetén. A többi becslés ezzel szemben intézményi szinten nagy mértékű heterogenitást mutat, a legtöbb esetben az enyhén negatív korrelációtól a kifejezetten magas korrelációig terjednek az eredmények. Ez

4.3. táblázat: A legjobb és legrosszabb bankok besorolása

		DEA				SFA			
		Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség
DEA	Profit érték- vesz- téssel	1,00	0,52	0,65	0,48	0,33	0,21	0,23	0,19
	Költség érték- vesz- téssel	0,40	1,00	0,33	0,67	0,27	0,29	0,27	0,17
	Profit	0,69	0,35	1,00	0,35	0,33	0,19	0,27	0,19
	Költség	0,44	0,44	0,54	1,00	0,21	0,21	0,23	0,17
SFA	Profit érték- vesz- téssel	0,42	0,29	0,31	0,27	1,00	0,08	0,63	0,13
	Költség érték- vesz- téssel	0,10	0,15	0,13	0,19	0,19	1,00	0,08	0,63
	Profit	0,60	0,31	0,48	0,31	0,73	0,17	1,00	0,19
	Költség	0,25	0,19	0,25	0,13	0,17	0,60	0,15	1,00

Megjegyzés: a táblázatban szereplő értékek százalékok, a felső háromszögben lévők azt mutatják, hogy a legrosszabb kvartilisba tartozó bankok milyen arányban egyeztek meg. Alsó háromszögben ugyanez az érték szerepel a legjobb kvartilisre.

4.4. táblázat: Autokorrelációk

	DEA				SFA			
	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség
1	0,32	0,12	0,49	0,37	0,49	0,18	0,47	0,30
2	0,25	-0,03	0,37	0,18	0,19	-0,15	0,16	0,05
3	0,20	0,01	0,18	0,09	-0,03	-0,22	0,11	0,09
4	0,12	0,14	0,08	0,22	-0,14	-0,09	0,01	-0,01

arra utaló jel, hogy mintánkban gyakoriak az egyedi intézményeket érő, viszonylag nagy mértékű sokkok.

Végül a becsült hatékonysági mérőszámokat a pénzügyi mutatókból számolt jövedelmezőségi és hatékonysági mutatókkal vetjük össze (4.6-os táblázat). Négy pénzügyi adatsort használunk: ROAA - átlagos eszközre jutó bevétel, ROAE – átlagos tőkére jutó bevétel, TC/TA – eszközarányos összes költség, ER – hatékonysági ráta (a nem kamat jellegű kiadások és a bevételek hányadosa). Mivel az első kettő esetében a nagyobb érték jövedelmezőbb bankot, utóbbi kettőnél pedig kevésbé hatékony bankot jelez, első kettővel azt várjuk, hogy a becsült értékek negatívan, utóbbi kettővel pedig pozitívan korreláljanak. Modelljeink e szempont szerint is nagyon vegyes eredményeket adnak: a ROAA és a ROAE esetében a profithatékonysági becslések hozzák szignifikánsan és megfelelő előjellel a várt eredményeket, és az SFA-becslések jobban teljesítenek, mint a DEA-sek. Ez az eredmény nem meglepő, hiszen a jövedelmezőség a költségeket és a bevételeket egyaránt figyelembe veszi, ahogy a profithatékonyság-becslés is. Az eszközarányos összes költség mutató esetében viszont egyértelműen a DEA-becslések teljesítenek jobban, függetlenül attól, hogy költség-, vagy profithatékonyságot mérnek, az SFA-becsléseknél még előjelben sem egyezik az eredmény. A hatékonysági ráta kapcsán teljesítenek legrosszabbul a modellek, csak a DEA-s, értékvesztés nélkül számolt

4.5. táblázat: A hatékonysági mutatók elsőrendű autokorrelációja bankonként

	DEA				SFA			
	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség	Profit érték- vesz- téssel	Költség érték- vesz- téssel	Profit	Költség
1	0,91*	0,45	0,78*	0,61*	0,75*	0,18#	0,81*	0,19#
2	0,21	-0,11#	0,12#	0,45	0,59	0,09#	0,28	0,16#
3	0,47	-0,09#	0,71*	0,45	0,59	0,29	0,72*	0,62*
4	0,86*	-0,11#	0,51	0,05#	0,41	0,14	0,41	0,09#
5	0,40	0,32	0,66*	0,63*	0,76*	0,07#	0,88#	0,18#
6	0,00#	-0,07#	0,54	-0,07#	0,2	-0,01#	0,17#	0,28
7	-0,30#	0,15#	-0,2#	0,10#	0,40	0,38	0,13#	0,29
8	0,92*	0,85*	0,94*	0,79*	0,23	0,04#	-0,04#	0,37
9	-0,42#	0,15#	-0,04#	0,54	0,82*	0,40	0,72*	0,61*
10	0,55	0,15#	0,72*	0,20	0,16#	0,37	0,77*	0,38
11	0,31	-0,07#	0,76*	0,14#	0,47	0,08#	0,47	0,13#
12	-0,12#	-0,15#	0,35	0,57	0,54	0,12#	0,32	0,28

Megjegyzés: A táblázatban *-gal jelöltük a 0,6-nél magasabb (erős) korrelációkat, #-tel a 0,2-nél kisebb (gyenge) korrelációkat.

4.6. táblázat: A becsült hatékonyságok összehasonlítása a pénzügyi jövedelmezőségi és hatékonysági mutatókkal

	DEA				SFA			
	Profit értékvesztéssel	Költség értékvesztéssel	Profit	Költség	Profit értékvesztéssel	Költség értékvesztéssel	Profit	Költség
ROAA	-0,14	0,14	-0,20*	0,23**	-0,43**	-0,09	-0,35**	0,11
ROAE	-0,18*	0,07	-0,24**	0,18*	-0,45**	-0,04	-0,37**	0,12
TC/TA	0,18*	0,39**	0,35**	0,33**	-0,17*	-0,04	-0,05	-0,07
ER	-0,18*	0,07	-0,24**	0,18*	-0,45**	-0,04	-0,37**	0,12

Megjegyzés: * jelzi az 5 százalékos, ** az 1 százalékos szignifikanciaszinten szignifikáns korrelációkat.

költséghatékonyság esetén tapasztalható pozitív korreláció 5 százalékos szignifikanciaszinten.

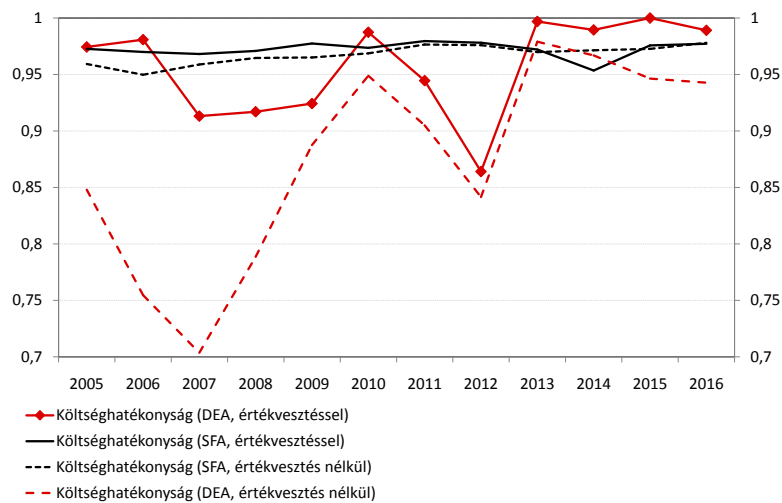
4.3.2. A válság hatása a hatékonyságra

Hatékonysági becsléseink eredményei azt mutatják, hogy a magyar bankok költséghatékonyságát tekintve relatíve homogén a szektor, a gyengébben teljesítő bankok is csak alig maradnak el a legjobb bank hatékonyságától. Az SFA modell eredményei ezt az állítást a teljes vizsgált perióduson igazolják, míg a DEA modell eredményei a minta utolsó néhány évére támasztják alá.

2005 óta a DEA- és az SFA-becslések összességében a magyar bankok költséghatékonyságuk határhoz való közeledését mutatják, melynek jelentős része a válság kitörését követő költségalkalmazkodás során következett be (4.2-es ábra). Ezt a relatíve gyors alkalmazkodást azonban nem követte további, nagy mértékű javulás, amiben jelentős szerepe volt a banki hitelállományok leépülésének (Magyarországon 2009 és 2015 között gyakorlatilag folyamatosan csökkent mind a háztartási,

mind a vállalati hitelállomány), ami nem biztosított támogató környezetet a költséghatékonyság növeléséhez.

4.2. ábra: A hazai bankok költséghatékonyságának becslése SFA és DEA költségfüggvény alapján



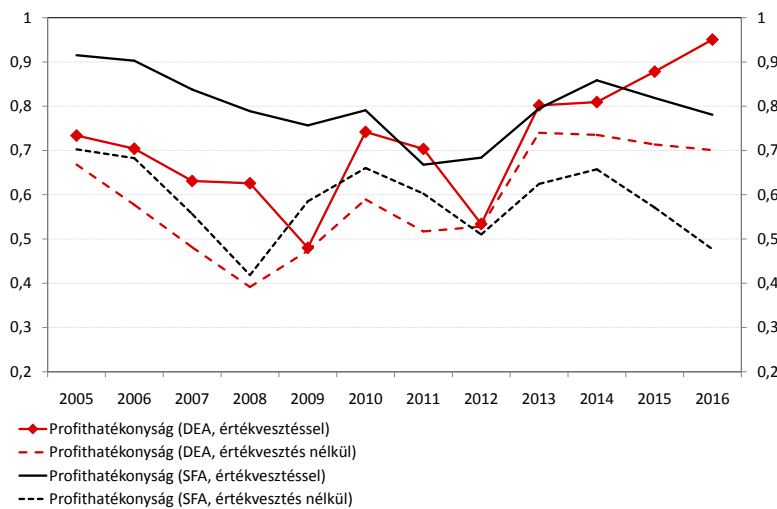
Megjegyzés: a fenti értékek az egyes bankok mérlegfőösszeggel súlyozott költséghatékonyságát mutatják, vagyis azt, hogy a bankok működése átlagosan mennyire van közel a frontier bank működésének hatékonyságához. A nagyobb értékek nagyobb hatékonyságra utalnak.

A hatékonysági becslések eredményei nem mentesek a kilengésektől. A DEA becslések 2012-ben mutatnak jelentős csökkenést a hatékonyságban. E mögött egy állami intézkedés, a devizaalapú jelzáloghitelek kedvezményes árfolyamon történő végtörlesztése állhat, amely miatt rendkívül gyorsan, gyakorlatilag két negyedév alatt egy jelentős volumenű, jól jövedelmező portfólió került ki a bankok mérlegéből. Az intézkedés gyors lefolyása miatt a bankok csak némi késéssel tudtak alkalmazkodni a költségekben, ami átmenetileg a hatékonyság csökkenéséhez vezetett. Az értékvesztést is tartalmazó hatékonysági becslések 2014-ben is enyhe negatív kilengést mutatnak, amelynek háttérében két nagybank kimagasló értékvesztéselszámolása áll. A DEA-becslések láthatóan nagyobb mértékben eltérnek egymástól, mint az SFA-becslések, ennek oka vélhetően, hogy míg az SFA-becsléseknél a

sokkok egy részét véletlen hatásként identifikálja a modell, a DEA-k esetében ezek egy az egyben hatékonyságként jelennek meg.

A profithatékonyságot tekintve a költséghatékonysági becsléshez képest egyrészt sokkal nagyobb a szórás az intézmények között, másrészt sokkal kevésbé látszódik egyértelmű trend a vizsgált 11 éves periódus alatt. A válság előtti időszak fokozatos romlással járt (4.3-as ábra), ami ezekben az években a bankrendszer eszköz- és tőkearányos jövedelmezőségének fokozatos csökkenésében is tükröződött. A hatékonyság csökkenése a piacok telítődésére és a marzsok szűkülésére vezethető vissza, aminek következtében adott mennyiségű input a korábbinál jóval kevesebb profitot eredményezett.

4.3. ábra: A hazai bankok profithatékonyságának becslése SFA és DEA költségfüggvény alapján



Megjegyzés: a fenti értékek az egyes bankok mérlegfőösszeggel súlyozott profithatékonyságát mutatják, vagyis azt, hogy a bankok működése átlagosan mennyire van közel a frontier bank működésének profithatékonyságához. A nagyobb értékek nagyobb hatékonyságra utalnak.

A profithatékonyság a válság kitörését követően érte el mélypontját: ebben az időszakban a nemteljesítő ügyletek arányának emelkedése és a kamatozó hitelállomány arányának lassú mérséklődése a kamatjövedelmek csökkenéséhez vezetett

több intézmény esetében is, miközben a hitelezési veszteségek és a forrásköltségek is növekedésnek indultak. A kedvezményes árfolyamon történő végtörlesztés 2012-es évet érintő hatása a profithatékonysági becslések többségében is azonosítható. A minta utolsó négy évének átlaga becsléseink többsége alapján a válságperiódus átlagához képest összességében jobb profithatékonyságot mutat. Az utolsó négyéves periódust önmagában vizsgálva azonban enyhén eltérő képet kapunk a különböző modellek alapján: a hitelezési veszteségeket is figyelembe vevő profithatékonyságban inkább javulás látszódik az értékvesztési igény csökkenésével párhuzamosan (a DEA modell egyértelmű hatékonyság növekedést mutat, míg az SFA inkább stagnálást), míg a csak forrás- és operatív költségeket tartalmazó profithatékonysági becslések eredményei inkább stagnálást, illetve enyhe romlást jeleznek.

4.3.3. A háztartási és a vállalati Lerner-indexek

Ahogy korábban már említettük, a háztartási és vállalati hitelpiac számos szempontból jelentős különbségeket mutat. Hipotézisünk szerint például a verseny intenzitása szempontjából is, ezen feltételezésünket Lerner-indexszel vizsgáltuk meg. A Lerner-index azt mutatja meg, hogy a vállalat által alkalmazott ár mekkora része a „tisztá” profit, ami nem a termék előállítási költségének fedezéséhez szükséges. Kiszámításának módja: $Lerner = \frac{p-MC}{p}$, ahol p a termék árát, MC a termék határköltségét jelöli. Tehát minél nagyobb az index értéke, annál nagyobb a szereplők piaci ereje és annál gyengébb a közöttük lévő verseny nagysága (Lerner (1934))¹². Az SFA költségfüggvény felhasználásával lehetőségünk nyílt határköltségeket számítani mind a háztartási, mind a vállalati hitelpiacra vonatkozóan. A Lerner-indexet szegmensenként három verzióban készítettük el, melyek a hitelezési kockázatok figyelembevételében és abban különböztek, hogy az újonnan kibocsátott hitelekre, vagy a meglévő állományokra számítottuk-e:

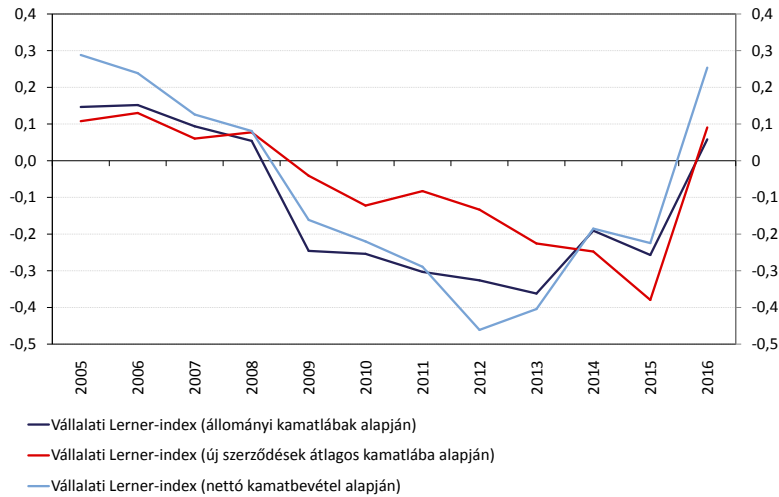
¹²Felmerülhet, hogy a bankrendszeri piaci erő vizsgálatára nem alkalmas az index, mivel az a minden vevőt azonos áron kiszolgáló vállalat piaci erejének leírására szolgál, miközben a bankok árképzése egyedileg (ügylenként) történik. Utóbbi állítás azonban csak a banki portfólió egy részére igaz (elsősorban a nagyvállalati szegmensben), míg a kisebb ügyfelek hiteleinek árképzése portfólió szinten, néhány változó alapján differenciálva történik. A Lerner-index alkalmazása a nemzetközi szakirodalomban is megszokott a banki piaci erő leírására.

