

Pénzügykutató Zrt. – Nemzetközi Bankárképző Központ Zrt.

BANKI NYERESÉGESSÉGI MODELL FELÁLLÍTÁSA

A tanulmány a GVH számára készült

2008. február

TARTALOM

BEVEZETÉS	4
I. A NEMZETKÖZI KUTATÁSOK ÉS ÖSSZEHASONLÍTÁSOK TANULSÁGAI	5
1. A hatékonysági eltérések lehetséges magyarázó tényezői a feltörekvő gazdaságokban: a külföldi tulajdon szerepe	5
1.1. Általánosan érvényesülő megállapítások	5
1.2. A külföldi tulajdon hatása a banki spreadekre Latin-Amerikában	8
1.3. A külföldi tulajdon szerepe a banki hatékonyságban Magyarországon	9
2. Hatékonysági eltérések a közép-kelet-európai bankrendszerekben	12
2.1. A posztoszocialista bankrendszerek hatékonysági eltérései	12
2.2. A KKE-bankszektorok költség- és profithatékonysági eltérései	14
3. A fúziók hatásait vizsgáló modellbecslések tapasztalatai	17
3.1. Költség- és profithatékonysági hatások	18
3.2. Az M&A-k hatása a költséghatékonyságra és a banki árazásra	24
4. Következtetések	27
II. A MAGYAR BANKRENDSZER JELLEMZŐI A VERSENY ÉS A JÖVEDELMEZŐSÉG SZEMSZÖGÉBŐL	30
1. A bankszektor fejlettsége, a banki penetráció foka	30
2. Ár, piacszerkezet, verseny	35
3. Jövedelmezőség és költséghatékonyság	40
4. Következtetések	45
III. A BANKPIACI VERSENY MÉRÉSÉRE ALKALMAS MODELLEK ÉS A MODELLBECSLÉSEK EREDMÉNYEI	47
1. A verseny fokát mérő H-statisztika becslése	49
1.1. A Panzar-Rosse modell alapján kapott nemzetközi eredmények	49
1.2. A H-statisztika becsléséhez használt redukált egyenlet és specifikációja	54
1.3. A korábbi modellbecslés eredményei a magyar bankrendszerre	57
1.4. Modellbecslések az 1995-2006, illetve a 2001-2006 közötti időszakokra	58
1.4.1. A minta, a változók és az adatok	58
1.4.2. A becslési eredmények összefoglalása	62

2. Az összejátszó magatartás modellezése	65
2.1. Az összejátszó magatartás tesztelésére alkalmas CV-modell	65
2.2. A becsléshez használt redukált egyenlet és a korábbi eredmények	67
2.3. Modellbecslés az 1995-2006 időszakra	69
3. Banki árverseny modellezése fogyasztói választás mellett	72
3.1. A modell felépítése – elméleti alapok	73
3.1.1. A keresleti oldal: a fogyasztók hitelek és betétek iránti kereslete	73
3.1.2. A kínálati oldal: a banki profitfüggvény	77
3.1.3. A költségfüggvény	80
3.1.4. A verseny fokának megállapítása	82
3.2. A modellezéshez használt adatok	82
3.3. A modellezés menete és eredményei	85
3.3.1. A keresleti függvények becslése	85
3.3.2. A kínálati függvény definiálása	89
3.3.3. Az elméleti marzsok kiszámítása	90
3.3.4. A költségfüggvények becslése	91
3.3.5. A határköltségek kiszámítása	92
3.3.6. Marzs számítása a valós piacon	92
3.3.7. Az értékvesztés hatása a tény marzsokra	93
3.3.8. A megfigyelt marzsok összehasonlítása az elméleti értékekkel	95
3.3.9. A vizsgált időszak kettébontása	97
3.4. Következtetések	100
4. Összefoglaló megállapítások és ajánlások	101
Hivatkozások	104

FÜGGELÉK

BEVEZETÉS

A tanulmányt megalapozó kutatás célja az volt, hogy feltárja a hazai bankpiaci verseny mérésének lehetőségeit, az alkalmasnak látszó modelleket a sajátos magyar viszonyokhoz adaptálja, illetve a rendelkezésre álló adatbázishoz igazítsa, és tesztelje. A módszertani vizsgálódáson túlmenően a kutatás végső soron arra irányult, hogy a piaci hatalom megjelenítésére alkalmas mutatókkal is operáló nyereségességi modellek becslése alapján következtetéseket vonjon le a hazai bankpiac versenyhelyzetére.

A kutatás három síkon folyt. Egyrészt áttekintettük a banki jövedelmezőséget és hatékonyságot meghatározó tényezőket meghatározó, illetve az átalakuló bankrendszerek sajátosságait feltáró nemzetközi irodalmat azzal a céllal, hogy muníciót kapjunk a hazai bankrendszer versenyhelyzetének mérésére alkalmas modellek specifikációjához (I. rész). Másrészt strukturális megközelítéssel operáló elemzési keretben, egyúttal releváns nemzetközi összehasonlításba is ágyazva, megvizsgáltuk a magyar bankpiac azon fontosabb jellemzőit, amelyek alapján hipotézisekkel élhettünk a szektor egyes részpiacain érvényesülő versenyviszonyokra vonatkozóan (II. rész). Végül, a tanulmány súlyponti részeként, a verseny mérésére alkalmas modellezés lehetőségeit vizsgáltuk meg. Ennek keretében három típusú modellt állítottunk fel és teszteltünk a magyar bankszektor jellemző adatok segítségével, amelyek a hitelpiac egészére, illetve egyes lakossági piacokra vonatkozóan adtak eredményeket a versenyviszonyokról (III. rész).

Bár a kapott eredmények egy része alkalmasnak bizonyult megalapozott következtetések levonására, más részüket további kutatás során, az adatbázis fejlesztésével, illetve a modellek finomításával lehet megerősíteni vagy korrigálni. A következtetések megfogalmazása során törekedtünk a továbbfejlesztés lehetőségeihez is munícióval szolgálni.

I. A NEMZETKÖZI KUTATÁSOK ÉS ÖSSZEHASONLÍTÁSOK TANULSÁGAI

A modellalkotást megelőző vizsgálatok egyik szintjét a nemzetközi összehasonlító elemzések jelentették kutatásunk során. Ezek egyrészt azt célozták meg, hogy a sajátosan magyar jelenségeket elkülöníthessük a fejlett piacgazdaságokra, illetve a hasonló átalakulást végigjáró (kelet-közép-európai, latin-amerikai, délkelet-ázsiai) gazdaságokra jellemző jegyeitől, másrészt segítsék a profitabilitási modell számára releváns mutatók kiválasztását (1. és 2. fejezet). Arra is törekedtünk, hogy a banki hatékonyságot magyarázó nemzetközi elemzések egyik legfontosabb területét, a fúziók hatásait vizsgáló modelleket áttekintve támpontokat kapjunk a hazai versenyhelyzet elemzéséhez, a megfelelő magyarázó változók kiválasztásához, a modellspecifikációhoz (3. fejezet).

1. A hatékonysági eltérések lehetséges magyarázó tényezői a feltörekvő gazdaságokban: a külföldi tulajdon szerepe

A különböző országok bankjainak nyereségességét és hatékonyságát nem kizárólag az adott intézmény működése határozza meg, hanem abban szerepet játszanak az adott ország vagy régió sajátos fejlődési és egyéb jegyei is. Az ilyen jellegű eltérések magyarázó változóinak feltárására irányuló nemzetközi összehasonlító kutatások eredményei komoly segítséget nyújthatnak a különböző eredetű tényezők szétválasztásához, és a valóban a bankműködést jellemző változók kiválasztásához.

A feltörekvő gazdaságok bankrendszerének egyik fontos specifikuma az, hogy a privatizáció során jelentős tulajdonra tettek szert (általában többségbe jutottak) a *külföldi szakmai tulajdonosok*. Ez a közelebbről ismert közép-kelet-európai átalakuló gazdaságok mellett más feltörekvő országokra is igaz, és kiváltképp jellemző a latin-amerikai térségre.

1.1. Általánosan érvényesülő megállapítások

A nyolcvanas-kilencvenes években sok helyütt megnyitották a bankrendszereket a külföldi tőke előtt. Ennek nyomán jelentős kutatások folytak annak feltárására, hogy *milyen hatással voltak a viszonylag elmaradott bankrendszerű országokra a külföldi bankok*. A Világbank égisze alatt 1997-99 között lefolytatott nagyszabású kutatás során egy átfogó nemzetközi panelvizsgálat mellett különböző földrajzi térségek (Latin-Amerika, Dél-Európa, Kelet-Közép-Európa) számos országának egyedi bankrendszeréről (köztük a magyarról is) is készültek elemzések (Claessens–

Jansen szerk, 2000).¹ Készült átfogó elemzés a külföldi bankok szerepéről a közép-kelet-európai országokban (Mérő–Valentinyiné, 2003), és készültek a külföldi bankok hatásának egy-egy aspektusát vizsgáló elemzések. A külföldi bankok hatását a bankszektor költséghatékonyságára és jövedelmezőségére éppen Magyarország példáján keresztül mutatja be egy elemzés (Hasan–Marton, 2003)

Több összecsengő elemzés vonja le azt a következtetést, hogy *a külföldi bankok megjelenése kedvező hatást gyakorol a bankpiacon folyó versenyre*. A tapasztalatok szerint a versenyt már a piac megnyitása, a megtámadhatóság elvi lehetőségének megteremtése is növeli, a belépések növekvő száma pedig tovább erősíti. Vagyis nem a külföldi bankok piaci súlya a döntő, hanem a piacra lépések számossága (Claessens és szerzőtársai 2000, Pastor és szerzőtársai 2000, Clarke és szerzőtársai 2000).