- Lerner-index a kapott kamatbevétel alapján az állományra. Ez esetben az árat (a Lerner-index p értékét) az adott szegmensből kapott kamatbevétel és az adott szegmens felé fennálló hitelállomány hányadosaként kaptuk. A határkötség becslése abból a modelltől származik, amelyben nem szerepeltek az értékvesztések, csak az operatív költségek és a forrásköltségek.
- Lerner-index az állományi kamatlábak alapján az állományra. Az index árjellegű változója az időszak végi állománnyal súlyozott kamatláb. A határkötség ebben az esetben a hitelezési veszteségek nagyságát is tartalmazza.
- Lerner-index az új szerződések hitelkölsége / kamatlába alapján az új hitelekre. Az index árjellegű változója az adott évben kötött szerződések hitelösszeggel súlyozott átlagos kamatlába a vállalatok esetében, illetve teljes hitelkölség-mutatója a háztartási szegmensben. A határkötség ebben az esetben is tartalmazza a hitelezési veszteségeket: a teljes minta során megfigyelt hitelezési veszteségeket átlagoltuk minden egyes bankra, így egy cikluson átívelő hitelezési veszteséggel számoltunk az új hitelek esetén. Ahogy korábban is hangsúlyoztuk, az új hitelek árát az összetételhatás akár jelentős mértékben is befolyásolhatja, főleg a vállalati szegmensben, ahol a rövid lejáratú, nagyszámú, alacsony kamatlábbal rendelkező hitelek egy-egy bank esetében akár dominálhatják is az átlagos kamatok. Ennek tükrében érdemes a három indexet együtt értelmezni, és az új hitelek alapján számolt indexet önmagában csak kellő óvatossággal vizsgálni.¹³

Az így kapott indexek alapján elmondható, hogy a vizsgált periódus alatt a vállalati hitelpiacon többnyire rendkívül éles, míg a háztartási hitelpiacon kevésbé intenzív verseny volt tapasztalható. Ez az eredmény jól illeszkedik a magyar bankversenyéről szóló szakirodalom korábbi megállapításaihoz is. Továbbá, a hitelezési

¹³Az összetétel hatás elméletileg kiszűrhető lenne, ha a becsült költségfüggvényekben a háztartási és a vállalati hitelállomány outputokat tovább bontanánk és termékszintű outputokkal végeznénk el a becslést. Így lehetőség lenne arra, hogy a termékszintű határkölségek és kamatlábak segítségével termékszintű Lerner-indexeket számoljunk. Ehhez azonban a költségfüggvényben szereplő változók oly mértékű növelése lenne szükséges, amely a mintánk elemszáma mellett semmiképp sem lehetséges.

4.4. ábra: Becsült Lerner-indexek a vállalati hitelpiacon



kockázatok eltérő módon történő figyelembe vétele nem módosít a következtetéseken, szintben és dinamikában is nagyon hasonló képet mutatnak.

A vállalati hitelpiacra számított Lerner-indexek (4.4-es ábra) a válság kitöréséig pozitív tartományban, enyhén a nulla szint felett helyezkedtek el, szinte folyamatosan mérséklődő tendenciát mutatva, ami éles versenyre utal a szegmensben. A válság kitörését követően meredek csökkenés látszódik, leginkább a kamatbevétel és az állományi kamatláb alapján számolt indexek esetében. Utóbbiaknál a csökkenés azt tükrözi, hogy a bankok e hitelek esetében nem árazták be jól a hitelkockázatot, és a hitelezési veszteségek felmerülésekor a befolyt kamatok nem voltak elegendőek ahhoz, hogy a költségeket fedezni tudják.

Az újonnan kötött szerződések esetében a válság éveitől kezdve szintén csökkenő tendencia volt megfigyelhető az index értékeiben. Az index csökkenésének üteme azonban valamelyest lassabb volt, mint az állományi indexek esetében. Ez abból fakadt, hogy az új hiteleken a bankok valamelyest képesek voltak emelni a felárat, áthárítva a felmerülő hitelezési veszteségeket, míg a már fennálló állományon erre nem voltak képesek. Ennek ellenére az új szerződések indexe esetében is csökkenő tendencia figyelhető meg, ráadásul az index értéke stabilan negatív tar-

tományban mozog, ami az új ügyfelekért folytatott éles versenyt tükrözi. A válság kitörését követően ugyanis a bankok mindegyike jelentősen szigorított a hitelszterdjain, és a még így is hitelképesnek minősített kisszámú vállalatért nagyon intenzív verseny folyt. A vállalatok olyan erős alkupozícióval rendelkeztek, hogy a bankok által ajánlott kamatlábak sok esetben a költségeket sem fedezték.¹⁴

A csökkenő tendencia az utóbbi években megfordult és mindhárom index növekedni kezdett: az állományi alapon számolt indexek 2012-ben és 2013-ban, míg az új szerződések kamatlába alapján számolt index 2015-ben érte el minimumát.¹⁵ Az index növekedésében jelentős szerepet játszott, hogy a gazdasági növekedés és ingatlanpiac élénkülésének hatására csökkentek a hitelezési kockázatok, másrészt a kamatcsökkentési ciklus, valamint a jegybank hitelösztönző programjai (Növekedési Hitelprogram (NHP) és a Piaci Hitelprogram (PHP))¹⁶ eredményeként jelentősen mérséklődtek a bankok forrásköltségei is. Az index emelkedéséhez összetételhatás is hozzájárult: az utóbbi években – az NHP-tól nem függetlenül – átrendeződött a vállalati hitelezés szerkezete a kisebb méretű és kisebb piaci erőt képviselő vállalatok irányába, miközben az erős alkupozícióban lévő nagyvállalatok növekvő aránya már közvetlenül külföldről vont be finanszírozási forrást. Tehát ebben a szegmensben emelkedett azon vállalatok aránya, akikkel szemben a bank érvényesíteni képes piaci erejét. Mindezek következtében 2016-ban mindhárom Lerner-index újra pozitív értéket vett fel, ami arra utaló jel, hogy a bankrendszer a vállalati hitelpiacon is kezdi visszanyerni nyereségtermelő-képességét.

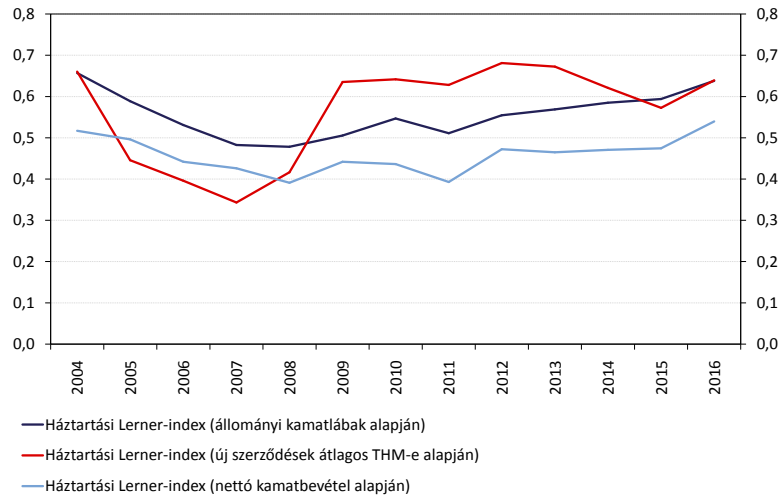
A háztartási hitelpiacon 2004-től kezdődően a devizahitelezés felfutásával egyre intenzívebbé váló verseny volt megfigyelhető (4.5-ös ábra). Ezt az időszakot gyakran illeti a szakirodalom a kockázatalapú verseny kifejezéssel (Banai et al. (2010)), ami arra utal, hogy a bankok közötti növekvő verseny nem az árak csökkenésében, hanem az egyre nagyobb kockázatok vállalásában érvényesült. A válság kitörése

¹⁴Ugyanakkor a hitelfolyósításon kívül a bank számos egyéb úton is bevételhez juthatott e vállalatoktól: pénzforgalmi szolgáltatásokat nyújthatott, illetve befektetési és derivatív ügyleteket köthetett a vállalat számára jutalékért. Így összességében a banknak megérhette a határköltség alatt áraznia az egyes hiteleket annak érdekében, hogy az ügyfél ne pártoljon át másik bankhoz.

¹⁵Itt hangsúlyoznunk kell, hogy az újonnan szerződött hitelek átlagos kamatlábat a vállalati hitelek esetében az összetételhatás akár jelentős mértékben is torzíthatja.

¹⁶A jegybank hitelösztönző eszközeiről részletesebben ld. Bodnár et al. (2017) tanulmányát.

4.5. ábra: Becsült Lerner-indexek a háztartási hitelpiacon



után azonban az új hiteleknél szinte azonnal, az állománynál pedig fokozatosan visszaemelkedett az index a 2004-es szintre. A vállalati szegmenshez képest szembevetendő, hogy a háztartásokkal szemben a bankoknak egyértelműen megmaradt a piaci fölénye, ami a vállalati hitelektől eltérően a már fennálló állomány hitelkamatainak egyoldalú növelésében is testet öltött.¹⁷

Az új szerződéskötések indexében a válság kitörését követően 2011-ig nem volt jelentős változás, majd 2012-ben a végtörlesztés idején magas kamatláb mellett folyósított kiváltó hitelek emelték meg az index értékét.¹⁸ 2013-tól kezdve egészen 2015-ig a növekvő hitelkínálat és az élénkülő hitelpiac mentén csökkent az index értéke. 2016-ban a bankok a javuló hitelezési veszteségek és gazdasági kilátások ellenére ismét emeltek feláraikon, ami az index újbóli emelkedéséhez vezetett.

¹⁷Ahogy korábban is említettük, ebben nagy szerepet játszott, hogy míg a vállalati hitelek árazása jellemzően valamilyen referenciakamathoz volt kötve, addig a lakossági hitelszerződések kamatlába a bank egyoldalú döntésétől függően módosítható volt.

¹⁸A későbbi vizsgálatok szerint a bankok ebben az időszakban összehangolták stratégiájukat és kollektív módon csökkentették hitelkínálatukat, ezt tükrözték a hirtelen élesen emelkedő kamatlábak. A Gazdasági Versenyhivatal a vizsgálatot követően összesen 9,5 milliárd forintos bírsággal büntette az összejátszó intézményeket.

Az állományi folyamatokat bemutató indexek esetében ezzel szemben fokozatos és szinte folyamatos emelkedés volt megfigyelhető a válság kitörésétől egészen napjainkig. Ebben a tendenciózus emelkedésben még a kamatlábak törvényi erővel történő csökkenése (2015-ös elszámolás és forintosítás) sem okozott törést, amiben az enyhülő forrásköltségeknek és a csökkenő hitelezési veszteségeknek volt jelentős szerepe.¹⁹ Összességében kijelenthető, hogy a bankok 2016-ban is magas piaci erővel rendelkeztek a háztartási hitelpiacon.

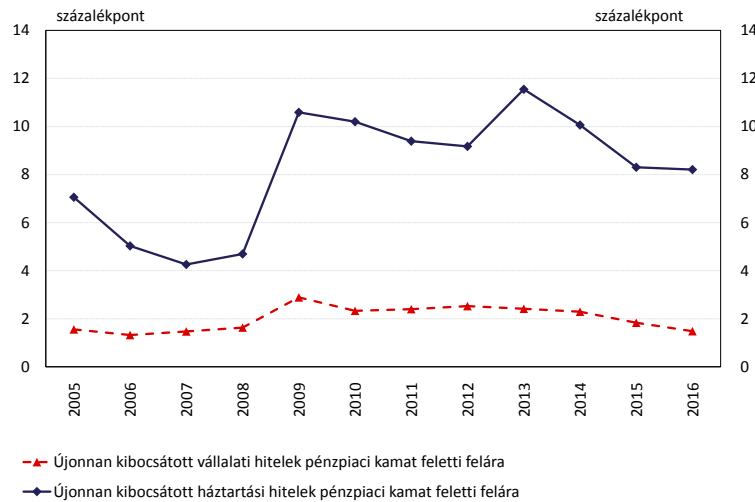
A Lerner-index eredményeit érdemes párhuzamba állítani az egyszerűbb, a kamatláb és a pénzpiaci kamatlábak különbözetére épülő pénzügyi mutatók alakulásával is.²⁰ A 4.6-os ábra az új kibocsátású hitelek esetén mutatja mindkét szegmensre a felárak nagyságát a teljes bankrendszer szintjén (tehát nem csak a korábban bemutatott mintára). Fontos hangsúlyozni, hogy ez a mutató több okból is eltér a Lerner-index értékeitől: egyrészt a felmerülő költségek közül csak a forrásköltségek nagyságát veszi figyelembe, másrészt ezt a forrásköltséget egyenlővé teszi a rövid lejáratú pénzpiaci kamatokkal, miközben a bankok által ténylegesen bevont források ára jellemzően eltér ettől. Így például nem vesszük figyelembe a devizaforrások válság kitörését követő drágulását (az országkockázat növekedése miatt), valamint az utóbbi évek betéti forrásainak olcsóbbá válását sem (a folyószámlabetétek növekvő aránya miatt). A Lerner-index ezzel szemben a bankok valós forrásköltségeit és az ebből számolt határköltséget is képes figyelembe venni, miközben a működési költségek és a hitelezési veszteségek hatását is magába foglalja.

A háztartási felárak jóval magasabbak a vállalati szegmensben alkalmazottnál, ami részben megerősíti a Lerner-index eredményeit, részben pedig a figyelembe nem vett egyéb költségelemek hatását tükrözi. A háztartási szegmens átlagos felára dinamikájában hasonlít a Lerner-index alakulásához, ugyanúgy elkülöníthetőek a válság előtti élénkülő verseny jelei, a válság hatására megemelt hitelköltségek, valamint az utóbbi években tapasztalható élénkülés is.

¹⁹A bankok jelentős része 2015-ben és 2016-ban is értékvesztést írt vissza, vagyis a hitelezési „veszteségeik” nettó értelemben a profit növekedéséhez járultak hozzá (MNB (2016), MNB (2017)).

²⁰Az egyszerű felárak alakulását az MNB rendszeres kiadványai is nyomon követik: mind a negyedévente megjelenő Hitelezési folyamatok kiadvány, mind a félévente megjelenő Pénzügyi Stabilitási Jelentés tartalmaz a felárakra vonatkozó elemzést.

4.6. ábra: Az újonnan szerződött hitelek pénzügyi kamatok feletti átlagos felára



Megjegyzés: háromhónapos BUBOR, EURIBOR és CHF LIBOR feletti felárak szerződéses összeggel súlyozott 12-havi átlaga. A vállalati idősorban a kibocsátott NHP hiteleket a jegybanki refinanszírozás 0 százalékos forrásköltségével vettük figyelembe. Forrás: MNB.

A vállalati hitelek esetében pusztán a pénzügyi kamatok feletti felárak alapján kevésbé rajzolódnak ki a korábban tárgyalt tendenciák. E mögött részben az eltérő forrásköltségek játszanak szerepet: a valós forrásköltségekkel számolva a válság kitörését követően a felárak az ábrán lévénél jóval alacsonyabban, míg az utóbbi években magasabban lennének, így jobban tükröznék a Lerner-index korábban látott alakulását. A forrásköltségek különbözősége mellett az is szerepet játszik, hogy az egyszerű felárak számításakor pont az egyik legfontosabb dimenzió, azaz a hitelezési veszteségek hatását nem vesszük figyelembe. Korábban épp azzal érveltünk, hogy a bankok által alkalmazott kamatlábak nem voltak elegendők arra, hogy a fellépő hitelezési veszteségeket fedezzék. Ez a szempont azonban elveszik, ha csak a pénzügyi kamatok feletti felárakat vizsgáljuk. Végül, ahogy korábban is hangsúlyoztuk, a vállalati új kibocsátás esetén az összetételhatás is nagyobb szerepet játszik (a rövid lejáratú money-market jellegű ügyletek változó, gyakran domináns súlya miatt), ami jelentősen megnehezíti a megfelelő következtetések levonását.

4.4. A fejezet összegzése

Tanulmányunkban a magyar bankrendszer költség-, és profithatékonyságát vizsgáltuk parametrikus és nemparametrikus modellek segítségével a hitelezési kockázatok figyelembe vételével, illetve a nélkül. A modellek eredményeit összevetettük egymással, és azt is megvizsgáltuk, mely becslések stabilabbak időben, és melyek mozognak együtt a pénzügyi mutatókból számolt jövedelmezőségi és hatékonysági mutatókkal. Majd több módon is Lerner-indexet számoltunk külön a háztartási és a vállalati hitelpiacra.