Egy másik általános megfigyelés a bankrendszer minőségére és ezzel közvetve a fogyasztói jólétre gyakorolt pozitív hatás (Barajas és szerzőtársai 2000, Hasan–Marton 2003). A bankok növekvő tőkeereje és a kockázatos kihelyezések csökkenése nemcsak a tulajdonosoknak fontos, hanem – legalább annyira – a betéteseknek is, hiszen a megfelelő tőkeháttér és az óvatos hitelezési gyakorlat az, ami a legnagyobb garanciát nyújtja a bankcsődök ellen. Másrészt az adófizetőknek sem mellékes, hogy milyen eséllyel kell azzal számolniuk, hogy állami bankmentésekre lesz szükség.

A fogyasztói jólétet szolgálja az is, ha mérséklődik a bankok fajlagos működési költsége, és csökken a kockázatos kihelyezések aránya, mivel ez teszi lehetővé a kamatrés szűkülését, és ezzel a hitelkamatok csökkenését. Ugyancsak a fogyasztói jólétet növeli, ha javul a banki szolgáltatások színvonala, amelyben a termékpaletta szélesedése mellett a hozzáférés bővülése is szerepet játszik, beleértve a bankok nyitvatartási idejének növekedését is (Hasan–Marton, 2003). Magyarországon ezek a kedvező hatások elsősorban a kilencvenes évek második felében jelentkeztek (Várhegyi, 2001a).

Többen megállapították, hogy a külföldi bankok azért érnek el kiemelkedő jövedelmezőséget a fejletlenebb bankpiacokon, mert magasabb kamatréssel működnek, vagyis tágabb a rés a forrásaik után fizetett és a hitelkihelyezéseikre kapott kamatok között bankjaikban, mint a hazaiaknál. Erre azért van módjuk, mert a

¹ Lásd különösen Claessens és szerzőtársai (2000), Pastor és szerzőtársai (2000), Honohan (2000), Király és szerzőtársai (2000) tanulmányokat.

gyengébb színvonalú szolgáltatásokra képes hazai bankok mezőnyében könnyen kimazsolázhatják az alacsonyabb kockázatú ügyfeleket, miközben – az anyabank jóvoltából – olcsóbb forrásokkal rendelkeznek. Ez még azt is lehetővé teszi, hogy alacsonyabb kamatokkal nyújtsák hiteleiket, és ezzel a rosszabb adottságú bankot magasabb kockázatú ügyletekbe hajszolják bele (*Claessens és szerzőtársai* 2000).

A nyolcvanas-kilencvenes évek fordulóján még Magyarországon is az volt a jellemző, hogy a kisebb kockázatú hitelfortfólióval rendelkező vegyes tulajdonú bankok akkora vagy nagyobb kamatrést alakítottak ki, mint amekkorát a nagy volumenű rossz hiteleket kihelyező állami bankok, miközben jóval kevesebb kockázati céltartalékot kellett képezniük (*Ábel-Székeley* 1994). Így hasznat húzhattak abból a versenyelőnyükből, ami pusztán abból fakadt, hogy rossz adottságú versenytársaik voltak. A nyolcvanas években zöldmezős beruházásként alapított bankok tudták a legjobban kihasználni az erőtlen verseny kínálta lehetőségeket. A korai piacra lépés lehetővé tette, hogy elhalásszák a legjobb ügyfeleket a korszerűtlen, rosszul irányított, állami tulajdonú hazai bankok elől. Arra is módjuk volt, hogy a leginkább felkészült hazai szakemberállományt alkalmazzák felső vezetőkként, akik tudásukkal hamar felzárkóztak nyugati társaik színvonalához, miközben a hazai viszonyokban is otthonosan mozogtak.

A kilencvenes években azonban fokozatosan megváltozott a helyzet. Már a „futószalagon” végbement bankprivatizációk előtt is meg lehetett figyelni, hogy a már piacon lévő külföldi és vegyes tulajdonú bankok átlagos kamatrése nem magasabb, mint a hazai (főleg állami) bankoké. A privatizációt követően pedig egyértelművé vált, hogy a jövedelemszerzés fő forrása nem lehet a magasabb kamatrés. Sőt, a kilencvenes évek utolsó éveiben a zöldmezős beruházással alapított bankok általában alacsonyabb kamatréssel működtek, mint a privatizált bankok. A sikeres bankok magasabb jövedelmezősége mind inkább a hatékonyabb és óvatosabb működésből származott, amit az alacsonyabb fajlagos működési költségek és a kisebb céltartalékképzés jelzett. A hatékonyan működő bankok versenyében a többiek is mind inkább rákényszerültek arra, hogy csökkentsék működési költségeiket, és más módokon is ésszerűsítsék tevékenységüket (*Várhegyi*, 2001a).

Megfigyelt jelenség az is, hogy a kevésbé fejlett piacokra belépő külföldi bankok a piac szegmentálására törekszenek: kezdetben válogatott ügyfélkör számára nyújtják csak szolgáltatásaikat (*Claessens és szerzőtársai*, 2000). Jelenlétük „jóléti hatását” eleinte kizárólag a jó hitelképességű vállalatok és a magas vagyonú/jövedelmű lakossági csoportok élvezhetik, miközben a lakosság szélesebb köre és a kisebb méretű vállalkozások hosszú ideig kirekednek ebből. Ez Magyarországon is megfigyelhető volt, és a helyzet csak a kilencvenes évek utolsó éveiben változott meg gyökeresen, amikor az erősödő versenyben mind több bank szélesítette ügyfélkörét.

Ugyanakkor *nem egyértelmű a külföldi bankok magasabb jövedelmezősége okainak megítélése*. Ez azért fontos, mert a fogyasztói jólét szempontjából nem mindegy, hogy a magasabb kamatrés miatt érnek el ezek a bankok jobb jövedelmezőséget, vagy a jobb költséghatékonyságuk miatt. Egyes szerzők (pl. *Claessens és szerzőtársai*, 2000) azt tapasztalták, hogy a piacra lépő külföldi bankok nagyobb jövedelmezősége az általuk alkalmazott magasabb kamatréssel párosul. Más szerzők empirikus vizsgálatai (pl. *Barajas és szerzőtársai* 2000, *Clarke–Cull–Peria* 2003, *Hasan–Marton* 2003) azonban arra az eredményre jutottak, hogy a külföldi bankok alacsonyabb adminisztratív költséggel, nagyobb hitelvolumennel és kisebb kockázati céltartálékkal érnek el jobb jövedelmezőséget, miközben átlagos kamatrésük alacsonyabb, mint hazai versenytársaiké.

A külföldi banktulajdon fontosságának illusztrálása céljából a következőkben két, a kilencvenes évek jórészt külföldi bankok révén privatizált bankrendszerének jövedelmezőségére-hatékonyságára vonatkozó vizsgálat módszerét és eredményeit mutatjuk be. Az egyik latin-amerikai banki kamatspreadet meghatározó tényezőket vizsgálja, a másik a magyar bankok hatékonyságára ható tényezőket, különös tekintettel a külföldi tulajdon szerepére. Mindkét vizsgálat a Világban égisze alatt folyt le.

1.2. A külföldi tulajdon hatása a banki spreadekre Latin-Amerikában

A fejlődő (feltörekvő) országok bankrendszereit a kilencvenes évektől egyre inkább a külföldi tulajdon magas aránya és a bankpiacok viszonylag magas koncentrációs szintje jellemezte. Kiváltképp igaz ez a latin-amerikai bankrendszerekre, amelyről nagyszabású, 5 ország több mint 200 bankjának 1995-2000 közötti évekre vonatkozó paneladatrendszerére épülő modellbecslések készültek a kapcsolatok feltárására (*Peria és Mody*, 2004). A kutatók a banki jövedelem fő forrását jelentő kamatspreadet (a kamatozó eszközökre vetített kamatbevételek – a kamatozó forrásokra vetített kamatkiadások) tették meg függő változónak. A bank-specifikus magyarázó változók körébe egyrészt a banki működést jellemző mutatókat vonták be: likvid eszközök aránya az összes eszközhöz, nem-teljesülő hitelek aránya, adminisztratív költségek az eszközök arányában, valamilyen bank tőkeellátottsága. Dummy-változóként szerepelt a külföldi tulajdon megléte ill. hiánya az adott bankban (a változó értéke 1, ha a külföldi tulajdon aránya meghaladja az 50 százalékot), a külföldi tulajdon jellege (M&A révén, ill. új bank alapításával), a tulajdonszerzés bekövetkezése óta eltelt időt is figyelembe véve.

A rendszer-szintű magyarázó változók között egyrészt helyet kaptak a piaci helyzetet tükröző mutatók (az adott bank piaci részaránya, a legnagyobb 3, ill. 5 bank piaci súlya, a Herfindahl-index), másrészt a külföldi tulajdon bankrendszerre jellemző hányada. A makrogazdasági környezetet jellemző mutatók körébe az inflációs rátát, ipari termelés reálnövekedését és a reálkamatlábát vonták be.