Eredményeink szerint a magyar bankrendszer költséghatékonyság szempontjából homogén, profithatékonyság terén viszont heterogénnek tekinthető, nagy különbségek vannak az intézmények között. A két modellezési technika közül a DEA modellek hajlamosabbak a szélsőséges értékek kimutatására. A különböző modellek eltérően ítélik meg az egyes bankok teljesítményét: a DEA modellek eredményei közepesen korreláltak, SFA modellek esetén külön-külön a profit- és a költséghatékonyságra kaptunk erősen együttmozgó eredményeket, míg a profithatékonyságra kapott becslések modellsaládtól függetlenül is szignifikánsan korreláltak egymással. Időbeli stabilitás szempontjából a parametrikus és nemparametrikus módszerek közül nem lehet egyértelműen jobb teljesítményűt választani, a profithatékonyság viszont ezúttal is jobban teljesített a költséghatékonysági becsléseknél. Az értékvesztés figyelembevétele ugyanakkor gyengítette az időbeli stabilitást. A teljesítményt mérő pénzügyi mutatókkal történő összehasonlítás során a jövedelmezőségi mutatókkal (ROAA, ROAE) a profithatékonysági becslések mozogtak együtt, az eszközarányos összköltséggel pedig a DEA modellek eredményei, a hatékonysági rátával egyik modell sem mutatott erős kapcsolatot. Összességében tehát, amennyiben szabályozói döntés támogatására készül banki hatékonyág becslés, érdemes több modell eredményét összevetni az eltérő információtartalom miatt.

A válság a rendszerszintű költséghatékonyságra pozitív hatást gyakorolt, a negatív sokkra a bankok tevékenységük racionalizálásával válaszoltak, valamint a kevésbé hatékony intézmények csődje vagy felvásárlása is javíthatta a rendszerszintű eredményeket. Profithatékonyság szempontjából a válság utáni első éveket a megemelkedett hitelezési veszteségek és a kieső bevételek miatt romlás jellemezte, azon-

ban a gazdasági növekedés javulása, a hitelezési veszteségek csökkenése és a banki működés racionalizálása az utóbbi években már profithatékonyság szempontjából is javulást hoztak.

Az SFA-típusú költségfüggvények felhasználásával Lerner-indexet becsültünk külön a háztartási és a vállalati hitelpiacra. A két szegmens meglehetősen eltérő képet mutat piaci erő szempontjából: a háztartási hitelpiacon a bankokat végig magas Lerner-index jellemezte, míg a vállalati hitelpiacon intenzív, sőt túlzott versenyt lehetett megfigyelni. Kétféle Lerner-indexet becsültünk, amely a hitelezési kockázatok figyelembevételében különbözött, erre az eltérésre eredményeink robusztusnak bizonyultak. Az új hitelekre számolt Lerner-indexek mind a két piacon gyorsabb reagálásúnak mutatkoztak az állományi indexeknél. Összességében a piaci erő ilyen mértékű különbsége azt jelzi, hogy szabályozói szempontból érdemes a két piacot külön modellezni.

5. fejezet

Összegzés

A doktori értekezés hipotézisei és a fentebb bemutatott modellek a magyar bankrendszer működéséhez kapcsolódtak. Ökonometriai eszközökkel olyan kérdésekre kerestük a választ, amelyek (elsősorban) makroprudenciális szabályozói szempontból érdekesek. Az első fejezetben röviden áttekintettük a magyar bankrendszer elmúlt 15 évének legfontosabb történéseit a vállalati és a háztartási hitelpiac tekintetében, beleértve a válság utáni szabályozói intézkedéseket is. Majd három fejezetben három ökonometriai modellt ismertettünk, melyek hitelkínálati sokkok hatását, a jövedelemarányos törlesztőrészlet és a nemteljesítési valószínűség kapcsolatát, valamint a bankrendszer hatékonyságát és a hitelpiacokon tapasztalható verseny intenzitását vizsgálták. Modelljeinket statisztikai tesztek, szakértői megfigyelések, és más tanulmányok eredményeivel való összevetés segítségével validáltuk (sőt, az értekezés különböző fejezeteinek következtetései is erősítik egymást). Eredményeink jól használhatók a makroprudenciális politikai döntések támogatására, mivel segítséget nyújtanak – többek között – a túlzott hitelezéssel vagy hitel-szűkével jellemezhető időszakok beazonosításában, az optimális jövedelemarányos törlesztőrészlet-szabály meghatározásában, illetve a hitelpiacok hatékony működésének ellenőrzésében.

A második fejezetben egy időben változó paraméterű dinamikus faktormodellt használtunk, a következőben egy logit-becslést, a negyedikben pedig SFA- és DEA-típusú modellekből vontunk le következtetéseket. Adatok tekintetében mind a há-

rom vizsgált adatbázis rendelkezett keresztmetszeti dimenzióval, a faktor- és a hatékonysági modellek esetében azonban paneladatbázist használtunk. Utóbbiaknál 2001-től kezdődően átlak rendelkezésre az adatok negyedéves, illetve éves frekvencián. Mindhárom esetben figyelembe vettük, hogy a változó működési környezet miatt a megfigyelt mintánkon időben változhatott a sokkok valószínűsége, illetve a parciális hatások mértéke: a dinamikus faktormodellünk paraméterei időben változó módon lettek megbecsülve, a PD-modellnél időszak-dummykat használtunk, míg a hatékonysági modelleknél a becsült hatékonysági hibtag változhatott évről évre. A PD-modellt csak a háztartási hitelpiacra alkalmaztuk, a másik kettőt a háztartási mellett a vállalatira is, azonban figyelembe vettük a két szegmens eltérő tulajdonságait.

Értekezésünk során számos hipotézist felállítottunk és megvizsgáltunk. Ezeket tekintjük most át, illetve összevetjük más szerzők eredményeivel és saját várakozásainkkal következtetéseinket. Először a faktormodellre, majd a logit-becslésre, végül a banki hatékonyságra és Lerner-indexre vonatkozó hipotéziseket nézzük át.

- **A hitelkínálati sokkok várható értéke megnőtt a válság után:** a magyar bankrendszerre nem készült olyan becslés, amely időben változó módon vizsgálta volna a hitelkínálati sokkok hatását. Mivel azonban a válság után számos mikro- és makroprudenciális szabályozói intézkedést vezettek be – és várhatóan fognak még bevezetni – előzetesen arra számítottunk, hogy a hitelkínálati sokkok várható mértéke nőtt a válság után. A FAVAR VAR-egyenleteihez tartozó hibtagok szórásának növekedése ezen hipotézisünket alá is támasztotta.
- **A hitelkínálatot meghatározó folyamatokat érdemes külön választani két faktorba: képességre és hajlandóságra.** Faktormodellünk és a VAR-ból kapott impulzusválaszok is alátámasztották, hogy két fontos hitelkínálati faktort lehet számszerűsíteni adatainkból. Ez újdonság a szakirodalomban, általában egy hitelezési vagy pénzügyi faktort számszerűsítnek. Ugyanakkor eredményünk hasonló Tamási és Világi (2011) cikkhez, ahol két hitelkínálati sokk hatását vizsgálják.

- **Hitelezési aktivitás szempontjából a magyar bankok hitelkínálatát az anyabankok tőke- és likviditási helyzete nagyobb mértékben határozta meg, mint a hazai leánybankoké:** Ennek oka, hogy a magyar bankrendszer nagyobb része a vizsgált időszakban külföldi anyabankok tulajdonában volt. Korábbi kutatások (Bethlendi (2007)) szerint a külföldi anyabankok úgynevezett aktív tőkemendzsmentet folytattak, azaz annyi tőkét és likvid eszközt tartottak a leánybankoknál, hogy azok állománya éppen megfeleljen a szabályozói előírásoknak, és mindig annival emelték ezek szintjét, amennyire éppen szükség volt. Ezért a leánybankok tőke és likviditási mutatószámai nem mutattak reális képet a szabályozói előírások hitelezést korlátozó hatásáról. Eredményeink alátámasztották ezt a hipotézist, az első hitelezési faktor loadingjai között az anyabankok tőkeáttétele meghatározóbb változónak bizonyult, mint a leánybankoké.
- **Hitelezési képességi sokk hatására nem nőtt a hitelállomány:** Mivel hitelkínálati sokkot vizsgáltunk, azt vártuk, pozitív hatást gyakorol a sokk a hitelállományokra. Ez a hipotézisünk nem bizonyult igaznak, ennek magyarázata, hogy az előző pontban említett aktív tőkemendzsment hatására a leánybankok szolvencia és likviditási mutatói hiába voltak közel a szabályozói előírásokhoz, tényleges korlátot nem jelentettek.
- **Hitelezési képességi sokk hatására csökkent az országgockázat és az alapkamat:** A válság kitörése után nagy figyelem irányult az EU magasabb államadóssággal rendelkező országaira (elsősorban: Görögország, Spanyolország, Olaszország, Írország, Portugália), ahol egy esetleges bankválság további terheket rótt volna a költségvetésre, ezzel is növelve az államcsőd kockázatát. Mivel a válság után Magyarországot is magas államadósság és gyenge adóbsorolás jellemezte, a hazai bankok csődközeli helyzete is súlyos problémát jelentett volna szuverén kockázat szempontjából. Ezért a hitelezési képesség javulása esetén az országgockázat csökkenését vártuk. Az állampapírok felárának impulzusválaszai alátámasztották hipotézisünket. Továbbá, a csökkenő országgockázat az alapkamatra is csökkentőleg hatott. Ez az eredmény magyar adatokon újdonság.

- **A hitelezési képesség javulása a növelte a GDP-t, résztételeit és foglalkoztatást:** Ezen hipotézisünket az impulzusválaszok alátámasztották, azonban azt fontos megjegyezni, hogy a hitelezési képesség nem a hitelezésen, hanem az országgockázat javulásán keresztül javítja a GDP-t.
- **Hitelezési hajlandósági sokk hatására nőtt a hitelállomány és a GDP is:** Ezt a várakozásunkat alátámasztották az impulzusválaszok. Eredményeink összhangban vannak Tamási és Világi (2011)-es cikkével, nagyságrendileg is hasonló hatást kaptunk.
- **A vállalati hitelkamatok az alapkamat változását követték, a háztartási hitelkamatok nem csökkentek hajlandósági sokk esetén:** A vállalati hitelpiacot erős, míg a háztartási hitelpiacot gyenge verseny jellemezte (ahogy az értekezés előző fejezetében is megállapítottuk), valamint a vállalati hitelkamatok kamatozása referenciakamathoz kötött, míg a háztartási hiteleket a mintánk nagy részében változtatható kamatozás jellemezte. Ebből kifolyólag a vállalati kamatok követték az alapkamat változását, a háztartási hitelpiacon a hitelkínálat növekedése pedig a kockázatosabb adósok bevonásával történt, nem a kamatok csökkentésével (Király és Nagy (2008)). Ezt a hipotézist is alátámasztották eredményeink.
- **A hitelezési képességi sokkok hatása perzisztensebb, míg a hajlandósági sokkok hatása elsősorban rendkívüli eseményekhez köthető és hamar lecseng:** Erre vonatkozóan nem volt előzetes várakozásunk, vagy szakirodalmi előzmény.
- **A monetáris politika a válság után növekvő mértékben vette figyelembe a pénzügyi stabilitást:** Erre vonatkozólag nem volt előzetes várakozásunk, eredményünk újdonság a szakirodalomban.
- **A válság előtt a devizahitelezés időszakában túlzott hitelkiáramlás, míg a válság után hitelszűke jellemezte a magyar bankrendszert.** Ezen hipotézisünket az új módszertannal számított PKI-mutatónk alátámasztotta. Eredményünk összhangban áll Hosszú et al. (2016) cikk eredményeivel.

- Áttérve a PD és PTI kapcsolatát vizsgáló fejezetre, előzetesen azt a hipotézist fogalmaztuk meg, hogy **a háztartás munkapiaci és jövedelmi helyzete, eladósodottsága, fogyasztási kiadásai, a hitel denominációja és közvetítő részvétele a hitelügyletben hatással van a PD-re.** Ez a hipotézisünk igaznak is bizonyult, találtunk olyan változókat, amelyek érdemi magyarázóerővel rendelkeznek a PD-beclésben, és az említett hatásokat ragadják meg. A szignifikáns változók csoportja a releváns külföldi szakirodalomban találhatóval egybecseng. A denomináció kiemelt fontossága ugyanakkor magyar sajátosság.
- Arra is számítottunk, hogy **szignifikáns változó lesz a jelzáloghitel típusa (lakás vagy szabadfelhasználású), a kibocsátás időszaka, a megtakarítások nagysága, a hitel LTV-je, a háztartás iskolai végzettsége.** Ez a hipotézisünk azonban nem bizonyult igaznak. Megállapítottuk azonban, hogy ezen változók korrelációját a PD-vel a beclésben szereplő változók megmagyarázzák, például a szabadfelhasználású hitelek azért voltak kockázatosabbak, mert a háztartások magasabb eladósodásával párosultak.
- A harmadik modellünkhöz tartozó hipotéziseink a következők voltak: **A magyar bankrendszer költséghatékonyság szempontjából homogén és magas hatékonyság jellemzi, profithatékonyság tekintetében viszont heterogén.** Erre vonatkozólag nem volt előzetes várakozásunk, mivel a szakirodalom vegyes eredményeket mutatott be, attól függően, hogy milyen mintán vizsgálták a költséghatékonyságot. Profithatékonysági beclés a magyar bankrendszerre ezidáig nem készült, ez újdonság az irodalomban. Az általunk definiált szempontok szerint, a profithatékonysági beclések kicsivel jobban teljesítettek.
- **Az SFA és a DEA modellek meglehetősen eltérő eredményre vezetnek, a konkrét kérdéstől függ, mely módszer alkalmasabb a hatékonyság mérésére.** Ilyen összehasonlítás még nem készült a magyar bankrendszerre, ez is új eredménynek számít, ugyanakkor más mintán végzett kutatások szintén arra az eredményre jutottak, hogy a két modelles család használata eltérő eredményekhez vezet.

- **A válság a költséghatékonyságra pozitív, a profithatékonyságra negatív hatást gyakorolt.** Ez az eredmény is újdonságnak számít magyar adatokon, ráadásul várakozásainknak megfelelő választ kaptunk. Egyedi banki adatokon megfigyelhető, hogy a bankok tevékenységük racionalizálásával – például a fiókok számának csökkentésével – reagáltak a válságra, amely javította a költséghatékonyságot. Ugyanakkor a realizálódó magas hitelezési veszteségek nagy mértékben rontották a profitabilitást, amelyek kifizetésével lassan a profithatékonyság is javulni kezdett.
- **A Lerner-indexek alapján a háztartási hitelpiacot magas piaci erő és gyenge verseny, míg a vállalati hitelpiacot intenzív, sőt, bizonyos időszakokban túlzott verseny jellemezte.** Újdonság az irodalomban, hogy külön vizsgáltuk a háztartási és a vállalati hitelpiacot, mivel előzetes hipotézisünk az volt, hogy ezeken különböző lehet a verseny intenzitása. Ezt alá is támasztották becsült Lerner-indexeink, amelyek a forrásköltségekhez viszonyított kamatfelárakhoz hasonló eredményre vezettek.
- **A végtörlesztés gyengítette, míg az NHP javította a hitelezési hajlandóságot, a bankok piaci erejét mindkét intézkedés erősítette.** Ezen a hipotéziseket a PKI és a Lerner-indexek alátámasztották és kölcsönösen megerősítették.

Végezetül a modelljeinkből levonható, szabályozói szempontból fontos következtetéseket emeljük ki. A faktormodell alapján először is, a hitelezési aktivitás kapcsán az anyabank tőkehelyzete fontosabbnak bizonyult a leánybankinál, így vélhetően a magyar tőkeszabályok változtatásának a magyar bankrendszerben kisebb a hatása, mint egy általános, európai szintű szabályváltoztatásnak. A PKI alapján a válság előtti időszakot túlzott hitelezés jellemezte, így szükség lett volna a bankrendszer hitelezési aktivitását (elsősorban kockázatvállalását) korlátozó intézkedésre. A válság után azonban a hitelezést támogató intézkedések (mint például az NHP, melynek hatására javult is a mutató) váltak szükségessé a PKI által is jelzett hitelszűke miatt. A PD-modell arra adott egyfajta választ, hogy a válság előtt a jövedeleमारányos törlesztőrészlet maximalizálásával hogyan lett volna érdemes korlátozni a hitelezést. Eszerint külön kellett volna mutatót előírni a devizában,

illetve forintban denominált hitelekre, illetve jövedelem szerint is érdemes lett volna differenciálni. A különböző hatékonysági modellekkel kapott eltérő eredmények azt jelzik, érdemes többfajta modellbecslést végezni a robusztusabb következtetések érdekében. A Lerner-indexek alapján a háztartási hitelpiacon gyenge verseny volt tapasztalható a megfigyelt időszakban, míg a vállalati hiteleknél túlzott kockázatvállalás jellemezte a bankokat. Szabályozói szempontból a nagy piaci erő és a túlzott verseny is indokolhatja a beavatkozást.

Hivatkozások

- ACZÉL, A., A. BANAI, A. BORSOS és B. DANCSIK (2016), „A lakáshitelek felárát meghatározó tényezők azonosítása a magyar bankrendszerben”, *Hitelintézeti Szemle*, vol. 15, no. 4, pp. 5–44.
- AIGNER, D., C. LOVELL és P. SCHMIDT (1977), „Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics*, vol. 6, no. 1, pp. 21–37.
- BAI, J. és S. NG (2002), „Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *Econometrica*, vol. 70, no. 1, pp. 191–221.
- BAI, J. és S. NG (2007), „Determining the Number of Primitive Shocks in Factor Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 25, pp. 52–60.
- BALÁS, T. (2013), „A háztartások eladósodottsága és jövedelemarányos törlesztési terhe”, *MNB-szemle*, p. 23–28.
- BALÁS, T., A. BANAI és Z. HOSSZÚ (2015), „Modelling probability of default and optimal PTI level by using a household survey”, *Acta Oeconomica*, vol. 65, no. 1, pp. 183–210.
- BANAI, A. (2016), „A banki hitelezést meghatározó tényezők - középpontban a bankok helyzete és a makrokörnyezet”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 63, no. 2, pp. 137–161.
- BANAI, A., Z. HOSSZÚ, G. KÖRMENDI, S. SÓVÁGÓ és R. SZEGEDI (2013), „Stressztesztek a Magyar Nemzeti Bank gyakorlatában”, *MNB-tanulmányok 109*, Magyar Nemzeti Bank.

- BANAI, A., J. KIRÁLY és M. NAGY (2010), „Az aranykor vége Magyarországon. "Külföldi" és "lokális" bankok - válság előtt és válság után”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 0, no. 2, pp. 105–131.
- BASSO, H. S., O. CALVO-GONZALEZ és M. JURGILAS (2011), „Financial dollarization: The role of foreign-owned banks and interest rates”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 35, no. 4, pp. 794 – 806, crete Conference 2010: The Future of Universal Banking.
- BAUER, P. W., A. N. BERGER, G. D. FERRIER és D. B. HUMPHREY (1998), „Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions: A Comparison of Frontier Efficiency Methods”, *Journal of Economics and Business*, vol. 50, no. 2, pp. 85–114.
- BEATON, K., R. LALONDE és C. LUU (2009), „A Financial Conditions Index for the United States”, *Discussion Papers 09-11*, Bank of Canada.
- BERNANKE, B., J. BOIVIN és P. S. ELIASZ (2005), „Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, no. 1, pp. 387–422.
- BETHLENDI, A. (2007), „A hazai bankok hitelezésiveszteség-elszámolásának vizsgálata”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 54, no. 1, pp. 67–93.
- BLANCO, R. és R. GIMENO (2012), „Determinants of default ratios in the segment of loans to households in Spain”, *Working Paper 1210*, Banco de Espana.
- BODNÁR, I., S. HEGEDÜS, A. PLAJNER és G. PULLAI (2017), „Célzott hitel-öszttözés: NHP-tól az NTP-ig”, in: K. Lehmann, D. Palotai és B. Virág (szerk.), *A magyar út – célzott jegybanki politika*, Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- BOIVIN, J., M. GIANNONI és D. STEVANOVIC (2013), „Dynamic effects of credit shocks in a data-rich environment”, *Staff Reports 615*, Federal Reserve Bank of New York.

- BORIO, C. és I. SHIM (2007), „What can (macro-)prudential policy do to support monetary policy?”, *Working Paper 242*, Bank for International Settlements.
- BRAVE, S. és R. A. BUTTERS (2011), „Monitoring financial stability: a financial conditions index approach”, *Economic Perspectives*, p. 22-43.
- BUCH, C. M., S. EICKMEIER és E. PRIETO (2014), „Macroeconomic Factors and Microlevel Bank Behavior”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 46, no. 4, pp. 715–751.
- CASU, B., C. GIRARDONE és P. MOLYNEUX (2004), „Productivity change in European banking: A comparison of parametric and non-parametric approaches”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 28, no. 10, pp. 2521–2540.
- CHARNES, A., W. W. COOPER és E. RHODES (1978), „Measuring the efficiency of decision making units”, *European Journal of Operational Research*, vol. 2, no. 6, pp. 429–444.
- COGLEY, T. és T. J. SARGENT (2005), „Drift and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S.”, *Review of Economic Dynamics*, vol. 8, no. 2, pp. 262–302.
- DANCSIK, B. és Z. HOSSZÚ (2017), „Banki hatékonyság és piaci erő mérése a háztartási és a vállalati hitelpiacon a hitelezési kockázatok figyelembevételével”, *MNB-tanulmányok 133*, Magyar Nemzeti Bank.
- DARRACQ PARIÈS, M., L. MAURIN és D. MOCCERO (2014), „Financial conditions index and credit supply shocks for the euro area”, *Working Paper Series 1644*, Európai Központi Bank.
- DEL NEGRO, M. és C. OTROK (2008), „Dynamic factor models with time-varying parameters: measuring changes in international business cycles”, *Staff Reports 326*, Federal Reserve Bank of New York.
- DELIS, M., A. KOUTSOMANOLI-FILLIPAKI, C. STAIKOURAS és G. KATERINA (2009), „Evaluating cost and profit efficiency: a comparison of parametric and nonparametric methodologies”, *Applied Financial Economics*, vol. 19, no. 3, pp. 191–202.

- DIALLO, B. (2017), „Bank efficiency and industry growth during financial crises”, *Economic Modelling*, p. -.
- DONG, Y., R. HAMILTON és M. TIPPETT (2014), „Cost efficiency of the Chinese banking sector: A comparison of stochastic frontier analysis and data envelopment analysis”, *Economic Modelling*, vol. 36, pp. 298 – 308.
- DOZ, C., D. GIANNONE és L. REICHLIN (2011), „A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering”, *Journal of Econometrics*, vol. 164, no. 1, pp. 188–205.
- DOZ, C., D. GIANNONE és L. REICHLIN (2012), „A Quasi-Maximum Likelihood Approach for Large, Approximate Dynamic Factor Models”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 94, no. 4, pp. 1014–1024.
- DRAKE, L. és T. G. WEYMAN-JONES (1996), „Productive and Allocative Inefficiencies in U.K. Building Societies: A Comparison of Non-parametric and Stochastic Frontier Techniques”, *The Manchester School of Economic & Social Studies*, vol. 64, no. 1, pp. 22–37.
- EICKMEIER, S., W. LEMKE és M. MARCELLINO (2011a), „Classical time-varying FAVAR models - estimation, forecasting and structural analysis”, *Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2011,04*, Deutsche Bundesbank, Research Centre.
- EICKMEIER, S., W. LEMKE és M. MARCELLINO (2011b), „The changing international transmission of financial shocks: evidence from a classical time-varying FAVAR”, *Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2011,05*, Deutsche Bundesbank, Research Centre.
- EISENBEIS, R. A., G. D. FERRIER és S. H. KWAN (1999), „The informativeness of stochastic frontier and programming frontier efficiency scores: Cost efficiency and other measures of bank holding company performance”, *FRB Atlanta Working Paper 99-23*, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- EKB (2009), „A global index of financial turbulence”, *Financial stability Review December*, Európai Központi Bank.

- FERRIER, G. és C. LOVELL (1990), „Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence”, *Journal of Econometrics*, vol. 46, no. 1-2, pp. 229–245.
- FRIES, S. és A. TACI (2005), „Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 29, no. 1, pp. 55–81.
- GÁSPÁR, K. és Z. VARGA (2011), „A bajban lévő lakáshitelek elemzése mikroszimulációs modellezéssel”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 58, pp. 529–542.
- GEWEKE, J. F. (1977), „The dynamic factor analysis of economic time series”, in: D. Aigner és A. Goldberger (szerk.), *Latent Variables in Socioeconomic Models*, p. 365-383, North-Holland.
- GREENE, W. (2005), „Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model”, *Journal of Econometrics*, vol. 126, no. 2, pp. 269–303.
- GULATI, R. és S. KUMAR (2016), „Assessing the impact of the global financial crisis on the profit efficiency of Indian banks”, *Economic Modelling*, vol. 58, no. C, pp. 167–181.
- HATZIUS, J., P. HOOPER, F. S. MISHKIN, K. L. SCHOENHOLTZ és M. W. WATSON (2010), „Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis”, *NBER Working Papers 16150*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- HAVRYLCHYK, O. (2006), „Efficiency of the Polish banking industry: Foreign versus domestic banks”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 30, no. 7, pp. 1975–1996.
- HOLLÓ, D. (2009), „Kockázatalakulás a lakossági jelzáloghitelek piacán”, *MNB-szemle*, p. 13-18.
- HOLLÓ, D. és M. PAPP (2007), „A háztartási hitelkockázat becslése: egy kérdőíves felmérés tanulságai”, *MNB-tanulmányok 70*, Magyar Nemzeti Bank.

- HOSSZÚ, Z. (2018), „The impact of credit supply shocks and a new Financial Conditions Index based on a FAVAR approach”, *Economic Systems*, vol. 42, no. 1, pp. 32 – 44.
- HOSSZÚ, Z. (2011), „A lakosság fogyasztási viselkedése és annak jövedelem szerinti heterogenitása a válság előtt mikrostatistikák alapján”, *MNB-szemle*, p. 28-35.
- HOSSZÚ, Z., G. KÖRMENDI és B. MÉRŐ (2016), „Egy- és többváltozós szűrők a hitelrész alakulásának meghatározására”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 63, pp. 233–259.
- HUANG, T.-H. és M.-H. WANG (2002), „Comparison of Economic Efficiency Estimation Methods: Parametric and Non-parametric Techniques”, *Manchester School*, vol. 70, no. 5, pp. 682–709.
- IMF (2008), „Financial Stress and Economic Downturns”, *World Economic Outlook October*, International Monetary Fund.
- JIMBOREAN, R. és J.-S. MÉSONNIER (2010), „Banks’ Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy: A FAVAR Approach”, *International Journal of Central Banking*, vol. 6, no. 34, pp. 71–117.
- KÉZDI, G. és G. CSORBA (2012), „Estimating consumer lock-in effects from firm-level data”, *CEU Working Papers 2012/17*, Department of Economics, Central European University.
- KIRÁLY, J. és A. BANAI (2012), „A „flow” és a „stock” árnyalatai (gazdasági esszé a devizahitelezés kapcsán)”, in: M. László (szerk.), *Feldobott kő? Tények és tendenciák a 21. században*, Akadémia Kiadó.
- KIRÁLY, J. és M. NAGY (2008), „Jelzálogpiacok válságban: kockázatalapú verseny és tanulságok”, *Hitelintézeti Szemle*, vol. 7, no. 5, pp. 450–482.
- KOOP, G. és D. KOROBILIS (2013), „Large time-varying parameter VARs”, *Journal of Econometrics*, vol. 177, no. 2, pp. 185–198.
- KOOP, G. és D. KOROBILIS (2014), „A new index of financial conditions”, *European Economic Review*, vol. 71, no. C, pp. 101–116.

- KOROBILIS, D. (2013), „Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 75, no. 2, pp. 157–179.
- KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI, A., D. MARGARITIS és C. STAIKOURAS (2009), „Efficiency and productivity growth in the banking industry of Central and Eastern Europe”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 33, no. 3, pp. 557–567.
- LACAVA, G. és J. SIMON (2003), „A Tale of Two Surveys: Household Debt and Financial Constraints in Australia”, *Research Discussion Paper 2003/08*, Reserve Bank of Australia.
- LERNER, A. P. (1934), „The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power”, *Review of Economic Studies*, vol. 1, no. 3, pp. 157–175.
- LYNDON, R. és Y. MCCARTHY (2013), „What Lies Beneath? Understanding Recent Trends in Irish Mortgage Arrears”, *The Economic and Social Review, Economic and Social Studies*, vol. 44, no. 1, pp. 117–150.
- MATHESON, T. D. (2012), „Financial conditions indexes for the United States and euro area”, *Economics Letters*, vol. 115, no. 3, pp. 441–446.
- MAY, O. és M. TUDELA (2005), „When is Mortgage Indebtedness a Financial Burden to British Households? A Dynamic Probit Approach”, *Working Paper 277*, Bank of England.
- MEEUSEN, W. és J. VAN DEN BROECK (1977), „Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error”, *International Economic Review*, vol. 18, no. 2, pp. 435–44.
- MIAN, A. R. és A. SUFI (2011), „House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the U.S. Household Leverage Crisis”, *American Economic Review*, vol. 101, no. 5, pp. 2132–2156.
- MNB (2011), „Pénzügyi Stabilitási Jelentés”, *Jelentés 2011. november*, Magyar Nemzeti Bank.
- MNB (2014), „3-as és 6-os keretes írás”, *Pénzügyi Stabilitási Jelentés 2014. november*, Magyar Nemzeti Bank.

- MNB (2016), „Pénzügyi Stabilitási Jelentés”, *Jelentés 2016. május*, Magyar Nemzeti Bank.
- MNB (2017), „Pénzügyi Stabilitási Jelentés”, *Jelentés 2017. május*, Magyar Nemzeti Bank.
- MOENCH, E., S. NG és S. POTTER (2013), „Dynamic Hierarchical Factor Model”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 95, no. 5, pp. 1811–1817.
- MOLNÁR, J., M. NAGY és C. HORVÁTH (2007), „A Structural Empirical Analysis of Retail Banking Competition: the Case of Hungary”, *MNB Working Papers 2007/1*, Magyar Nemzeti Bank.
- MOLNÁR, M. és D. HOLLÓ (2011), „How Efficient Are Banks in Hungary?”, *OECD Economics Department Working Papers 848*, OECD Publishing.
- MÓRÉ, C. és M. NAGY (2003), „Relationship between Market Structure and Bank Performance: Empirical Evidence for Central and Eastern Europe”, *MNB Working Papers 2003/12*, Magyar Nemzeti Bank.
- MÓRÉ, C. és M. NAGY (2004), „Competition in the Hungarian Banking Market”, *MNB Working Papers 2004/9*, Magyar Nemzeti Bank.
- NITOI, M. és C. SPULBAR (2015), „An Examination of Banks’ Cost Efficiency in Central and Eastern Europe”, *Procedia Economics and Finance*, vol. 22, pp. 544 – 551.
- NURBOJA, B. és M. KOSAK (2017), „Banking efficiency in South East Europe: Evidence for financial crises and the gap between new EU members and candidate countries”, *Economic Systems*, vol. 41, no. 1, pp. 122 – 138.
- PELLÉNYI, G. (2012), „The Sectoral Effects of Monetary Policy in Hungary: A Structural Factor Analysis”, *MNB Working Papers 2012/1*, Magyar Nemzeti Bank.
- PRIETO, E., S. EICKMEIER és M. MARCELLINO (2013), „Time variation in macro-financial linkages”, *Discussion Papers 13/2013*, Deutsche Bundesbank, Research Centre.

- RESTI, A. (1997), „Evaluating the cost-efficiency of the Italian Banking System: What can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 21, no. 2, pp. 221–250.
- SARGENT, T. J. és C. A. SIMS (1977), „Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory”, *Working Paper 55*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- STOCK, J. H. és M. W. WATSON (2002), „Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, no. 460, pp. 1167–1179.
- SWISTON, A. (2008), „A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due”, *IMF Working Papers 08/161*, International Monetary Fund.
- TAMÁSI, B. és B. VILÁGI (2011), „Identification of credit supply shocks in a Bayesian SVAR model of the Hungarian economy”, *MNB Working Papers 2011/7*, Magyar Nemzeti Bank.
- TONE, K. (2002), „A strange case of the cost and allocative efficiencies in DEA”, *Journal of the Operational Research Society*, vol. 53, no. 11, pp. 1225–1231.
- WANG, H.-J. (2002), „Heteroscedasticity and non-monotonic efficiency effects of a stochastic frontier model”, *Mpra paper*, University Library of Munich, Germany.
- WEILL, L. (2004), „Measuring Cost Efficiency in European Banking: A Comparison of Frontier Techniques”, *Journal of Productivity Analysis*, vol. 21, no. 2, pp. 133–152.
- ZETTELMAYER, J., P. M. NAGY és S. JEFFREY (2010), „Addressing private sector currency mismatches in emerging Europe”, *Working Paper 115*, EBRD.