A különböző minták és specifikációk alapján készített modellbecslésekre kapott eredmények azt mutatták, hogy a külföldi tulajdon és a piaci koncentráció foka komplex módon gyakorolt hatást a banki spreadekre és így a pénzügyi intermediáció folyamatára. Az általános hatást háromféle befolyásálási csatorna alakította ki: a külföldi bankok hazaihoz viszonyított relatív spreadje, a külföldi bankok jelenlétének tovaryűrűző hatása, amely egyaránt érintette a spreadeket és az adminisztratív költségeket, valamint a bankrendszer koncentrációja, amely a külföldi belépéseket kísérte. A külföldi bankok, és különösen az újonnan alapítottak, szignifikánsan alacsonyabb spreadeket alkalmaznak, jöllehet a likviditási fokuk és az adminisztratív költségeik magasabbak. A modellből nem derült ki, hogy a hazai bankokénál alacsonyabb spreadek mögött az agresszív árazási stratégia állt-e, vagy az, hogy az újonnan piacra lépő bankok a piacnak egy transzparenssebb, jobban megtámadható részét foglalták el. A kutatók azt is megállapították, hogy a magasabb arányú külföldi jelenlét általánosságban nem a bankrendszeri spread mérséklődésén, hanem a működési költségek leszorításán keresztül gyakorol kedvező hatást a banki közvetítésre. A külföldi jelenlét nagy aránya ugyanis – a potenciális verseny fenyegetésén keresztül – bankrendszeri szinten költségcsökkenéssel párosul. A piaci koncentráció erősödése ugyanakkor a spreadek növelése irányában hat, különösen a hazai bankok körében. A koncentráció erősödése az adminisztratív költségek növekedésével is együttjár, ami ellentételezheti a külföldiek gerjesztette potenciális verseny pozitív hatását.

1.3. A külföldi tulajdon szerepe a banki hatékonyságban Magyarországon

Egy, a Világbank keretében, de hazai részvétellel folytatott kutatás az 1995-2000 közötti évek adatai alapján végzett modellbecslés segítségével tesztelte a leíró elemzéssel felállított hipotéziseket (*Majnoni–Shankar–Várhegyi*, 2003). A mintát 26, az időszakban mindvégig működő bank alkotta (ez a különböző specifikációk esetében 122 és 156 közötti paneladatot jelentett). A vizsgálat alapkérdése a következő volt: vajon a külföldi tulajdon szignifikánsan befolyásolta-e a bankok hatékonyságát és jövedelmezőségét?

A következő modell becslésére került sor:

$$EAI_{it} = \alpha + \beta_1 MCV_{it} + \beta_2 BCV_{it} + \beta_3 DFO_{it} + \beta_4 FMS_{it} + \beta_5 FIT_{it} + \varepsilon_{it}$$

A függő változó, EAI öt hatékonysági és aktivitási változót foglal magában: a működési költség/eszköz, a létszám/eszköz, az eszközarányos jövedelmezőség (ROA), az átlagos hitelezési kamatspread és a hitelnövekedés változóit. A magyarázó változók első csoportját a makroszintű kontrolváltozók (MCV), a másodikat a bankszintű kontrolváltozók (BCV) alkották. Mellettük három változócsoporthoz tartoztak a külföldi tulajdon eltérő jellemzőinek megragadására: a külföldi tulajdon időtartama (DFO), a külföldi menedzsment stílusa (FMS) és a külföldiek tulajdonszerzésének módja (FIT).

A makroszintű kontrolváltozók (MCV) csoportjába az egy főre jutó GDP és a GDP-deflátorral mért infláció került. A bankszintű kontrolváltozók (BCV) körébe a méretet reprezentáló eszközérték logaritmusát, az áttételi rátát kifejező tőke/eszköz mutatót, valamint a profitabilitást tükröző eszközarányos nettó kamatjövedelem mutatót választották. A külföldi tulajdonlás jellegét a következő mutatók írják le.

Az *első változócsoporthoz* (DFO) a külföldi tulajdon időtartamát méri négy dummy-változóval ($FORCON_n$), amelyek 1 értéket vesznek fel, ha a külföldi kontrol legalább n éve fennáll az adott banknál (a hatéves vizsgálati időszak miatt n 1 és 4 közötti értéket vehet fel) és 0 egyébként. Mellettük a külföldi tulajdon tényleges éveit számának logaritmusát is használták változóként (ez 4-nél nagyobb is lehetett). Külföldi tulajdonú banknak azt tekintették, ha az alaptőkében legalább 50 százalékos a külföldi tulajdonrész aránya. A *második csoport* (FMS) a külföldi menedzsment stílusát jellemzi: azt tükrözi, hogy a külföldi személyek milyen mértékben vesznek részt a menedzsmentben és az igazgatóságban. Az egyik dummy-változó akkor 1, ha a külföldi személyek többségben vannak az igazgatóságban, egyébként 0. A másik dummy-változó akkor 1, ha a vezérigazgató külföldi személyek, egyébként 0. A *harmadik változócsoporthoz* (FIT) a külföldi tulajdonszerzés típusát jellemzi: két dummy-változó segítségével megkülönbözteti a (privatizációs) vásárlást és a zöldmezős befektetést. A tulajdonszerzés módjának relevanciáját (a bankspecifikus dummy-változókkal való kollinearitás miatt) elkülönült egyenlettel becsülték.

A külföldi tulajdon költséghatékonyságra gyakorolt hatását vizsgáló regressziós egyenlet becslése szerint egyedül a vezető testületekben való részvétel bizonyult szignifikáns magyarázó változónak: a költségcsökkentés azokra a bankokra volt jellemző, ahol az igazgatóságban többségben voltak a belföldi személyek. A költséghatékonyság szempontjából a külföldi tulajdon azonban nem bizonyult szignifikánsnak. A létszámhatékonyságra viszont szignifikáns hatással volt a külföldi tulajdon, legalábbis a tulajdonszerzést követő első három évben, függetlenül attól,

hogy magyar vagy külföldi volt-e a vezérigazgató. A magyar többségű igazgatóság a létszámhatékonyság szempontjából is előnyt mutatott.

Az eszközarányos jövedelmezőség és a tulajdon közötti kapcsolatára rávilágító regresszió szerint (1.1. táblázat) a külföldi tulajdonlás szignifikánsan magasabb eszközarányos jövedelmezőséggel párosult, és a külföldi jelenlét időtartama is szignifikánsan növelte a jövedelmezőséget, függetlenül attól, hogy milyen összetételű volt a bank vezetősége. A kamatspread tekintetében a legalább négy éve megszerzett külföldi tulajdon bizonyult szignifikánsa magyarázóváltozónak: ezek a bankok kisebb spread mellett értek el magasabb jövedelmezőséget.

1.1. táblázat

Az eszközarányos jövedelmezőség regressziója (GLS, véletlen hatás)

	Koefficiens értéke					
log (GDP per fő) (x 1000)	.00002	.00001	.00002	.00001	.00001	.00001
GDP deflátor	** .002	** .002	*** .002	** .002	** .002	** .002
log (eszköz)	*** .007	*** .007	*** .009	*** .008	*** .007	*** .007
Tőke/eszköz	.02	.02	.03	** .04	.03	.03
Nettó kamatjövedelem/ eszköz	*** .27	*** .27	*** .25	** .21	** .23	*** .24
FORCON1	*** .01					
FORCON2		*** .01				
FORCON3			*** .02			
FORCON4				*** .02		
log (külföldi tulajdon éveinek száma)					** .006	*** .008
Külföldi vezérigazgató					-.002	
Hazai vezérigazgató					.002	
Külföldi többségű igazgatóság						-.01
konstans	** -.2	** -.2	** -.2	** -.2	** -.2	** -.2
Wald-teszt	***32.16	***32.55	***44.12	***41.99	***36.03	***38.29
Panelmegfigyelések száma	155	155	155	155	152	152
Csoportok száma	26	26	26	26	26	26

***, **, *: 1, 5, illetve 10 százalékos szinten szignifikáns

A külföldi tulajdon hatását vizsgáló modellbecslések fontosabb eredményei közül a jelen dolgozat tárgya szempontjából a következők emelhetők ki:

- A *költséghatékonyság* szempontjából a külföldi tulajdon nem bizonyult szignifikánsnak, a létszámhatékonyságra viszont szignifikáns hatással volt a külföldi tulajdon, legalábbis a tulajdonszerzést követő első három évben. A hatékonyságra vonatkozó eredmények azt tükrözi, hogy a külföldiek tulajdonszerzését követő első években azonnali racionalizálás ment végbe a munkaerő felhasználásában, de ennek hatását többnyire ellensúlyozták a magasabb bérek és egyéb költségek. A költséghatékonyság szempontjából a tulajdonszerzés módja is magyarázó erővel bír. A zöldmezős bankoknál a

működési költség és létszámfelhasználás szignifikánsan alacsonyabb volt, mint a privatizált bankoknál.

- A külföldi tulajdonlás szignifikánsan magasabb *eszközarányos jövedelmezőséggel* párosult, és a külföldi jelenlét időtartama is szignifikánsan növelte a jövedelmezőséget. A tulajdon és a jövedelmezőség közötti kapcsolatok legfontosabb eredménye az, hogy a külföldi tulajdonú (és különösen a zöldmezős beruházással létrejött) bankok magasabb jövedelmezősége a kilencvenes évek második felében nem a magasabb kamatrés miatt alakult ki, amint azt sokan feltételezték a korábbi magyar és a nemzetközi tapasztalatok alapján.² A zöldmezősen alapított bankoknál határozottan kisebb spread mellett jött létre szignifikánsan magasabb jövedelmezőség. A magyarázat valószínűleg az eltérő ügyfélkörben és üzletstruktúrában rejlik: egyrészt az e bankokra nagyobb arányban jellemző corporate üzletágban kisebb a kamatrés és alacsonyabbak a fajlagos működési költségek, miközben a fajlagos díj- és jutalékbevételek magasabbak lehetnek, másrészt az ügyfélkör alacsonyabb kockázata is javíthatta a banki jövedelmezőséget.