A Függelék: a faktormodellel kapcsolatos kiegészítő információk

5.1. táblázat: Makrogazdasági idősorok

Változó	Deflálás	Transzf.	Szez. ig.
Háztartások nettó fogyasztási kiadásai	reál	növ.ráta	igen
Kormányzati fogyasztás	reál	növ. ráta	igen
Háztartások ingatlanberuházása	reál	növ. ráta	igen
Vállalatok állóeszköz-beruházása	reál	növ. ráta	igen
Kormányzati beruházás	reál	növ. ráta	igen
Állóeszköz-beruházás	reál	növ. ráta	igen
Export	reál	növ. ráta	igen
Import	reál	növ. ráta	igen
GDP	reál	növ. ráta	igen
Ipari termelés	reál	növ. ráta	igen
Feldolgozóipar	reál	növ. ráta	igen
LFS létszám, nemzetgazdaság	reál	növ. ráta	igen
LFS létszám, versenyszféra	reál	növ. ráta	igen
Rendelkezésre álló jövedelem	reál	növ. ráta	igen
Bizalmi indikátor: szolgáltatások	nominális	–	igen
Bizalmi indikátor: ipar	nominális	–	igen
Bizalmi indikátor: fogyasztás	nominális	–	igen

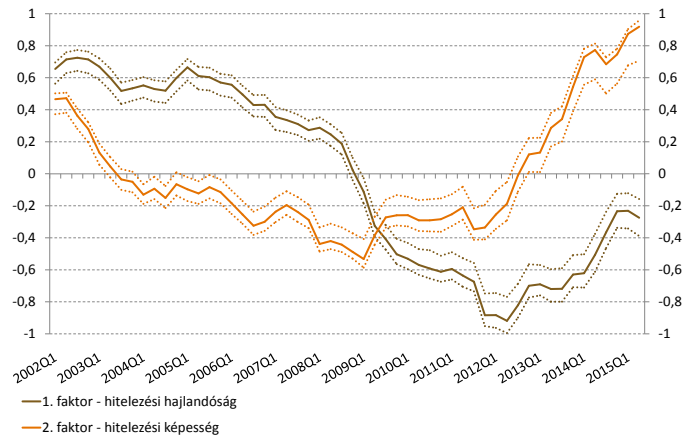
Változó	Deflálás	Transzf.	Szez. ig.
Bizalmi indikátor: kiskereskedelem	nominális	–	igen
Bizalmi indikátor: építőipar	nominális	–	igen
Maginfláció	nominális	–	igen
Indirektadó-hatástól szűrt maginfláció	nominális	–	igen
Infláció	nominális	–	igen
Termelői árindex	nominális	–	igen
Államkötvényfelár	nominális	–	nem
EUR/HUF árfolyam	nominális	logváltozás	nem
3-hónapos bankközi kamat	nominális	–	nem
Vállalati hitelek kamata	nominális	–	nem
Jelzáloghitelek kamata	nominális	–	nem
Fogyasztási hitelek kamata	nominális	–	nem
Teljes hitelállomány	nominális	növ. ráta	nem
Vállalati hitelek állománya	nominális	növ. ráta	nem
Jelzáloghitelek állománya	nominális	növ. ráta	nem
Fogyasztási hitelek állománya	nominális	növ. ráta	nem
FHB lakásárindex	nominális	növ. ráta	igen

5.2. táblázat: A makrogazdasági változókra és faktorokra futtatott regressziók $R^2 - ei$

Háztartások nettó fogyasztási kiadásai	0.68
Kormányzati fogyasztás	0.08
Háztartások ingatlanberuházása	0.31
Vállalatok állóeszköz-beruházása	0.23
Kormányzati beruházásberuházás	0.26
Állóeszköz-beruházás	0.28
Export	0.75

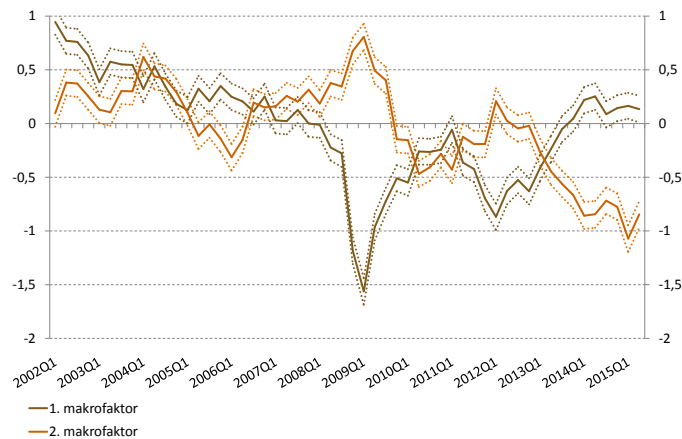
Import	0.60
GDP	0.80
Ipari termelés	0.82
Feldolgozóipar	0.84
LFS létszám, nemzetgazdaság	0.41
LFS létszám, versenyszféra	0.40
Rendelkezésre álló jövedelem	0.33
Bizalmi indikátor: ipar	0.57
Bizalmi indikátor: szolgáltatások	0.95
Bizalmi indikátor: fogyasztás	0.86
Bizalmi indikátor: kiskereskedelem	0.79
Bizalmi indikátor: építőipar	0.87
Maginfláció	0.74
Indirekt-adóhatásoktól szűrt maginfláció	0.58
Infláció	0.78
Termelői árindex	0.42
Államkötvényfelár	0.75
EUR/HUF árfolyam	0.57
3-hónapos bankközi kamat	0.90
Vállalati hitelek kamata	0.92
Jelzáloghitelek kamata	0.74
Fogyasztási hitelek kamata	0.83
Teljes hitelállomány	0.92
Vállalati hitelek állománya	0.76
Jelzáloghitelek állománya	0.80
Fogyasztási hitelek állománya	0.95
FHB lakásárindex	0.34

5.1. ábra: A pénzügyi faktorok konfidenciaintervallumokkal



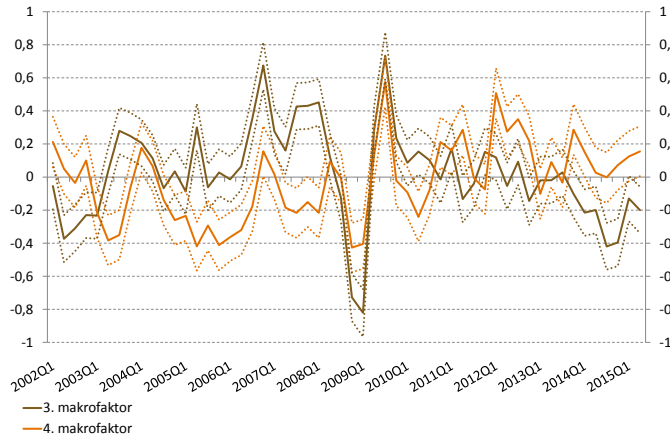
Megjegyzés: a folytonos vonalak a faktorokat, a szaggatott vonalak a 90 százalékos konfidencia-intervallumokat jelölik.

5.2. ábra: Az első és a második makrofaktor konfidenciaintervallumokkal



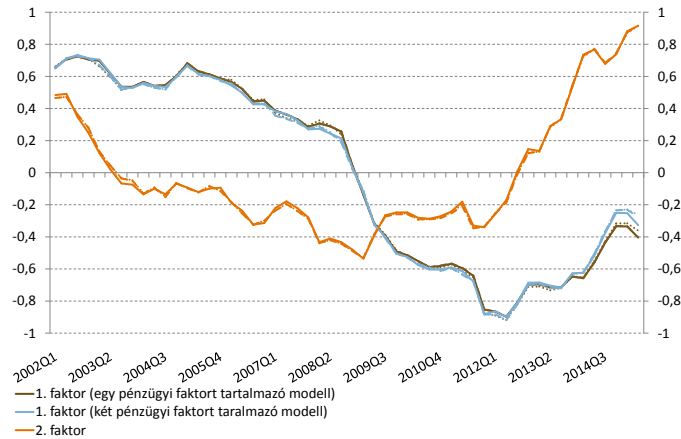
Megjegyzés: a folytonos vonalak a faktorokat, a szaggatott vonalak a 90 százalékos konfidencia-intervallumokat jelölik.

5.3. ábra: A harmadik és a negyedik makrofaktor konfidenciaintervallumokkal



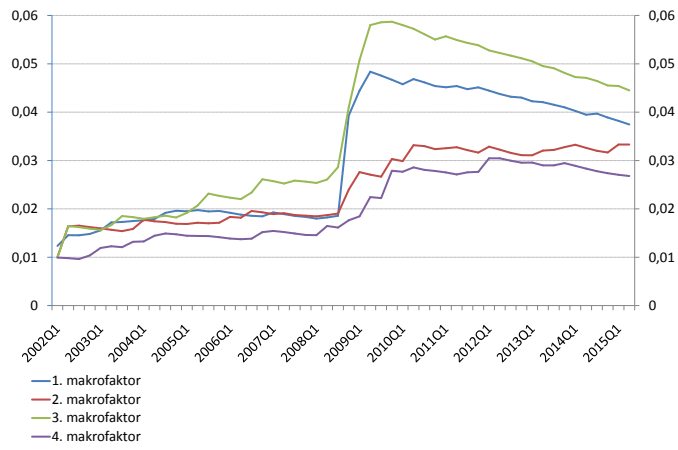
Megjegyzés: a folytonos vonalak a faktorokat, a szaggatott vonalak a 90 százalékos konfidenciaintervallumokat jelölik.

5.4. ábra: Pénzügyi faktorok robusztussága a becült faktorok számára

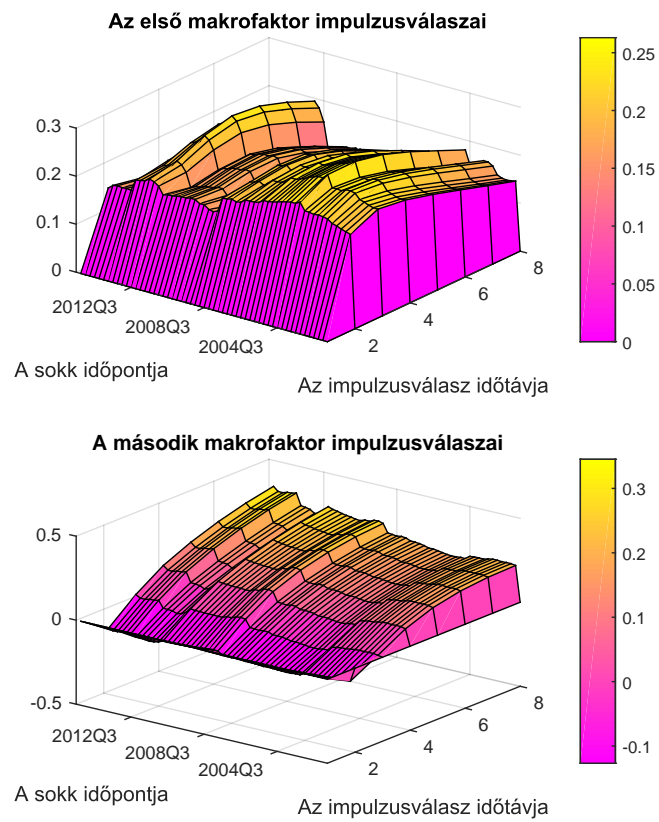


Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a becült pénzügyi faktorokat három makrofaktor, a szaggatott vonalak négy makrofaktor, a pontozott vonalak öt makrofaktor mellett.

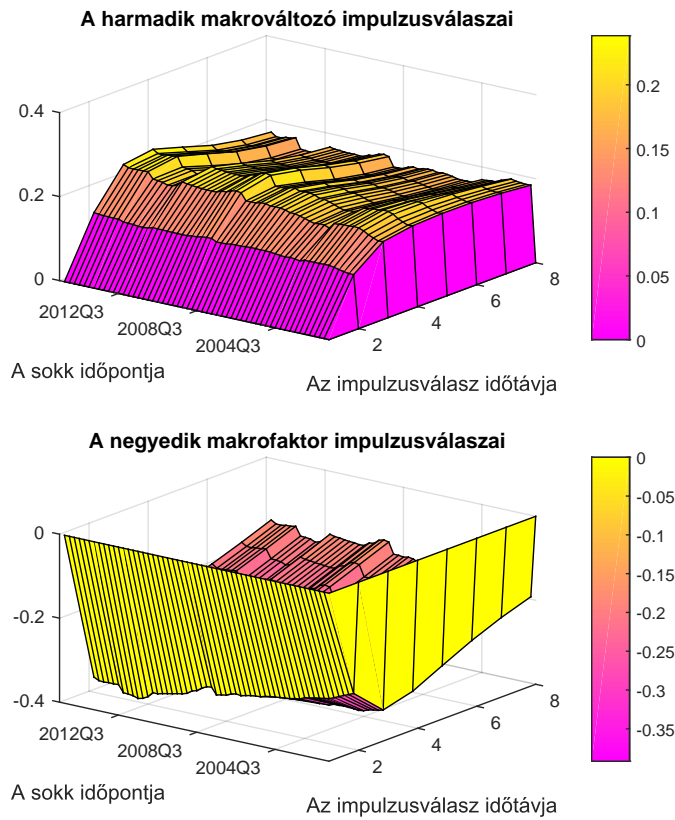
5.5. ábra: A makrofaktorok volatilitása



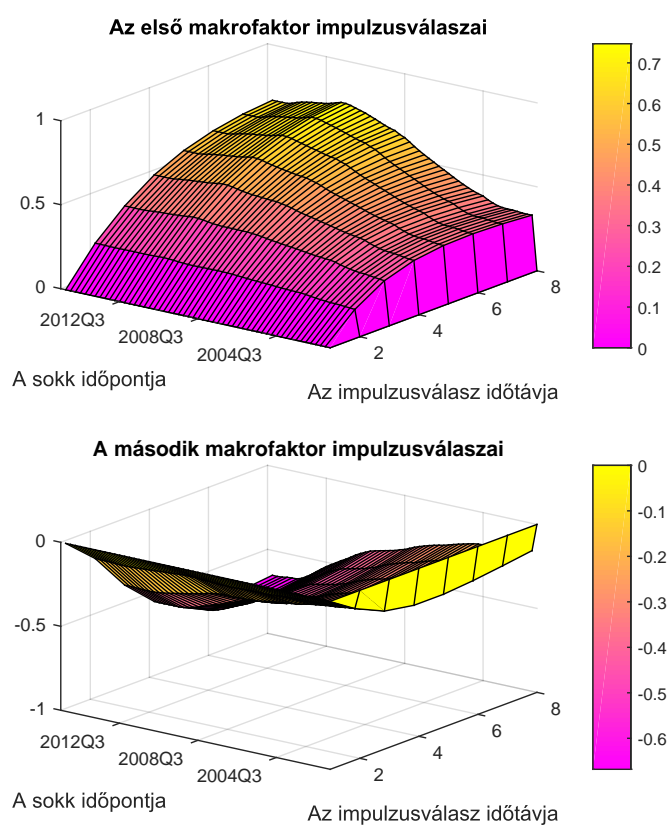
5.6. ábra: A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén



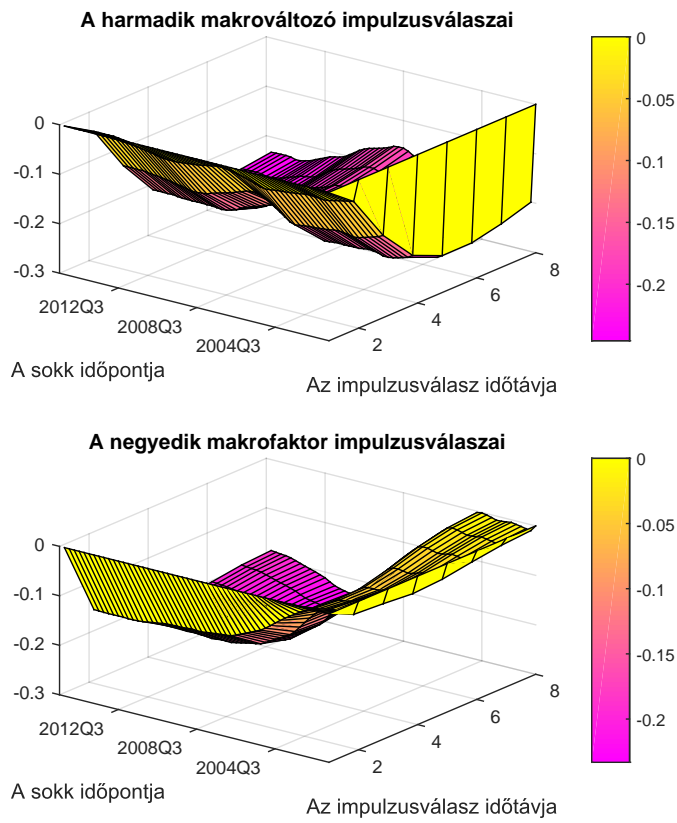
5.7. ábra: A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén



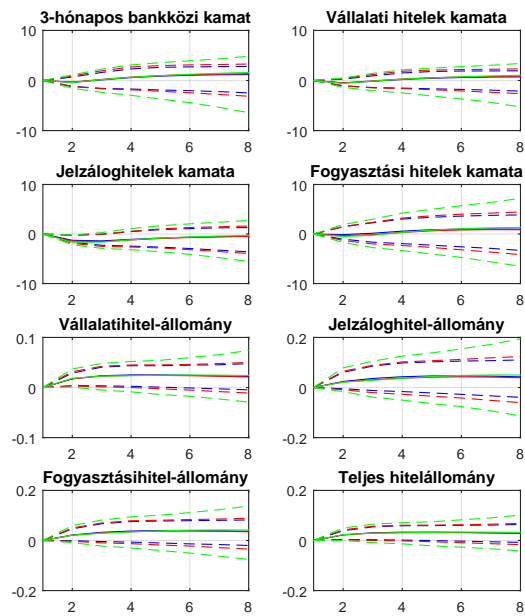
5.8. ábra: A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén



5.9. ábra: A makrofaktorok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén

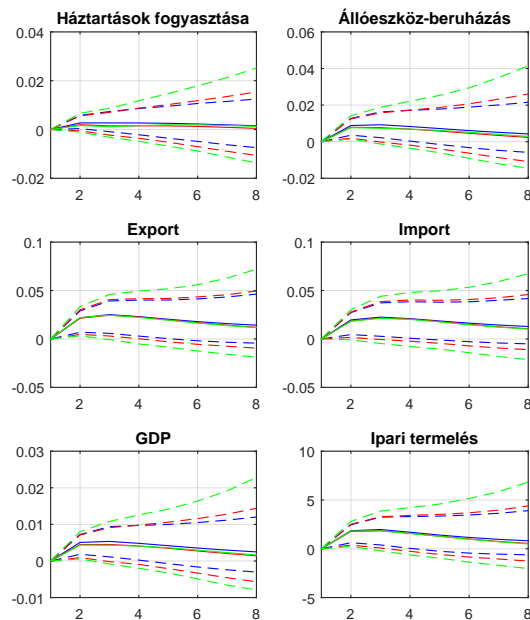


5.10. ábra: A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén



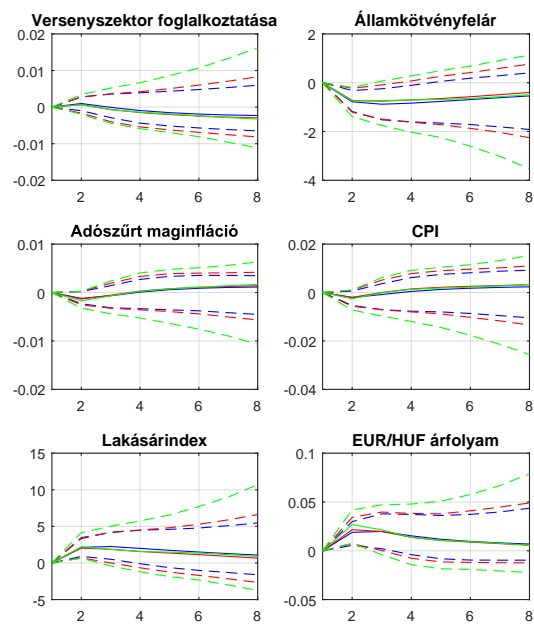
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik az impulzusválaszokat (kék=2004q4, piros=2008q4, zöld=2013q4), a szaggatott vonalak jelölik a 70 százalékos konfidenciaintervallumokat.

5.11. ábra: A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén



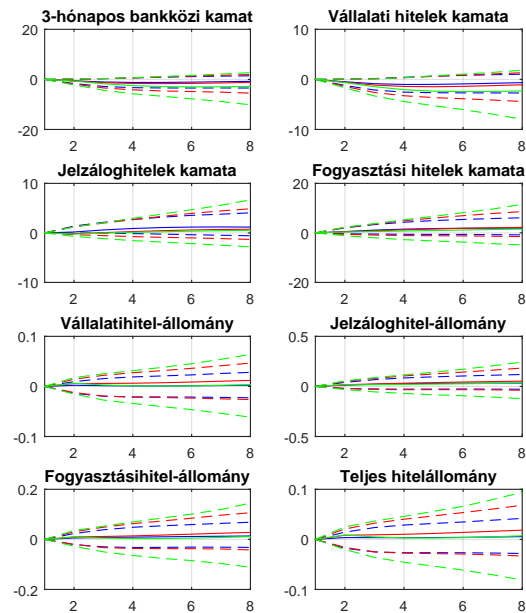
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik az impulzusválaszokat (kék=2004q4, piros=2008q4, zöld=2013q4), a szaggatott vonalak jelölik a 70 százalékos konfidenciaintervallumokat.

5.12. ábra: Foglalkoztatás, államkötvényfelár és árak impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén



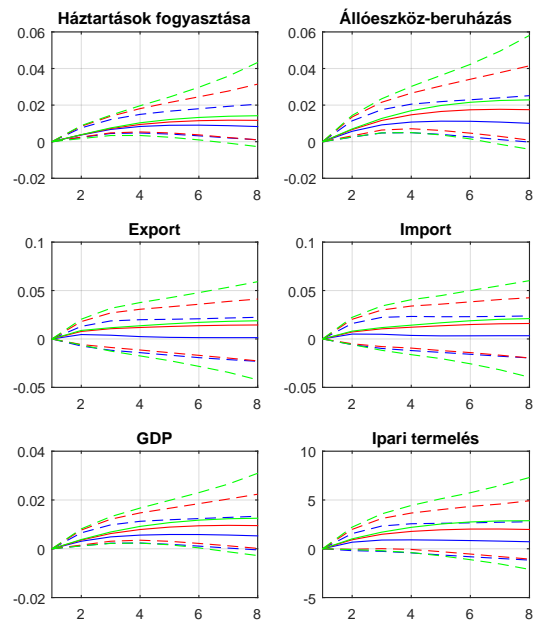
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik az impulzusválaszokat (kék=2004q4, piros=2008q4, zöld=2013q4), a szaggatott vonalak jelölik a 70 százalékos konfidenciaintervallumokat.

5.13. ábra: A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén



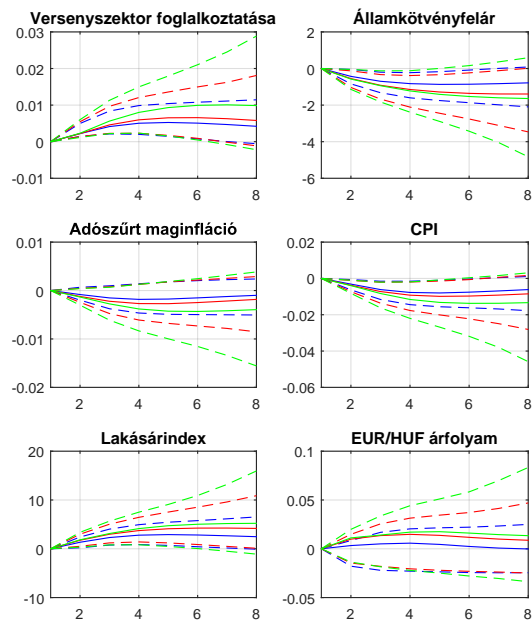
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik az impulzusválaszokat (kék=2004q4, piros=2008q4, zöld=2013q4), a szaggatott vonalak jelölik a 70 százalékos konfidenciaintervallumokat.

5.14. ábra: A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén



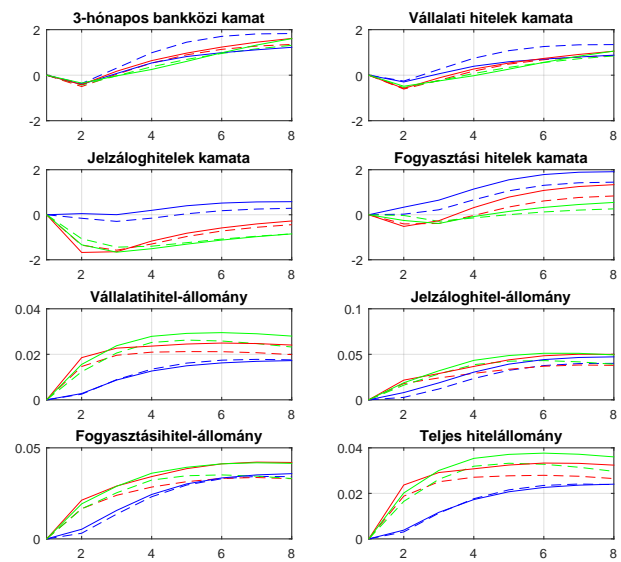
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik az impulzusválaszokat (kék=2004q4, piros=2008q4, zöld=2013q4), a szaggatott vonalak jelölik a 70 százalékos konfidenciaintervallumokat.

5.15. ábra: Foglalkoztatás, államkötvényfelár és árak impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén



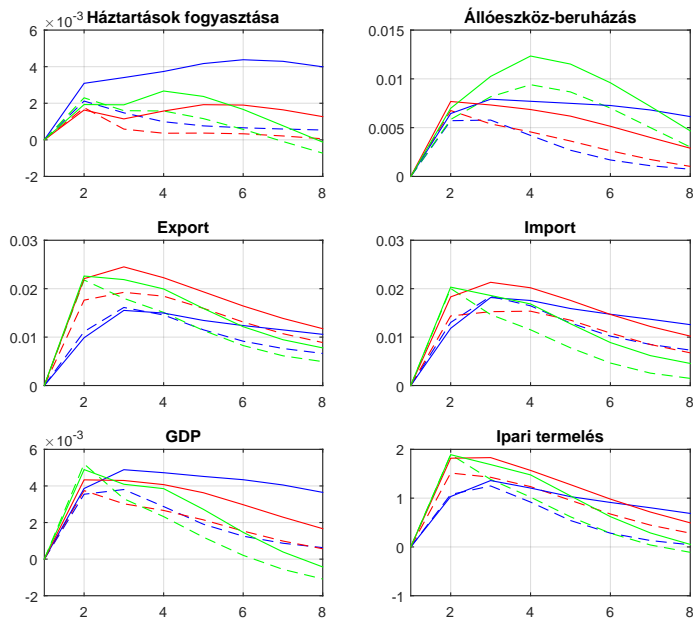
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik az impulzusválaszokat (kék=2004q4, piros=2008q4, zöld=2013q4), a szaggatott vonalak jelölik a 70 százalékos konfidenciaintervallumokat.

5.16. ábra: A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén 2013 IV. negyedében (robosztusság vizsgálat)



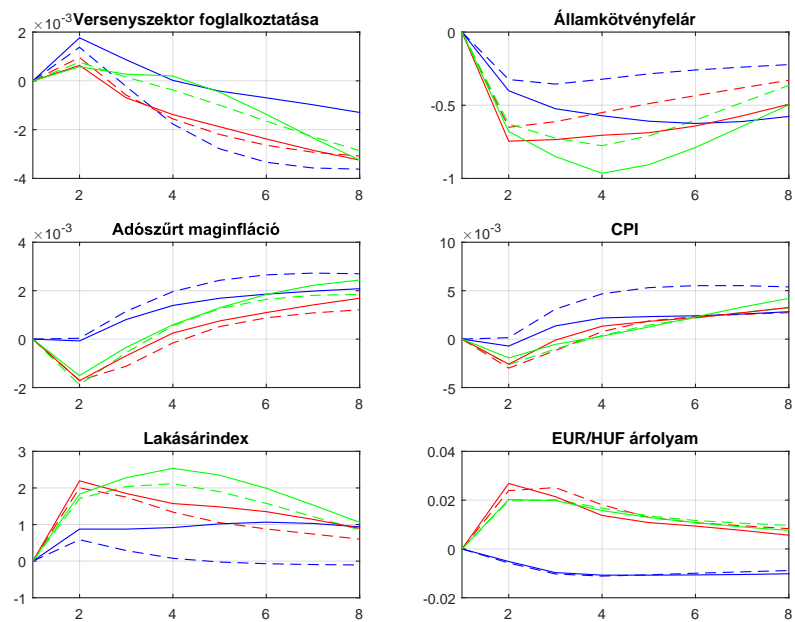
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a két pénzügyi faktossal, a szaggatott vonalak az egy pénzügyi faktossal kapott eredményeket (kék=három makrofaktor, piros=négy makrofaktor, zöld=öt makrofaktor).

5.17. ábra: A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)



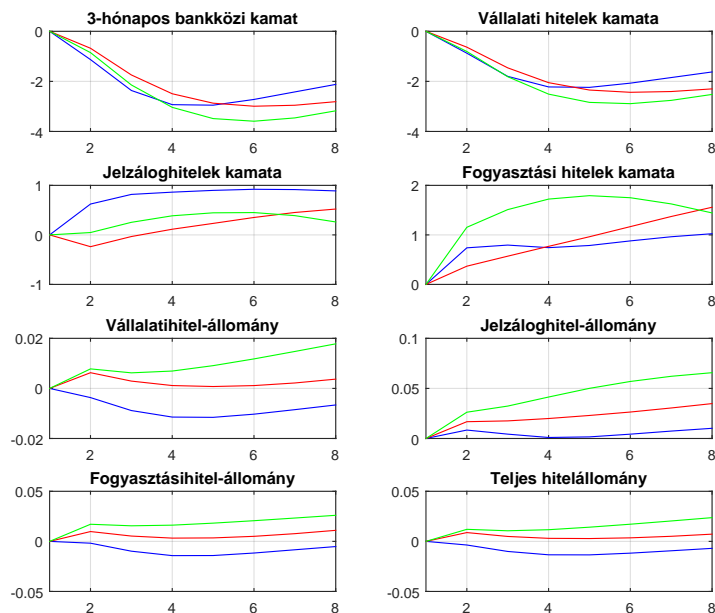
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a két pénzügyi faktorial, a szaggatott vonalak az egy pénzügyi faktorial kapott eredményeket (kék=három makrofaktor, piros=négy makrofaktor, zöld=öt makrofaktor).

5.18. ábra: Foglalkoztatás, államkötvényfelár és áruk impulzusválaszai egy hitelezési hajlandósági sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)



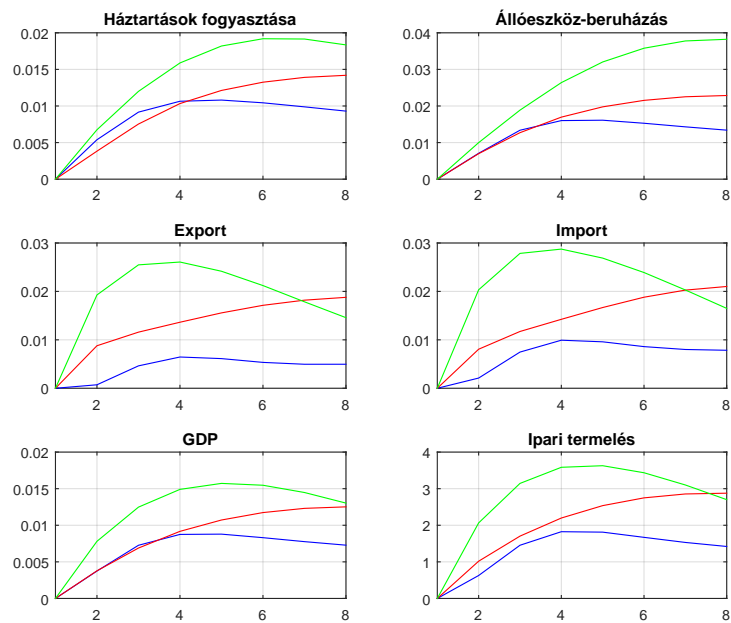
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a két pénzügyi faktorról, a szaggatott vonalak az egy pénzügyi faktorról kapott eredményeket (kék=három makrofaktor, piros=négy makrofaktor, zöld=öt makrofaktor).