2. Hatékonysági eltérések a közép-kelet-európai bankrendszerekben

2.1. A posztoszocialista bankrendszerek hatékonysági eltérései

Az EBRD kutatói a posztoszocialista bankrendszerek költséghatékonyságát meghatározó tényezőket vizsgálták (*Fries–Taci*, 2004). A modellszámításokat 15 ország nagyméretű adatbázisán (289 bank 1994-2001 közötti időszakra vonatkozó mintegy 2300 adatból álló paneladat-rendszerén) végezték. Az elemzés célja az volt, hogy mind ország-, mind banki szinten *meghatározzák azokat a tényezőket, amelyek a legnagyobb relatív költséghatékonysággal párosulnak* ezekben az országokban. Az ország-szintű változók azokat a banki technológiákat vették számba, amelyek az ország makrogazdasági állapotához, illetve a strukturális és intézményi jellemzőihez kapcsolódtak. A bankszintű tényezőket a becsült határ-költséghatékonyságtól való távolság változásának vizsgálatára használták.

A költségek és az outputok (ügyfélhitelek és betétek) adatainak beszerzése nem okozott gondot, de az inputáraké már igen, mivel nem minden bank esetében állt rendelkezésre a létszám vagy fiókhálózat adatai (nevező), ezért a *nem-kamat*

² Ld. pl. Ábel–Székely (1993), Claessens és szerzőtársai (2000)

jövedelem összes eszközhöz viszonyított arányát használták proxy-változóként a nem-pénzügyi inputok átlagos költségeihez.

A költségfüggvény becsléséhez számos *országspecifikus változót* használtak, köztük makrogazdasági (egy főre jutó GDP, nominális kamatszint, betétpenetráció), és a bankrendszeri struktúrákat (eszközpiacon koncentráció, többségi külföldi tulajdonú bankok aránya a banki eszközökben, a bankrendszer intermediációs rátáját tükröző hitel/betét arány) jellemző változókat. A bankrendszer reformjának és intézményi fejlettségének jellemzésére az EBRD Transition Report-ok osztályzatait használták, ami egyfelől a tőke megfelelés és más prudenciális követelményeken, másfelől (ellenkező előjellel) a piac liberalizálásán és az új bankok belépésén keresztül hathat a költséghatékonyságra. *Bankspecifikus változóként* egyrészt a termékdifferenciálást (nem-hagyományos banki tevékenységet) reprezentáló nem-hitel eszközök/összes eszköz mutatót, másfelől a kockázatvállalási stratégiát tükröző nem-teljesülő hitelek/összes eszköz mutatót használták.

A vizsgált mintában szereplő bankok relatív költséghatékonyságának meghatározáshoz a két fő parametrikus megközelítés közül a szochasztikus határ megközelítést (SFA) alkalmazták, olyan speciális formában, amely figyelembe veszi, hogy a hatékonyság nem lehet negatív. A használt translog specifikációjú költségfüggvény megegyezik azzal, amit később, a III. rész 3. fejezetében bemutatunk. A becslési eredmények az átalakuló gazdaságok banki viselkedésének több fontos jellemzőjére rámutattak (1.2. táblázat).

A *költséghatékonyságot növelő országspecifikus változók* közül az alábbiakat támasztották alá a modellszámítások: az alacsonyabb nominális kamatok, a többségi külföldi tulajdonú bankok magasabb piaci részesedése és a nagyobb intermediációs ráta. Vagyis a nagyobb makrogazdasági stabilitás és külföldi bankok piacra lépése nyomán erősödő verseny, valamint az intézményi rendszer támogatása javítja a költséghatékonyságot. A *bankreformok hatása ugyanakkor nemlineáris*: a kezdeti stádiumában erősen nő a költséghatékonyság, míg a fejlettebb stádiumban mérséklődik. Ez tükrözi a bankok átmenete a defenzív restrukturálás (vagyis költségcsökkentés) szakaszából a mélyebb átstrukturálási fázisba, ahol banki szolgáltatások minősége és hozzáadott értéke (innováció) nő. A nagyobb tőkearányú és kisebb arányú nemteljesülő hitelekkel működő bankrendszerek – az alacsonyabb kockázat miatt – újból alacsonyabb költséggel működnek. A *tulajdonosi struktúra* szerint is eltérések vannak: a leghatékonysabbak a többségi külföldi tulajdonúak, őket az újonnan alapított magánbankok követik (akár külföldi, akár hazai tulajdonúak), majd a többségi hazai tulajdonú privatizált bankok következnek és a sort az állami tulajdonú bankok zárják.

1.2. táblázat

**A sztochasztikus határ-költségfüggvény és a banki költséghatékonyság
panelbecslése az átalakuló posztoszocialista országokban (1994-2001)
Függő változó Ln (összes költség)**

Független változók	Ország-specifikus változókkal	Ország-specifikus változók nélkül
<i>Outputok és input-árak</i>		
Ln (hitelek)	0,65***	0,58***
Ln (hitelek) ²	0,28***	0,28***
Ln (betétek)	0,15***	0,18***
Ln (betétek) ²	0,46***	0,42***
Ln (hitel x betét)	-0,17***	-0,16***
Ln (hitel x munkaköltség)	-0,04**	-0,03
Ln (betét x munkaköltség)	0,05**	0,04*
Ln (működési költség/eszközök)	0,18***	0,14*
Ln (működési költség/eszközök) ²	0,38***	0,44***
<i>Ország-specifikus változók</i>		
GDP/fő (ezer USD)	-0,1	-
Nominális kamatláb (%)	0,003***	-
Betét penetráció (betét/km ²)	-0,17	-
Koncentráció a banki eszközökben (C5)	-0,002	-
Külföldi bankok aránya az eszközökben (%)	-0,003***	-
Intermediáció (hitel/betét arány)	-0,26***	-
Tőke/eszköz arány	0,05**	-
Bankreform indexe	-0,59***	-
<i>Banki aktivitás és kockázat kontrollváltozói</i>		
Nem-hitel/eszköz arány	0,002**	0,002*
Nemteljesülő hitel-arány	0,01***	0,01***
<i>Banki hatékonysággal korreláló változók</i>		
Privatizált bank, külföldi tulajdon	-3,01***	-4,12***
Privatizált bank, hazai tulajdon	-1,56***	-1,58**
Zöldmezős bank, külföldi tulajdon	-1,59***	-2,20***
Zöldmezős bank, hazai tulajdon	-1,81***	-2,19***
Bank betétpiaci súlya	-0,17*	-0,23
Megfigyelések száma (panel)	1 615	1 621

*** 1%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, * 10%-os szinten szignifikáns

Forrás: Fries–Taci (2004)

2.2. A KKE-bankszektorok költség- és profithatékonysági eltérései

Az Osztrák Nemzeti Bank régóta figyelemmel kíséri a CEE-országok bankrendszerét, és a pénzügyi stabilitási jelentéseiben rendre számot ad a tapasztalatairól. Egy 2004-es modellbecslés a költség- és profithatékonysági eltéréseket elemzi 9 ország 270 bankját az 1995-2002 közötti időszakban, így 1070 elemű paneladat-bázison (Rossi–Schwaiger–Winkler, 2004).

A szerzők a költség- ill. profitfüggvények (TC=összes költség, ill. TP=működési profit – céltartalék) becslése során az exogén változók körébe outputként a hitel, betét,

egyéb kamatozó eszköz, inputként a létszám, a tőke és a betétek abszolút mutatóit vonták be (a létszám proxyjaként – elérhető adatok hiányában – az összes eszközt használták), az input-árak a szokásosak voltak (tőke, munka, betét). A költségfüggvényben a fontosabb paraméterek erősen szignifikánsnak bizonyultak, az outputok együtthatói a várt pozitív értékeket vették fel. Az összköltség főként a munka árára mutatott erős rugalmasságot, ami azt tükrözi, hogy a bankok könnyebben tudják kontrollálni a tőke- és a betétköltségeket, mint a munkaerőjét (1.3. táblázat).

1.3. táblázat

KKE-beli bankok költség- és profitfüggvényének panelbecslése (1995-2002)

Független változók: outputok és input-árak	Függő változó: összes költség	Függő változó: működési profit – céltartalék hitelezési veszteségre
Ln (hitelek)	0,19***	0,12**
Ln (betétek)	0,36***	0,07
Ln (egyéb kamatozó eszközök)	0,21***	0,14***
Ln (munka ára)	0,68***	0,55***
Ln (betét ára)	0,15***	0,2***
<i>Megfigyelések száma</i>	<i>1 070</i>	<i>1 105</i>
<i>Bankok száma</i>	<i>245</i>	<i>241</i>

*** 1%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, * 10%-os szinten szignifikáns

Forrás: Rossi–Schwaiger–Winkler (2004)

A profitfüggvényben is megfelelőek az együtthatók előjelei, és a betétek együtthatóját kivéve szignifikánsak is. Ez azzal magyarázható, hogy a betétek hatása a profitra kétarcú: egyrészt több költséggel jár együtt, másrészt azonban ezt a hatást (részben) ellentételezheti, hogy általában a több betét több tőkét is jelent, amit hitelekkel lehet traszformálni, ráadásul az ügyfélbetét általában olcsóbb forrás, mint a bankközi piacról származó.

A modellből a KKE-bankrendszerének a határhatékonysághoz viszonyított átlagos hatékonysági szintjei is becsülhetőek voltak (1.4. táblázat). E szerint a költséghatékonyság minden országban javult az idő folyamán, de (Szlovéniától eltekintve) minden ország bankrendszere messze a határhatékonyság alatt teljesített. A profithatékonyság kiaknázása még a versenyelőnnyel bíró bankok esetében sem volt olyan eredményes, mint a költségmegtakarítás. Ezt tükrözi az időszakot jellemző profithatékonyság alacsony szintje. A szerzők ezt részben az alacsony intermediációs szinttel (pénzügyi mélység) magyarázzák, részben (ebből is fakadóan) azzal, hogy a növekvő keresletet a bankok expanzív fejlesztésekkel, hatalmas erőforrások bevonásával próbálták kielégíteni, ami a profithatékonyság rovására ment. A szerzők szerint a gyorsan növekvő piacon a bankok nem voltak

arra ösztönözve, hogy profitjukat a diszkrecionális árazási erejük teljes hasznosításával maximálják. Bár az időszak vége felé már csökkent a kamatmarzs, még mindig elég magasnak bizonyult ahhoz, hogy elegendő profitot termeljen, így a bankok inkább a (magas) költségeiket próbálták kontrollálni.

1.4. táblázat

KKE-bankrendszerek becsült költség- és profithatékonysági szintjei a határhatékonysághoz képest (1995-2002)

Ország	Költséghatékonyság			Profithatékonyság		
	1995	2002	1995-2002 átlag	1995	2002	1995-2002 átlag
Cseho.	0,47	0,64	0,58	0,55	0,61	0,57
Észto.	0,78	0,80	0,79	0,41	0,40	0,41
Magyaro.	0,71	0,79	0,75	0,31	0,35	0,33
Litvánia	0,75	0,79	0,78	0,33	0,41	0,38
Letto.	0,64	0,77	0,71	0,40	0,49	0,45
Lengyelo.	0,78	0,82	0,79	0,34	0,41	0,38
Románia	0,55	0,76	0,75	0,24	0,33	0,29
Szlovákia	0,63	0,66	0,67	0,47	0,47	0,41
Szlovénia	0,87	0,92	0,89	0,34	0,38	0,37

*** 1%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, * 10%-os szinten szignifikáns

Forrás: Rossi–Schwaiger–Winkler (2004)

A hatékonysági szintek országonként erősen eltérőek voltak a vizsgált időszakban. Szlovéniában az állami tulajdon magas hányada ellenére is kiemelkedő volt a költséghatékonyság, amit a szerzők a nagy fióksűrűséggel magyaráznak, ami miatt kisebb a jövőbeli expanzió költségigénye. A lengyel bankrendszer magas, illetve a cseh és szlovák bankrendszerek alacsony költséghatékonyságát a céltartalékképzéssel magyarázták a szerzők. Az észti és litván bankrendszerek jó költséghatékonysága mögött a piacok erősen koncentráltasága és a külföldi tulajdon magas aránya feltételezhető.

A költséghatékonyság azonban a banküzlet közgazdaságtanának csak az egyik oldalát mutatja. Előfordulhat, hogy a relatív költséghatékonytalanság jobb színvonalú szolgáltatással párosul, és ezen keresztül magasabb profitot generál. Ha például egyes termékek mögött eltérő hozzáadott értékű szolgáltatás áll, és így jobban vagy kevésbé költségintenzív annak előállítása, a magasabb hozam ellentételezheti a magasabb költséget. Ezt alátámasztják a *költséghatékonysági és a profithatékonysági szintek eltérései*. Miközben a cseh és szlovák bankrendszerek a legrosszabb költséghatékonysági pontot kapták, a cseh bankok a profitmaximálás szempontjából a leghatékonyabbak voltak. Ezzel ellentétes Szlovénia pozíciója, ahol

a magas költséghatékonyság alacsony profithatékonysággal párosult – vélhetően az állami tulajdon nagy aránya miatt.

Végül érdekes eredmény született a bankok típusok szerinti csoportosításában (1.5. táblázat). Kiderült, hogy míg tevékenységi-működési típusok szerint jelentősek az eltérések a bankok között mind a költség-, mind a profithatékonyság szempontjából, a méret szerinti csoportok között minimális a különbség, ami azt sugallja, hogy a méret nem játszott jelentős szerepet a hatékonyságok alakulásában.

1.5. táblázat

Becsült költség- és profithatékonysági szintek banki jellemzők szerint (1995-2002 átlag)

Minta	Költséghatékonyság	Profithatékonyság
<i>Tevékenység:</i>		
Bankholdingok	0,83	0,35
Kereskedelmi bankok	0,75	0,41
Szövetkezeti bankok	0,73	0,47
Befektetési bankok	0,82	0,45
Hitelbankok	0,87	0,42
Ingatlan-jelzálogbankok	0,78	0,71
Takarékbankok	0,79	0,33
Kormányzati hitelintézetek	0,36	0,32
<i>Méret:</i>		
Kisméretű bankok	0,74	0,41
Közepes méretű bankok	0,72	0,42
Nagyméretű bankok	0,78	0,38

Forrás: Rossi–Schwaiger–Winkler (2004)

3. A fúziók hatásait vizsgáló modellbecslések tapasztalatai

A bankfúziók és felvásárlások hatékonysági hatásait empirikusan elemző tanulmányok hasznos támpontul szolgálhatnak a költség- és profithatékonyság modellezésére alkalmas mutatók megválasztásához és a modell felállításához. A versenypolitika szempontjából ezen túlmenően is fontos és aktuális kérdés annak felderítése, hogy a bankszektori konszolidációk (fúziók és felvásárlások) mikor járnak hatékonysági nyereséggel, illetve a piaci hatalom erősödésével.

3.1. Költség- és profithatékonysági hatások

A költség- és profithatékonysági hatások feltárása szempontjából különösen tanulságos Huizinga et al. (2001) tanulmánya, amely a kilencvenes évek második felében végbement 52 banki M&A tapasztalatait modellezte; azét az időszakét, amikor az euró bevezetése előtt felerősödtek a fúziós készletések. A méretgazdaságosságot mint a fúziók fontos motivációját elemezve becslést adott az európai bankszektor és az M&A-n átment bankok működési és profithatékonyságára. Az X-hatékonyság becslésével arra keresett választ, hogy a M&A-k milyen mértékben szolgálták a közösségi érdeket, ami elvileg akkor következhet be, ha a fúzió javítja a költség- vagy profithatékonyságot. A költség- és profithatékonyság becslése lehetőséget ad a hatékonyságból (társadalmi nyereség) és a piaci erőből fakadó hatások (társadalmi veszteség) elkülönítésére. A hatékonysági analízis egy várható fúzió (ex ante) előrejelzésére is használható: információt ad arról, hogy vajon szignifikáns hatékonysági nyereséggel jár-e a fúzió. A modell arra is választ ad, hogy a fuzionáló bankok hasznot húznak-e megnövekvő piaci erejükből a betétpiacon.

A kihasználatlan méretgazdaságosság és az X-hatékonytalanság megítéléséhez a következő típusú *költségfüggvényből* becsülhető a bankok költségstruktúrája és származtathatók a hatékonyság mérőszámai:

$$\ln C \equiv g(w, y, z, v) + \ln u_C + \ln \varepsilon_C$$

ahol C a teljes (kamat és működési) költség. Az input faktorok a betét és munkaerő költségek (w_1 és w_2). Az outputok a hitelek (y_1) illetve az értékpapírok és egyéb jövedelmet hozó eszközök (y_2). A mérlegen kívüli tételek (z_1) és a tőke (z_2), rögzített mennyiségek a költségfüggvényben. A környezeti változók, mint a v_1 (a tőke az összes eszköz arányában) és a v_2 (nem-kamat jellegű költségek az összes költség arányában) azért kerültek a függvény magyarázó változói közé, hogy jelezzék a kockázatban és az output minőségében valószínűsíthető különbségeket. A mérlegen kívüli tételek nem-kamat jövedelmeket generálnak, ezért a díj- és kereskedési kiadásokat célszerű a változó költségek között szerepeltetni, míg a nettó kamat- és kereskedési jövedelmet a profitban.

A profithatékonyság elemzése céljából analóg módon felállítható a *profitfüggvény*. A standard profitfüggvény helyett azonban a szerzők egy alternatív függvényt használtak, amely ugyanazokat a változókat tartalmazza, mint a költségfüggvény, és

ezért azt tükrözi, hogy az output árak szabadon változtathatók a profit befolyásolása érdekében. A függő változó a tőkeegységre jutó profitráta korrigálva a bankok közötti minimális profitráta abszolút értékével (hozzáadva 1-et, hogy biztosan pozitív érték szerepeljen a logaritmusfüggvényben). (A legalacsonyabb tőkearányos profitrátájú bank esetében a profitfüggvény értéke 0, mivel $\ln(1)=0$.)

A *méretgazdaságosság* mérésére a kutatók kétféle mutatót használtak: a sávos skálarugalmasság (ray scale elasticity, RSCE) és a növekedési pálya skálarugalmasság (expansion path scale elasticity, EPSCE) mutatóját. RSCE az a relatív költségnövekedés, amit az arányaiban megemelkedő outputok okoznak. Az EPSCE pedig azt méri, hogy adott cégek természetes növekedése költségelőnyt vagy hátrányt idéz-e elő abban az esetben, amikor a két cég közvetlen szomszédok a méretrangsorban, de nem feltétlenül azonos az outputstruktúrájuk. Így módon az RSCE az outputszint marginális változására gyakorolt hatást ragadja meg, az EPSCE pedig adott méretosztály „átlagos” bankjára vonatkozóan adja meg az outputszint változására gyakorolt hatást.

Egy b bank *költséghatékony*ságát úgy lehet definiálni, mint annak a becsült költsége, ami a b bank outputvektorának előállításához szükséges akkor, ha a bank olyan hatékony, mint a mintában szereplő legjobb gyakorlatú (best practice) bank:

$$CostEFF^b = C'^{\min} / C'^b = u_c'^{\min} / u_c'^b$$

Ahol $u_c'^{\min}$ a bankok mintájában az u_c' minimális értéke. A költséghatékony 0-1 közötti értéket vehet fel, a legjobb gyakorlatú bank esetében 1. A legjobb gyakorlat szerepeltetése azért jobb, mint valamilyen költségminimum előírása, mert az alkalmazott technológia általában ismeretlen.