5.19. ábra: A hitelállományok- és kamatok impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)



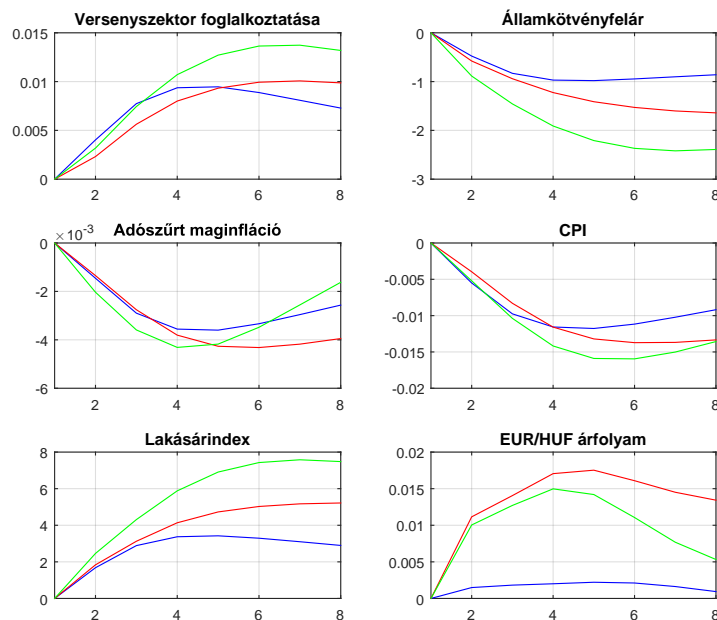
Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a két pénzügyi faktorról kapott eredményeket (kék=három makrofaktor, piros=négy makrofaktor, zöld=öt makrofaktor).

5.20. ábra: A főbb GDP-tételek és az ipari termelés impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)



Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a két pénzügyi faktorról kapott eredményeket (kék=három makrofaktor, piros=négy makrofaktor, zöld=öt makrofaktor).

5.21. ábra: Foglalkoztatás, államkötvényfelár és áruk impulzusválaszai egy hitelezési képességi sokk esetén 2013 IV. negyedévében (robosztusság vizsgálat)



Megjegyzés: a folytonos vonalak jelölik a két pénzügyi faktorról kapott eredményeket (kék=három makrofaktor, piros=négy makrofaktor, zöld=öt makrofaktor).

B Függelék: a nemteljesítési
valószínűség és az optimális
jövedelemarányos
törlesztőrészlet-szabály
modellezésével kapcsolatos kiegészítő
információk

5.3. táblázat: A becslés során kipróbált folytonos változók leíró statisztikái: átlagok

	Teljesítő háztartások	Nemteljesítő háztartások	Összes háztartás
Kezdeti törlesztőrészlet (ezer Ft)	38	36	38
Jelenlegi törlesztőrészlet (ezer Ft)	52	69	54
Törlesztőrészlet változása (%)	47	100	54
Egy keresőre jutó törlesztőrészlet (ezer Ft)	31	47	33
Jövedelemarányos törlesztőrészlet (PTI - %)	24	55	28
Egyéb hitelekkel származó jövedelemarányos törlesztőrészlet (%)	7	31	10
Felvett hitelösszeg a fedezet arányában (LTV - %)	61	105	67
Felvett hitelösszeg (millió Ft)	4,6	5,2	4,7
Háztartás jövedelme (ezer Ft)	241	177	233
Háztartás egy főre jutó jövedelme (ezer Ft)	77	51	74
Törlesztőrészleten felüli kiadások (ezer Ft)	193	123	185
Keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (%)	53	40	51
Munkapiacra aktív, keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (%)	62	50	61

5.4. táblázat: A becslés során kipróbált folytonos változók leíró statisztikái: átlag, medián, szórás

	Átlag	Medián	Szórás
Kezdeti törlesztőrészlet (ezer Ft)	38	34	21
Jelenlegi törlesztőrészlet (ezer Ft)	54	47	34
Törlesztőrészlet változása (%)	54	35	79
Egy keresőre jutó törlesztőrészlet (ezer Ft)	33	25	26
Jövedelemarányos törlesztőrészlet (PTI - %)	28	23	20
Egyéb hitelekől származó jövedelemarányos törlesztőrészlet (%)	10	0	26
Felvett hitelösszeg a fedezet arányában (LTV - %)	67	44	147
Felvett hitelösszeg (millió Ft)	4,7	4,0	3,3
Háztartás jövedelme (ezer Ft)	233	200	110
Háztartás egy főre jutó jövedelme (ezer Ft)	74	67	41
Törlesztőrészleten felüli kiadások (ezer Ft)	185	150	181
Keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (%)	51	50	28
Munkapiacon aktív, keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (%)	61	50	26

5.5. táblázat: A becslés során kipróbált dummy-változók

	Igen	Nem
Állami kamattámogatás	17	83
Belépett az árfolyamgátba	18	82
Átstrukturált	23	77
2004-2006 között kibocsátott	32	68
2007-2008 között kibocsátott	32	68
Szabadfelhasználású jelzáloghitel	32	68
Devizában denominált	61	39
A hitel LTV-je magasabb, mint 100%	18	82
Közvetítőn keresztüli hitel	28	72
Van a háztartásnak fedezetlen hitele is	30	70
A háztartás legmagasabb iskolai végzettsége: szakiskola, szak- középiskola	23	77
A háztartás legmagasabb iskolai végzettsége: gimnázium, technikum	22	78
A háztartás legmagasabb iskolai végzettsége: legalább főiskola	36	64
Háztartás lakhelye: község	13	87
Háztartás lakhelye: város	44	56
Háztartás lakhelye: megyeszékhely, megyei jogú város	25	75
Van a háztartásnak megtakarítása	10	90

Megjegyzés: a táblázatban feltüntetett értékek százalékok

5.6. táblázat: A kipróbált folytonos változók közötti korreláció

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	1,0												
2	0,7	1,0											
3	-0,2	0,3	1,0										
4	0,5	0,8	0,3	1,0									
5	0,4	0,6	0,3	0,7	1,0								
6					0,1	1,0							
7	0,1	0,2		0,2	0,2		1,0						
8	0,7	0,6		0,5	0,4		0,2	1,0					
9	0,3	0,2	-0,1		-0,3			0,2	1,00				
10	0,2	0,1			-0,1	-0,1		0,1	0,6	1,00			
11				-0,2	-0,5				0,4	0,2	1,0		
12				-0,1						0,5		1,0	
13	0,1	0,1							0,1	0,4	0,6		1,0

Megjegyzés: a táblázatban a sorszámok a következő változókat jelölik: 1 - Kezdeti törlesztőrészlet (ezer Ft), 2 - Jelenlegi törlesztőrészlet (ezer Ft), 3 - Törlesztőrészlet változása (%), 4 - Egy keresőre jutó törlesztőrészlet (ezer Ft), 5 - Jövedelemarányos törlesztőrészlet (PTI - %), 6 - Egyéb hitelekben származó jövedelemarányos törlesztőrészlet (%), 7 - Felvett hitelösszeg a fedezet arányában (LTV - %), 8 - Felvett hitelösszeg (millió Ft), 9 - Háztartás jövedelme (ezer Ft), 10 - Háztartás egy főre jutó jövedelme (ezer Ft), 11 - Törlesztőrészleten felüli kiadások (ezer Ft), 12 - Keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (%), 13 - Munkapiacra aktív, keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában (%). Vastaggal szedve a végső modellben is szereplő változókat jelöltük. Ahol a korreláció abszolút értékben 0,1-nél kisebb volt, a pontos értéket elhagytuk.

5.7. táblázat: A logit-becslés eredménye

Változó	Együttható	Sztenderd hiba
Konstans	-4,02***	0,77
Keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában	-6,80***	1,34
Jövedelemarányos törlesztőrészlet (PTI)	15,82***	2,23
Devizában denominált	1,38**	0,58
Egyéb hitelekből származó jövedelemarányos törlesztőrészlet	5,06***	1,05
Egy keresőre jutó törlesztőrészlet	-0,00***	0,00
hline Törlesztőrészleten felüli kiadások	0,00***	0,00
Közvetítőn keresztüli hitel	1,06**	0,43

A táblázatban a csillagok szignifikanciaszinteket mutatnak: egy csillag a 10%-on, két csillag az 5%-on és három csillag az 1%-on szignifikáns változókat jelöli.

5.8. táblázat: A modell illeszkedése

Mutatók	Értékek
Helyesen besorolt megfigyelések aránya	93,6%
Hosmer-Lemeshow-tesztstatisztika	3,5
A teszthez tartozó p-érték	0,898

5.9. táblázat: A PTI változó kihagyásával kapott átlagos parciális hatások

Változó	Átlagos parciális hatás
Konstans	-19,61**
Keresettel rendelkezők a háztartás létszámának arányában	-4,38***
Devizában denominált	10,1***
Egyéb hitelekből származó jövedelemarányos törlesztőrészlet	0,27***
Egy keresőre jutó törlesztőrészlet	0,816**
Közvetítőn keresztüli hitel	7,00***

A táblázatban a csillagok szignifikanciaszinteket mutatnak: egy csillag a 10%-on, két csillag az 5%-on és három csillag az 1%-on szignifikáns változókat jelöli.

C Függelék: a banki hatékonyság és verseny mérésével kapcsolatos kiegészítő információk

5.10. táblázat: A hatékonysági becslésekhez felhasznált változók és számításuk módja

Változó	Számítás	Megjegyzés
Összes költség	Kamatkiadás + Személyi jellegű ráfordítás + Anyagjellegű ráfordítás + Amortizáció	–

„Core” jövedelem	Nettó kamateredmény+ Díj- és jutalékeredmény - Működési költségek	A díj- és jutalékeredményekből a tranzakciós illeték becsült bevételnövelő hatása kiszűrésre került. A becsült hatás kiszámítása során feltételeztük, hogy a fizetendő tranzakciós illeték és a pénzforgalmi bevételek aránya bankonként fix. Az arány nagyságát 2016-os tény adatokból számoltuk.
Kamatkiadások a kamatozó források arányában	Kamatkiadás / átlagos kamatozó források	–
Működési költségek az összes eszköz arányában	(Személyi jellegű ráfordítás + Anyag jellegű ráfordítás + Amortizáció) / Átlagos összes eszköz	–
Hitelezési veszteségek a háztartási portfólión	(Nettó értékvesztés elszámolás + Követelések leírása + Követelések eladásán elszennvedett veszteség) / Átlagos háztartási hitelállomány	A kedvezményes árfolyamon történő végtörlesztés hatását nem vettük figyelembe a mutató számítása során. A 2011-es eredményrontó hatás számításakor így a 2010 Q3-2011 Q2-es időszak értékeit vettük figyelembe, míg a 2012-es értéknél a 2011 Q1 + 2012 Q2-Q4-es időszakot.

Hivatkozások

Hitelezési veszteségek a vállalati portfólión	(Nettó értékvesztés elszámolás + Követelések leírása + Követelések eladásán elszenvedett veszteség) / Átlagos vállalati hitelállomány	–
Háztartási hitelállomány	Lakáscélú hitelek + Fogyasztási hitelek + Folyószámla hitelek + Önálló vállalkozók hitelei	–
Vállalati hitelállomány	Nem pénzügyi vállalatok felé fennálló hitelállomány (KKV és nagyvállalati hitelek is)	–
Egyéb kamatozó eszközök	A magánszektorban nyújtott hitelen kívüli kamatozó eszköz (jellemzően kamatozó értékpapírok, jegybanki betétek, önkormányzati hitelek)	–
Likvid eszközök aránya	(Készpénz + jegybanki instrumentumok + államkötvények) / összes eszköz	–

Tőkepuffer nagysága	II. pillér szerint számított szabad tőkepuffer / teljes kockázati kitettséérték	Bankcsoportok esetén konszolidált számok alapján.
Fiókok száma	A bank Magyarországon található hálózati egységeinek száma.	–

5.11. táblázat: A Lerner-indexek számítása során felhasznált árjellegű változók

Változó	Számítás	Megjegyzés
A háztartási hiteleken elért kamatbevétel (eredményki-mutatás)	(Háztartásoktól befolyt éves kamatbevétel+lakáscélú hitelek állami kamattámogatása) / átlagos háztartási hitelállomány	A kamatbevételek közé az állami kamattámogatás (eszköz- és forrásoldali) összegét is belevettük, mivel a teljes árnak ez is részét képezi.
A háztartási hiteleken elért kamatbevétel (kamatstatisztika)	Az egyes háztartási hiteltípusok év végi állományával súlyozott átlagos kamatláb növelve az egyéb díjak becsült hatásával	Az egyéb díjakat bankonként az új szerződések THM-kamatláb különbségének mindenkorri historikus átlagával közelítettük. A bankok által jelentett kamatlábak már tartalmazzák az állami támogatást, így ezzel nem volt szükséges korrigálni.
A vállalati hiteleken elért kamatbevétel (eredményki-mutatás)	Vállalatoktól befolyt éves kamatbevétel / átlagos vállalati hitelállomány	–
A vállalati hiteleken elért kamatbevétel (kamatstatisztika)	Állománnyal súlyozott vállalati kamatlábak	–

Az új szerződések teljes hitelköltsége (lakossági szegmens)	Az egyes háztartási hiteltípusok év során szerződött volumenével súlyozott átlagos THM	–
Az új szerződések átlagos kamatlába (vállalati szegmens)	A vállalati hitelszerződések szerződéses összegével súlyozott átlagos kamatláb	–

5.12. táblázat: A költség- és profithatékonysági becslés során felhasznált változók leíró statisztikái (az állományok millió Ft-ban szerepelnek)

		Átlag	Szórás	Min.	Max.
Célváltozók	Összes költség	104 437	136 700	2 761	814 497
	„Core jövedelem”	31 188	56 292	-3 498	272 949
Inputok	Kamatkozó források	1 403 477	1 539 629	20 915	7 262 631
	Működési költségek	37 360	36 975	1 658	171 977
	Értékvesztés eredményrontó hatása - vállalatok	6 019	12 863	-36 484	86 164

Hivatkozások

	Értékvesztés eredményron- tó hatása - háztartások	6 212	10 853	-18 482	60 467
Inputárok	Kamatkiadások / kamatozó források	0,045	0,023	0,003	0,100
	Működési költ- ségek/összes eszköz	0,028	0,014	0,011	0,101
	Vállalati hitelek értékveszté- se/vállalati hitelállomány	0,010	0,020	0,118	0,131
	Háztartási hite- lek értékveszté- se/háztartási hi- telállomány	0,014	0,017	0,035	0,082
Outputok	Vállalati hitelek	416 484	339 477	2	1 267 817
	Háztartási hite- lek	365 488	471 344	1 826	2 326 555
	Egyéb kamatozó eszközök	764 823	1 016 823	2 781	5 365 439
Kontroll- változók	Likvid eszközök aránya	0,153	0,086	0,075	0,761
	Tőkepufferráta	0,072	0,072	0,000	0,292
	Fiókok száma	107	116	4	662

5.13. táblázat: Becslési outputok, célváltozó: profit hitelezési veszteségekkel együtt ¹

Változónév	Együttható	Standard hiba	P-érték
lnhh	-0,76	0,28	0,01
lnvh	0,24	0,14	0,09
lnwpe	0,75	0,71	0,29
lnwie	0,67	0,27	0,01
lnwpewie	0,28	0,07	0,00
lnwpe2	0,20	0,17	0,26
lnwie2	0,00	0,03	0,91
lnhhvh	-0,01	0,01	0,43
lnhh2	-0,05	0,02	0,02
lnvh2	0,01	0,01	0,49
lnhhwpe	0,25	0,06	0,00
lnhhwie	-0,11	0,05	0,04
lnvhwpe	-0,18	0,04	0,00
lnvhwie	-0,01	0,02	0,45
lnllphh	0,97	0,52	0,06
lnllpvh	0,59	0,15	0,00
lnhhllphh	-0,10	0,04	0,02
lnvhllpvh	-0,09	0,02	0,00
lnotha	-0,72	0,29	0,01
lnotha2	0,07	0,08	0,35
lnothahh	0,14	0,04	0,00

¹A változónevekben az ln arra utal, hogy a változóink logaritmizálva vannak. hh a háztartási, vh a vállalati hitelállomány rövidítése, otha jelöli az egyéb kamatozó eszközöket. A 2-es szám a négyzetes tagok esetén szerepel, wpe az operatív költségek az összes eszköz arányában, wie a kamatkiadások a kamatozó forrásokhoz viszonyítva. llpvh és llphh az értékvesztések, puffer jelöli a tőkepufereket.