Analóg módon a *profithatékony*ság az előrejelzett aktuális profit és a legjobb gyakorlatú bank előrejelzett maximális profitjának hányadosa:

$$\pi EFF^b = a \pi'^b / a \pi'^{\max}$$

A legjobb gyakorlatú bank esetében a profitarány 1. Szemben a költségfüggvénnyel, itt nincs alsó határ, vagyis egy bank végtelen nagyságú veszteséget termelhet.

A modellbecslések eredményei szerint az *európai bankok átlagában 91 százalék körüli volt az átlagos költséghatékony*ság, ami összhangban áll más kutatások

eredményével, bár a hatékonyság foka alacsonyabb, mint amelyet a nyolcvanas években figyeltek meg. Ez azt jelzi, hogy a technológiai fejlődés és a verseny erősödése a hatékonyabb működés irányába tolhatta el a bankokat.

Az egyes *banktípusok között* szignifikáns különbségeket találtak. A szövetkezeti bankok nagyobb költséghatékonyságot mutattak, mint a kereskedelmi bankok (96% a 82%-kal szemben). Hasonlóképp a jelzálogbankok is átlagban hatékonyabbnak bizonyultak, mint a kereskedelmi bankok. Az országok közötti különbségek is megmutatkoztak: a görög és a portugál bankok mutatkoztak a legkevésbé hatékonyaknak. Az átlagos profithatékonyság csupán 64 százalékos volt, ami lényegesen alacsonyabb, mint az átlagos költséghatékonysági szint. A legnagyobb profithatékonyságot a jelzálogbankok mutatták.

A *fúziók hatásait vizsgáló elemzések* a fúzió előtti és utáni állapotokat hasonlítják össze. A hatásvizsgálat célravezető módja az, ha megnézzük, hogy milyen ex ante feltételek képesek magyarázni az M&A-t követően megfigyelt hatékonyságjavulást. A függő változó a relatív költséghatékonysági rang változása, $d(C^0/C)$, amivel két hipotézis tesztelésére van mód. Az egyik a *relatív költséghatékonyság hipotézis*, amely azt feltételezi, hogy a fúzió valószínűleg akkor jár költségelőnnyel, ha egy viszonylag hatékony bank vásárol fel egy gyengébb teljesítményű versenytársat. Ilyenkor az egyesült bank teljesítménye javulhat azáltal, hogy a sikeres vezetési politikát és működési eljárásokat átviszik a felvásárolt bankba. Ezt a hatást a $W2(EFF1-EFF2)$ változóval lehet mérni, ami a felvásárló bank költséghatékonysága ($EEF1$) és a felvásárolt bank költséghatékonysága ($EEF2$) közötti különbség, súlyozva az eszközértékek arányával ($W2=TA2/(TA1+TA2)$). Minél nagyobb a hatékonysági eltérés, annál több tere van a hatékonyságjavulásnak. A $W2$ súlyra azért van szükség, mert a hipotézis szerint a javulás kapcsolatban áll a felvásárolt bank relatív méretével. A feltevés szerint a változó koefficiense pozitív és úgy értelmezhető, mint az az ex ante megfigyelt potenciális javulás, amit ex post realizáltak.

Ennek alternatívája az *alacsony költséghatékonyság hipotézis*, amely szerint az a valószínű, hogy akkor javul a fúziót követően a költséghatékonyság, ha előzőleg mindkét bank gyenge teljesítményt nyújt. A feltevés szerint maga a fúzió ébreszti fel a menedzsmentet és készíti arra, hogy mindkét bankot restrukturálja. Ez a hatás a két bank súlyozott hatékonysági rangjaival, a $W1(EFF1)$ és a $W2(EFF2)$ változókkal mérhető. A hipotézis szerint a becsült együtthatóknak negatívnak kell lenniük.

A modellbecslés eredményeit a 1.6. táblázat foglalja össze. Az első oszlop a *relatív hatékonyság hipotézisét* teszteli. A teljes mintában a fúzió előtti különbségek pozitív

hatást gyakoroltak a konszolidált bank relatív pozíciójára (rangjára), méghozzá a hatékonysági különbség 43 százaléka került átvitelre a felvásárolt bankba. Azonban mivel a felvásárló bank kisebb hatékonyságot mutatott, mint a felvásárolt, a fúziót követő javulás mégsem tudható be ennek a hatásnak. Az *alacsony hatékonyság hipotézisét* a 2. oszlop teszteli. Az együttható előjele megfelelő, és szignifikáns a minta egészére. Az alminták esetében azonban csak a felvásárolt bank együtthatója maradt szignifikáns. Az utolsó oszlop a két hipotézis együttes tesztjét mutatja. Az eredmények azt tükrözik, hogy az alacsony hatékonyság hipotézise különösen a nagyméretű bankok fúziója esetén érvényes.

1.6. táblázat

A költséghatékonyság fúzióhoz kapcsolódó változásának ex ante forrásai

	<i>Relatív hatékonyság hipotézis</i>	<i>Alacsony hatékonyság hipotézis</i>	<i>Mindkét hipotézis</i>
Összes bankfúzió			
W2(EFF1-EFF2)	0,43* (1,68)	-	0,55 (1,41)
W1(EFF1)	-	-0,44** (-2,29)	-0,63*** (-2,70)
W2(EFF2)	-	-1,01*** (-3,00)	-0,51 (-1,04)
Adj. R ²	0,03	0,17	0,19
Megfigyelések száma	58	58	58
Nagybankok fúziója			
W2(EFF1-EFF2)	0,67** (2,19)	-	0,35 (0,74)
W1(EFF1)	-	-0,52 (-0,38)	-0,64** (-2,10)
W2(EFF2)	-	-1,52*** (-3,24)	-1,17* (-1,76)
Adj. R ²	0,19	0,25	0,24
Megfigyelések száma	33	33	33
Kisbankok fúziója			
W2(EFF1-EFF2)	0,52** (2,18)	-	0,59 (1,62)
W1(EFF1)	-	-0,30 (-1,60)	-0,50** (-2,25)
W2(EFF2)	-	-0,96*** (-2,97)	-0,41 (-0,88)
Adj. R ²	0,18	0,25	0,27
Megfigyelések száma	25	25	25

Zárójelben a t-együtthatók. * 10%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, *** 1%-os szinten szignifikáns

Forrás: Huizinga et al. (2001)

A *profithatékonyságot* az előrejelzett profit optimálisprofithoz viszonyított arányával mérhetjük. A tapasztalatok szerint az M&A-kba bevont bankok profithatékonysága viszonylag alacsony a nem-fuzionáló bankok referenciacsoportjához képest. Ezért a megfigyelésért a nagyméretű fuzionáló bankok a felelősek, amelyek fúzió előtti profithatékonysága (az eszközértékkel súlyozva) csupán 0,39 a referenciacsoport 0,63-as átlagával szemben. A különbség elhanyagolható a felvásárló és a felvásárolt bankok profithatékonysága között.

A profithatékonyságra vonatkozó becslések ugyanazokat a magyarázó változókat tartalmazták, mint a költséghatékonyságra vonatkozóak, csak itt az EFF1 ill. EFF2 a profithatékonyságot mutatja a felvásárló ill. a felvásárolt bank esetében. A költséghatékonysághoz analóg módon itt is vizsgálható a relatív hatékonyság ill. az alacsony hatékonyság hipotézise (1.7. táblázat). A regresszióanalízis szerint a relatív hatékonysági hipotézist egyik minta esetében sem támasztja alá szignifikáns együtttható. Az alacsony hatékonyság hipotézisét, amely nagyobb hatékonysági nyereséget jelez előre, amikor nem hatékony bankok egyesülnek, a nagybanki mintában szignifikáns és megfelelő (negatív) előjelű együttthatók igazolták. A kisbanki és a teljes mintában csak a felvásárló bank esetében szignifikáns az együtttható. A két hipotézis együttesen csak részlegesen magyarázza a nagybanki és a teljes mintában a hatékonysági hatást, de itt is azzal a megköttéssel, hogy az alacsony hatékonyság hipotézise csak a felvásárló bankokra bír magyarázó erővel.

1.7. táblázat

A profithatékonyság fúzióhoz kapcsolódó változásának ex ante forrásai

	<i>Relatív hatékonyság hipotézis</i>	<i>Alacsony hatékonyság hipotézis</i>	<i>Mindkét hipotézis</i>
Összes bankfúzió			
W2(EFF1-EFF2)	0,17 (0,71)	-	0,79** (2,17)
W1(EFF1)	-	-0,43*** (-2,69)	-0,73*** (-3,49)
W2(EFF2)	-	-0,39 (-1,15)	0,38 (0,79)
Adj. R ²	-0,01	0,12	0,19
Megfigyelések száma	58	58	58
Nagybankok fúziója			
W2(EFF1-EFF2)	0,41 (1,36)	-	0,82** (2,17)
W1(EFF1)	-	-0,52** (-2,68)	-0,82*** (-3,58)
W2(EFF2)	-	-1,25** (-2,74)	-0,44 (-0,76)
Adj. R ²	0,03	0,28	0,36
Megfigyelések száma	33	33	33
Kisbankok fúziója			
W2(EFF1-EFF2)	-0,65 (-1,50)	-	-0,20 (-0,16)
W1(EFF1)	-	-0,53* (-2,07)	-0,46 (-0,83)
W2(EFF2)	-	0,40 (0,73)	0,19 (0,13)
Adj. R ²	0,05	0,09	0,05
Megfigyelések száma	25	25	25

Zárójelben a t-együttthatók. * 10%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, *** 1%-os szinten szignifikáns

Forrás: Huizingar et al. (2001)

Noha Huizingar et al. (2001) számításai a bankfúziók hatékonysági hatásainak vizsgálatára koncentráltak, érintőlegesen *a betétek árazására, és ezen keresztül a banki profitokra gyakorolt hatásokat is modellezték*, elsősorban a versenypolitika számára levonható következtetések miatt. Arra voltak kíváncsiak, hogy van-e olyan

ex ante feltétel, ami megbízható előrejelzést adhat az árazásban vagy a profitnövekedésben megnyilvánuló a piaci hatalom gyakorlására.

Elsőként a betéti kamatprémiumot vizsgálták a fúzió előtti és utáni helyzetben. Mivel a kamatláb és a kockázati feltételek időben változnak, a fuzionáló bankok kamatkiadásának a referenciacsoport átlagától való eltérését ($p-m_p$) látszott célszerűnek kiszámítani. A 1.8. táblázat mutatja, hogy a minta egészét tekintve 45 bázisponttal alacsonyabb volt az átlagnál a fúziót megelőzően a betéti kamat a felvásárló bankok esetében, a felvásárolt bankoknál ez az eltérés 22 bázispont volt. A fúziót követően pedig a referenciacsoport átlagát 12 bázisponttal meghaladó volt a kamat. Ez azt jelzi, hogy a *fuzionált bankok nem voltak képesek vagy nem akartak nagyobb piaci hatalmat gyakorolni*. Az utóbbi magyarázat ("nem akartak") szerint a fúziót követően emelkedő betéti kamatok egy agresszív ügyfélszerző magatartásra utalnak, ami a fúziós politikát kiegészíti.

1.8. táblázat

A banki M&A-khoz kapcsolódó változás a betéti kamatokban

Költséghatékonysági rangsor (az összes eszköz szerint súlyozva)	M&A-k	Referenciacsoport	Eltérés
Összes M&A (58)			
Fúzió előtti betéti kamat a felvásárló banknál	5,25	5,70	-0,45
Fúzió előtti betéti kamat a felvásárolt banknál	5,53	5,75	-0,22
Fúzió utáni betéti kamat	5,25	5,13	+0,12
Változás (súlyozott)	-0,08	-0,59	+0,50
Nagy M&A-k (33)			
Fúzió előtti betéti kamat a felvásárló banknál	5,28	5,71	-0,43
Fúzió előtti betéti kamat a felvásárolt banknál	5,55	5,76	-0,21
Fúzió utáni betéti kamat	5,28	5,14	+0,14
Változás (súlyozott)	-0,08	-0,59	+0,50
Kisméretű M&A-k (25)			
Fúzió előtti betéti kamat a felvásárló banknál	3,81	5,04	-1,23
Fúzió előtti betéti kamat a felvásárolt banknál	4,06	4,93	-0,87
Fúzió utáni betéti kamat	3,44	4,29	-0,85
Változás (súlyozott)	-0,44	-0,72	+0,28

Forrás: Huizinga et al. (2001)

A táblázatból az is látható, hogy ez a magatartás a nagybankokat jellemzi, míg a kisméretű bankok fúzióját követően általában éppúgy alacsonyabb a betéti kamat a referenciacsoport átlagánál, mint a fúziót megelőzően. A betéti kamatokra vonatkozó eredmények mindenesetre *nem támasztják alá a bankfúziókra vonatkozó piaci hatalom hipotézist*. (A hitelkamatokban elérhető prémium kérdése ebben a vizsgálatban nyitva maradt.)

Fontos kérdés, hogy előre jelezhető-e az árazási magatartás változása. A kérdésre hasonló módon lehet választ adni, mint a hatékonysági hatások elemzésekor, csak most a függő változó az árváltozásoknak köszönhető profit változása, a potenciális profitra vetítve: $dp.q/P^0$. Az árváltozásokkal összefüggő profitváltozás előrejelzéséhez használt ex ante változók azonosak azokkal, amiket a hatékonysági hatások előrejelzéséhez használtunk. Két áralapú hipotézis tesztelhető: a relatív ár hipotézis és az alacsony ár hipotézis. A *relatív ár hipotézis* szerint a felvásárolt bank árai a felvásárló bank árszintjéhez fognak igazodni. A $V2(P1-P2)_{Dep}$ változó a betéti árak súlyozott különbsége, ahol a súlyok a felvásárolt bank betéteinek relatív fontosságát jelző számok: $V2_{dep} = (Dep2/(TA1+TA2))$. Mivel a kamatfizetés a bank számára költség, a változóhoz a regressziós modellben negatív előjel kapcsolódik, és így pozitív előjelű együttható várható el.

Az *alacsony ár hipotézis* szerint a felvásárló vagy a felvásárolt bank képes lehet arra, hogy a fúziót követően csökkentse a betéti kamatait, vélhetően a nagyobb piaci koncentráció miatt. Minthogy a bankfúziók arra készíthetik a vezetést, hogy piaci hatalmát gyakorolja, a hatás mérésére a $V1(P1)_{Dep}$ és a $V2(P2)_{Dep}$ súlyozott árakat használhatjuk.

A regresszió eredményei sem a relatív ár hipotézist, sem az alacsony ár hipotézist nem támasztották alá, sőt, az is megállapítható volt, hogy a tények ellentmondanak annak, hogy az M&A-k a piaci hatalom növekedésével járnak együtt.

3.2. Az M&A-k hatása a költséghatékonyságra és a banki árazásra

A brit kiskereskedelmi bankpiacon 1988-2004 között végbement 61 M&A alapján a hatékonysági és az árhatások kombinált vizsgálatára irányuló modellezése során a költséghatékonyság becslésére a kutatók sztochasztikus határmodellt használtak (Ashton–Pham, 2007). Egyrészt arra voltak kíváncsiak, hogy a végbement fúziók szignifikáns mértékben javították-e az érintett bankok költséghatékonyságát, másrészt arra, hogy a különböző termékek esetében milyen hatással volt a fúzió a retail banki kamatszintekre.

Abból indultak ki, hogy az árazás, a hatékonyság és a verseny viszonyát vizsgáló kutatások általában azt jelzik, hogy a fuzionáló cégek kezdeti hatékonysági szintjei jelentős hatással vannak a fuzionált cég által előidézett verseny szintjére. Ennek eredményeként a fúziót követően a hatékonyság átgyűrűzésének mértékére is hatással lehet a fuzionáló cégek kezdeti hatékonysága. Sokan hangsúlyozzák azonban, hogy a kereslet árrugalmassága vagy a piaci részesedés a verseny

különböző formáiban korlátozza a hatékonysági nyereség továbbadását a fogyasztóknak. Ez a pozíció azt jelzi, hogy piaci struktúra gyakran negligálja a hatékonysági nyereség továbbításának hatását.

Mindezek alapján *három hipotézist* állítottak föl tesztelésre:

- A banki fúziók általában kedvezőtlen feltételeket eredményeznek a fogyasztók számára, ha a fúciónak nincs hatékonysági nyeresége.
- A fogyasztók számára relatív árjavulás következik be, ha jelentős hatékonysági nyereség követi a fúziót.
- A hatékonysági és kamathatások tartóssága a fúziót követően lényegesen eltérhet a különböző banki termékek esetében.

A *bankspecifikus éves költséghatékonyság* becsléséhez a brit kutatók sztochasztikus határmoddelt használtak, ahol a termelési technológiát flexibilis Fourier (FF) függvény reprezentálta. A becslés paneladat-rendszeren történt, amely a mintában szereplő, 1988-2004 között fuzionált ill. nem fuzionált bankokat tartalmazta.

A hatékonysági modellben az összes költség tartalmazta a bank működési és pénzügyi költségeit. Az outputok a saját értékükön voltak számba véve. A munkaköltséget az egy teljes munkaidős foglalkoztatottra jutó bérkifizetés reprezentálta. A tőkeköltséget az összes fix költségre vetített tőkekiadások jelenítik meg (beleértve az értékcsökkenést). A betétek költsége a kifizetett kamatok betétvolumenre vetített értéke reprezentálta a modellben. A logaritmikus formában felírt költségfüggvényben szereplő hibaváltozó a feltevés szerint függetlenül és azonosan oszlik szét, a véletlen sokkok (zajok) hatását reprezentálja és független a hatékonysági változótól, amely a technikai hatékonyságokat reprezentálja. Az *i*-ik bank költséghatárhoz viszonyított egyéni költségfüggvényeit a *t*-ik időszakra az adott bank adott outputjához szükséges minimális költség és a az aktuális költség közötti aránnyal becsülték.

A *fúzió kamatlábak változására gyakorolt hatását* idősoros, szektorok közötti regressziós modellel becsülték, ahol a függő változót minden bankra és termékre a folyamatos kamatos kamatozású kamat havi változásának rátája jelentette. Az egyenletben konstans értéként szerepelt a befektetett vagy kölcsönzött mennyiséget bankspecifikusan jelző érték. A 194 havi változó a havi periódusokat jelezte, értéke 1 vagy 0 volt, attól függően, hogy az adott hónapról volt-e szó. Ezek a változók az idő (például a jegybanki kamatváltozás) hatásait tükrözték a

bankspecifikus kamatlábak változásaiban. Azt, hogy egy felvásárló vagy célbank a mintaidőszakon belül egyesült-e, szintén dummy változók jelezték. A modellt OLS becsléssel becsülték.