Hivatkozások

lnothavh	-0,09	0,03	0,00
lnothawpe	0,01	0,09	0,89
lnothawie	0,14	0,07	0,05
lnuffer	0,04	0,02	0,03
konstans	21,69	2,36	0,00

5.14. táblázat: Becslési outputok, célváltozó: költségek ²
hitelezési veszteségekkel együtt

Változónév	Együttható	Standard hiba	P-érték
lnhh	0,43	0,11	0,00
lnvh	0,41	0,08	0,00
lnwpe	1,23	0,31	0,00
lnwie	0,80	0,14	0,00
lnwpewie	-0,14	0,04	0,00
lnwpe2	-0,16	0,09	0,07
lnwie2	0,20	0,02	0,00
lnhhvh	-0,03	0,01	0,00
lnhh2	0,09	0,02	0,00
lnvh2	0,04	0,00	0,00
lnhhwpe	0,03	0,03	0,33
lnhhwie	-0,05	0,03	0,05
lnvhwpe	0,11	0,02	0,00
lnvhwie	0,05	0,01	0,00
lnllpvh	-0,30	0,26	0,25
lnllpvh	-0,72	0,07	0,00

²Az előző táblázathoz képest két újabb változó van a magyarázóváltozók között, liq jelöli a likvid eszközök arányát, fiok pedig a bankfiókok számát.

lnhhllphh	0,04	0,02	0,04
lnvhllpvh	0,12	0,01	0,00
lnotha	0,38	0,14	0,01
lnotha2	-0,02	0,04	0,65
lnothahh	-0,08	0,02	0,00
lnothavh	0,03	0,01	0,02
lnothawpe	-0,27	0,04	0,00
lnothawie	0,00	0,04	0,91
lnuffer	-0,01	0,01	0,16
lnliq	-0,07	0,02	0,00
lnfiok	0,05	0,02	0,00
konstans	2,05	0,95	0,03

5.15. táblázat: Becslési outputok, célváltozó: profit ³

Változónév	Együttható	Standard hiba	P-érték
lnhh	-1,30	0,41	0,00
lnvh	0,27	0,31	0,39
lnwpe	2,22	1,30	0,09
lnwie	3,22	0,62	0,00
lnwpewie	0,40	0,15	0,01
lnwpe2	1,33	0,38	0,00
lnwie2	-0,04	0,07	0,58
lnhhvh	-0,08	0,03	0,00
lnhh2	-0,15	0,05	0,00
lnvh2	0,07	0,02	0,00

³A rövidítések ugyanazokat a változókat jelölik, mint az előző két táblázatnál. Forrás: saját számítások.

Hivatkozások

lnhhwpe	0,74	0,12	0,00
lnhhwie	-0,36	0,09	0,00
lnvhwpe	-0,14	0,07	0,03
lnvhwie	0,03	0,04	0,45
lnotha	-1,18	0,59	0,04
lnotha2	-0,27	0,13	0,05
lnothahh	0,45	0,08	0,00
lnothavh	-0,04	0,05	0,44
lnothawpe	-0,23	0,15	0,11
lnothawie	0,16	0,15	0,28
lnuffer	0,17	0,03	0,00
konstans	27,30	3,41	0,00

5.16. táblázat: Becslési outputok, célváltozó: költségek ⁴

Változónév	Együttható	Standard hiba	P-érték
lnhh	0,23	0,07	0,00
lnvh	0,24	0,06	0,00
lnwpe	1,30	0,20	0,00
lnwie	0,72	0,09	0,00
lnwpewie	-0,16	0,03	0,00
lnwpe2	-0,22	0,06	0,07
lnwie2	0,24	0,01	0,00
lnhhvh	-0,02	0,01	0,01
lnhh2	0,09	0,01	0,00
lnvh2	0,03	0,00	0,00

⁴A rövidítések ugyanazokat a változókat jelölik, mint az előző két táblázatnál. Forrás: saját számítások.

lnhhwpe	-0,01	0,02	0,50
lnhhwie	-0,05	0,02	0,01
lnvhwpe	0,11	0,01	0,00
lnvhwie	0,07	0,01	0,00
lnotha	0,32	0,09	0,00
lnotha2	0,01	0,03	0,69
lnothahh	-0,09	0,02	0,00
lnothavh	0,03	0,01	0,00
lnothawpe	-0,26	0,03	0,00
lnothawie	-0,01	0,03	0,65
lnuffer	-0,01	0,01	0,03
lnliq	-0,09	0,01	0,00
lnfiok	0,05	0,01	0,00
konstans	4,71	0,53	0,00

5.17. táblázat: Becslési statisztikák, célváltozó: profit hitelezési veszteségekkel együtt

Statisztika	Értéke	Standard hiba	P-érték
Usigma	0,19	0,02	0,00
Vsigma	0,05	0,01	0,00
Lambda	3,47		
Log-likelihood	82,59		
Wald	1528,62		0,00

Usigma és Vsigma a hibatagok szórásai, lambda a két szórás hányadosa.

5.18. táblázat: Becslési statisztikák, célváltozó: költségek hitelezési veszteségekkel együtt

Statisztika	Értéke	Standard hiba	P-érték
Usigma	0,03	0,01	0,02
Vsigma	0,06	0,01	0,00
Lambda	0,47		
Log-likelihood	252,59		
Wald	77873,00		0,00

5.19. táblázat: Becslési statisztikák, célváltozó: profit

Statisztika	Értéke	Standard hiba	P-érték
Usigma	0,45	0,04	0,00
Vsigma	0,11	0,02	0,00
Lambda	4,02		
Log-likelihood	-78,44		
Wald	2741,97		0,00

5.20. táblázat: Becslési statisztikák, célváltozó: költségek

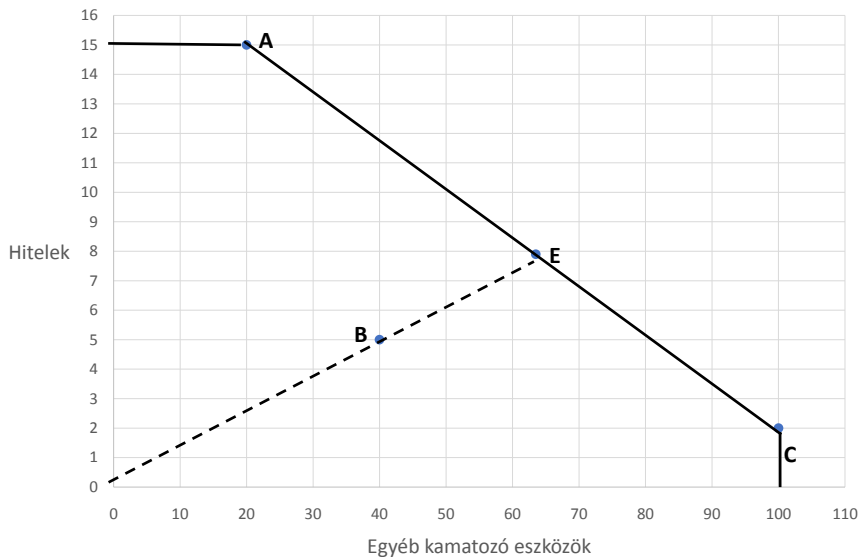
Statisztika	Értéke	Standard hiba	P-érték
Usigma	0,03	0,01	0,00
Vsigma	0,04	0,00	0,00
Lambda	0,96		
Log-likelihood	313,35		
Wald	148569,50		0,00

A DEA modellek működési elvét két egyszerű számpéldán és azok grafikus megjelenítésén keresztül szemléltetjük. Tegyük fel, hogy három bank adatait ismerjük, melyek egy inputból (például humán erőforrás) állítanak elő két outputot (hitel és egyéb kamatozó eszközök). Továbbá tegyük fel, hogy mindhárom bank pontosan

10 főt foglalkoztatott, de különböző számú outputot termelt: *A* bank 15 hitelt és 20 egyéb eszközt, *B* bank 5 hitelt és 40 egyéb eszközt, míg *C* bank 2 hitelt és 100 egyéb eszközt.

Egy DEA modell szerint ekkor az *A* bank hatékony, mert *B* és *C* konvex kombinációjából nem tudunk egy olyan mesterséges bankot létrehozni, amely azonos inputszinttel több outputot érne el, mint *A* (5.22-es ábra). Ugyanez igaz a *C* bankra is. *B* bank esetén azonban létezik ilyen mesterséges bank, ezt jelöltük az ábrán az *E* ponttal (a teljes hatékony felületet pedig vastag vonallal). *B* hatékonytalanságát pedig az origótól és az *E* ponttól vett távolsága adja meg: $1 - OB/OE$ (ahol *O* jelöli az origót). Az inputok és outputok, valamint a további feltételek számának a növekedésével természetesen a dimenziószám is növekszik, így a grafikus megjelenítés már nem lehetséges, lineáris programozásra van szükség a probléma megoldásához.

5.22. ábra: A DEA modellek szemléltetése: egy input, két output

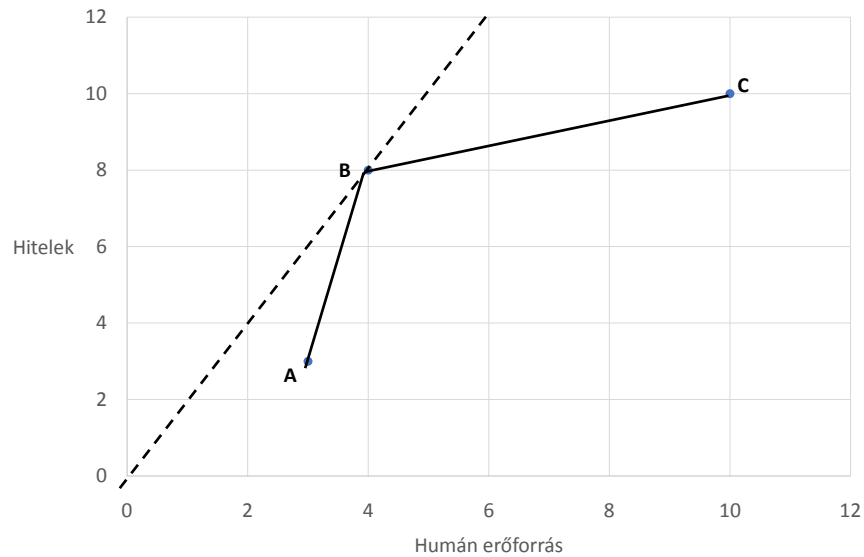


Konstans mérethozadék feltételezése mellett ekkor csak a *B* bank lesz hatékony, hiszen *B* alapján X mennyiségű inputból $2X$ mennyiségű outputot lehetne termel-

ni, aminél a másik két bank kevesebbet állít elő (a hatékony pontok halmazát az ábrán szaggatott vonallal jeleztük). Változó mérethozadék esetén azonban mindhárom bank hatékony lesz, és a hatékony pontok halmazát a bankokat összekötő szakaszok alkotják (AB és BC). Ezekről a szakaszokról jobbra és lefelé vannak a kevésbé hatékony termelési lehetőségek.

A fent bemutatott példa kapcsán a mérethozadék kérdését nem kellett tárgyalni, mivel mindegyik bank ugyanakkora költséggel érte el az outputokat. Tegyük fel most, hogy továbbra is három bankunk van, ezek azonban egy input (humán erőforrás) felhasználásával egy outputot (hitel) állítanak elő. A bank most 3 fővel 3 egységnyi hitelt állított elő, B bank 4 fővel 9 hitelt, C bank pedig 10 fővel 10 egységnyi hitelt (5.23-as ábra).

5.23. ábra: A DEA modellek szemléltetése: a mérethozadék szerepe



Saját publikációk a témában

1. Magyar nyelvű referált szakmai folyóiratcikkek

- Hosszú Zs., Körmendi Gy., Mérő B. (2016), „Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 63, 2016. március, pp. 233-259.
- Hosszú Zs., Mérő B. (2017), „Hitelciklusok és anticiklikus tőkepuffer egy ágensalapú Keynesi modellben”, *Közgazdasági Szemle*, vol. 64, 2017. május, pp. 457-475.

2. Magyar nyelvű műhelytanulmányok, konferenciaelőadások

- Balás T., Banai Á., Hosszú Zs. (2015), „A nemteljesítési valószínűség és az optimális PTI-szint modellezése egy háztartási kérdőíves felmérés felhasználásával”, *MNB-tanulmány*, 117.
- Banai Á., Hosszú Zs., Körmendi Gy., Mérő B. (2014), „A kamatcsökkenés hatása a banki jövedelmezőségre”, *MNB-szemle*, 2014. július, pp. 18-22.
- Banai Á., Hosszú Zs., Körmendi Gy., Sóvágó S., Szegedi R. (2013), „Stressztesztetek a Magyar Nemzeti Bank gyakorlatában”, *MNB-tanulmány*, 109.
- Dancsik B., Hosszú Zs. (2017), „Banki hatékonyság és piaci erő mérése a háztartási és a vállalati hitelpiacon a hitelezési kockázatok figyelembevétele mellett”, *MNB-tanulmány*, 133.

- Hosszú Zs. (2011), „A lakosság fogyasztási viselkedése és annak jövedelem szerinti heterogenitása a válság előtt mikrostatistikák alapján”, *MNB-szemle*, 2011. október, pp. 28-35.
- Hosszú Zs., Körmendi Gy., Tamási B., Világi B. (2013), „A hitelkínálat hatása a magyar gazdaságra”, *MNB-szemle különszám*, 2013. október, pp. 83-92.
- Hosszú Zs. (2013), „A vállalati hitelpiac ágensalapú modellezése”, *Közgazdasági Doktori Iskola IX. éves konferenciája*, 2013. november, Budapest
- Hosszú Zs., Körmendi Gy., Mérő B. (2016), „Egy- és többváltozós szűrők a hitelrés alakulásának meghatározására”, *MNB-tanulmány*, 118.
- Hosszú Zs (2016), „The impact of credit supply shocks and a new FCI based on a FAVAR approach”, *Magyar Közgazdaságtudományi Egyesület 2016. évi doktorandusz műhelye (magyar nyelvű előadás)*, 2016. június, Pécs
- Hosszú Zs. (2016), „The impact of credit supply shocks and a new FCI based on a FAVAR approach”, *Általános és Kvantitatív Közgazdaságtani Doktori Iskola XII. éves konferenciája (magyar nyelvű előadás)*, 2016. november, Budapest

3. Angol nyelvű referált szakmai folyóiratcikkek

- Balás, T., Banai Á., Hosszú Zs. (2015), „Modelling Probability of Default and Optimal PTI Level by Using a Household Survey”, *Acta Oeconomica*, vol. 65, no. 1, pp. 183 – 210.
- Hosszú Zs. (2018), „The impact of credit supply shocks and a new Financial Conditions Index based on a FAVAR approach”, *Economic Systems*, vol. 42., 32-44. pp.
- Dancsik B., Hosszú Zs. (2018), „Measuring bank efficiency and market power in the household and corporate credit markets considering credit risks” *Acta Oeconomica*, publikálásra elfogadott kézirat, várható megjelenés: 2018. június

4. Angol nyelvű műhelytanulmányok, konferenciaelőadások

- Banai Á., Hosszú Zs., Körmendi Gy., Mérő B. (2014), „Impact of base rate cuts on banks profitability”, *MNB Bulletin*, 2014. július, 18-22. pp.
- Banai Á., Hosszú Zs., Körmendi Gy., Sóvágó S., Szegedi R. (2013), „Stress testing at the Magyar Nemzeti Bank”, *MNB Occasional Paper*, 109.
- Hosszú Zs. (2011), „Pre-crisis household consumption behaviour and its heterogeneity according to income on the basis of micro statistics”, *MNB Bulletin*, 2011. október, 28-35. pp.
- Hosszú Zs., Körmendi Gy., Tamási B., Világi B. (2013), „Impact of the credit supply on the Hungarian economy”, *MNB Bulletin Special Issue*, 2013. október, 83-92. pp.
- Hosszú Zs., Körmendi Gy., Mérő B. (2015), „Univariate and multivariate HP-filters to measure the credit gap”, *MNB Occasional Paper*, no. 118.
- Hosszú Zs. (2016), „The impact of credit supply shocks and a new FCI based on a FAVAR approach”, *MNB Working Paper*, 2016/1.
- Hosszú Zs. (2016), „The impact of credit supply shocks and a new FCI based on a FAVAR approach”, *Challenges for Financial Stability in Europe Conference*, 2016. október, Prága
- Hosszú Zs., Mérő B. (2017), „An agent based Keynesian model with credit cycles and countercyclical capital buffer”, *MNB Working Paper*, 2017/5.