A költséghatékonyság és banki jellemzők tekintetében a következő *eredmények* születtek. Kiderült, hogy a legtöbb fúzióra a mintaperiódus első felében sor került. A fizetett kamatok átlagos szintje a három reprezentatív banki szolgáltatás esetében a mintaidőszakon keresztül erősen belül csökkent, ami problematikusá tette a különböző időperiódusok kamatlábainak jelentőségteljes összehasonlítását. Összességében az átlagos banki hatékonyság szintje 1,17, ami azt jelzi, hogy az átlagos hatékonyságú bank a legjobb gyakorlatnak tekinthető hatékonyságú bankhoz képest 17 százalékkal hatékonyabb. A relatív szórás a legtöbb évben konstans maradt. Általában a fuzionált bankok nagyobb költséghatékonyságot mutattak a mintaidőszak egészében és a felvásárló bankok nagyobb költséghatékonyságot mutattak, mint a célbankok.

A fuzionált és a nem fuzionált bankok között a bankspecifikus változók és a hatékonyság eltéréseit öt évvel a fúzió előtt illetve után lehetett észlelni a célbank ill. a felvásárló bank esetében. A felvásárló bankok statisztikailag szignifikánsan nagyobb átlagos hatékonyságot mutattak, ami a fúziót követő években javult. A célbankok esetében a hatékonyságjavulás a fúziót megelőzően figyelhető meg, bár a célbankok átlagos hatékonysága alacsonyabb, mint a felvásárlóké.

A fúzióknak a banki termékek árazási hatására felállított regressziós modellek a betétekre és a jelzáloghitelekre meggyőzőbb eredményt adtak, mint a nem biztosított hitelekre. Mindhárom termék esetében az eredmény azt jelzi, hogy a fúzió hatása az árazásra nem különbözik szignifikánsan nullától. Ez egyaránt vonatkozik a fúziót megelőző időkre, a fúziót közvetlenül követő 0-2 éves időszakra és a fúziót követő 6 éven túli időszakra.

A fúzió hatása ugyanakkor szignifikánsnak bizonyult a lekötött betétszámlák esetében, méghozzá a magasabb összegek esetében voltak kisebbek az ügyfelek által kapott kamatok a nem fuzionált bankokéhoz képest, mind közvetlenül a fúzió után, mind a későbbiekben. Ez azt tükrözi, hogy a lekötött betétek piacán a verseny kevésbé erős. A fúziót megelőző időszakban ugyanakkor a célbankok a kisebb összegű lekötött betéteket viszonylag agresszívebben árazták és szignifikánsan magasabb kamatokat fizettek a fúzió előtti két évben. Mindez azt sugallja, hogy a fúziós folyamat általában stratégiai változással jár együtt a lekötött betétek versenyében.

Összességében megállapítható, hogy a bankfúziókat követő hatékonysági és árhatások általában kombinálódnak. A hatékonysági nyereség továbbgyűrűzése az árakban korlátozott és termékfajtánként eltérő.

4. Következtetések

A szakirodalom célirányos feldolgozása önmagában is számos értékes megállapításra adott lehetőséget a bankpiaci versenyt alakító tényezők mibenlétére és a verseny megítélésének módjára vonatkozóan. A feltörekvő-felzárkózó országok bankrendszerében végbement jelentős változások, elsősorban – a piacra lépések illetve a privatizáció révén – a külföldi tulajdon túlsúlyának kialakulása általában szignifikáns hatást gyakorolt a banki jövedelmezőségre. A hatást három csatorna biztosította: a külföldi bankok hazaihoz viszonyított relatív spreadje, a külföldi bankok jelenlétének a spreadeket és az adminisztratív költségeket egyaránt érintő tovaggyűrűző hatása, valamint a külföldi belépéseket kísérő koncentráció. A magasabb arányú külföldi tulajdon, amely a piaci koncentráció erősödése miatt a spreadek növelése irányában hat jár, általában nem a bankrendszeri spread mérséklődésén, hanem a működési költségek leszorításán keresztül növeli a jövedelmezőséget. Ez azonban nem zárja ki annak lehetőségét (amire éppen a magyar bankpiac mutatott példát), hogy a piacra lépő külföldi bankok szignifikánsan alacsonyabb spread mellett érjenek el szignifikánsan magasabb jövedelmezőséget, aminek magyarázat nagyrészt az eltérő ügyfélkörben és üzletstruktúrában rejlik. A magyar bankrendszerre felállított modell azt is kiderítette, hogy míg a költséghatékonyság szempontjából a külföldi tulajdon nem bizonyult szignifikánsnak, a létszámhatékonyságra viszont szignifikáns hatással volt.

A posztoszocialista bankrendszerekre a tulajdonviszonyok alakulásán túl is hatással voltak a transzformációs időszak jellegzetességei. Az országspecifikus tényezőket vizsgáló modellekből kiderült, hogy a nagyobb makrogazdasági stabilitás, illetve az alacsonyabb nominális kamatok javították a költséghatékonyságot. A bankreformok hatása ugyanakkor nemlineárisnak bizonyult: a kezdeti stádiumában erősen nőtt a költséghatékonyság, míg a fejlettebb stádiumban mérséklődött. Az átalakuló KKE-bankszektorok általában messze a határhatékonyság alatt teljesítettek, és az 1995-2002 közötti időszakot vizsgáló modellbecslés szerint a profithatékonyság kiaknázása még a versenyelőnnyel bíró bankok esetében sem volt olyan eredményes, mint a költségmegtakarítás. E mögött feltehetően az állt, hogy a gyorsan növekvő piacon a bankok nem voltak arra ösztönözve, hogy profitjukat a diszkrecionális árazási erejük teljes hasznosításával maximálják.

A *bankfúziók hatékonyságra gyakorolt hatásait* vizsgáló modellbecslések alapján is fontos megállapításokat tettünk. Egyrészt megállapítható volt, hogy az M&A-kba bevont bankok profithatékonysága viszonylag alacsony a nem-fuzionáló bankok referenciacsoportjához képest. A hatékonysági hipotézisek vizsgálata alapján kiderült, hogy a relatív hatékonysági hipotézis nem igazolódott, míg az alacsony hatékonyság hipotézisét (amely nagyobb hatékonysági nyereséget jelez előre, amikor nem hatékony bankok egyesülnek) a nagybanki mintában bizonyult szignifikánsnak, a kisbanki mintában csak a felvásárló bank esetében.

A *fúziók árazási magatartásra gyakorolt hatásait* elemző modellek is tanulságos eredményeket mutatnak. A betéti kamatok vizsgálata alapján kiderült, hogy a fuzionált bankok nem voltak képesek vagy az agresszív ügyfélszerző politika miatt nem akartak nagyobb piaci hatalmat gyakorolni, tehát a betéti termékek esetében az eredmények nem támasztható alá a bankfúziókra vonatkozó piaci hatalom hipotézis. A fúzióknak a betétek, a jelzáloghitelek és nem biztosított hitelek árazási hatását vizsgáló modellbecslés is megerősítette, hogy a fúzió hatása az árazásra nem szignifikáns. A fúzió hatása egyedül a lekötött betétszámlák esetében bizonyult szignifikánsnak, ami azt tükrözi, hogy a lekötött betétek piacán a verseny kevésbé erős. Összegzésként megállapítható volt, hogy a bankfúziókat követő hatékonysági és árhatások általában kombinálódnak, továbbá, hogy a hatékonysági nyereség továbbgyűrűzése az árakban korlátozott és termékfajtánként eltérő.

A fentiekén túl a szakirodalmi áttekintés többféle, a *modellezés során hasznosítható következtetés* levonását teszi lehetővé. Egyrészt megerősítést kaptunk arra vonatkozóan, hogy a sztochasztikus költség- és profitfüggvények felállítása és becslése hasznos segítséget nyújt a bankpiaci viszonyok megismeréséhez. Több támpontot is kaptunk arra, hogy milyen specifikációk mellett várható jó becslési eredmény, illetve milyen módon lehet megfelelő proxy-változót rendelni az adatforrás hiányában nem előállítható mutatók helyettesítésére. Jó példa erre a fiókhálózat vagy a létszámarányos személyi költségek helyettesítése a nem-kamatozó jövedelmek eszközökhöz viszonyított arányával. Meglepő, de elgondolkodtató példa ugyanakkor a létszám proxy-változójaként az összes eszközt szerepeltetni.

A modell specifikációja, a magyarázó változók megválasztása szempontjából tanulságos eredménynek tekinthető, hogy a KKE-országok bankrendszerének átfogó vizsgálata szerint a bankméret nincs hatással sem a költség-, sem a profithatékonyságra. Ennek ellentmondó eredmény, hogy a fúzióknak gyakran költséghatékonyságot javító hatásuk van, ami a méretgazdaságosság jelentőségét

támasztja alá. De az sem zárható ki, hogy bizonyos esetekben a bankméret helyett a hálózati egységek száma jelenti a megfelelő magyarázó változót.

A költség- és a profithatékonysági szintek eltérései annak fontosságára is felhívták a figyelmet, hogy a költséghatékonyság a banküzlet közgazdaságtanának csak az egyik oldalát mutatja. Előfordulhat, hogy a relatív költséghatékonyság jobb színvonalú szolgáltatással párosul, és ezen keresztül magasabb profitot generál. Ha például egyes termékek mögött eltérő hozzáadott értékű szolgáltatás áll, és így jobban vagy kevésbé költségintenzív annak előállítása, a magasabb hozam ellentételezheti a magasabb költséget.

Bár a térségünkre vonatkozó eddigi vizsgálatok tanulsága szerint a bankok tulajdonosi háttere, s különösen a külföldi tulajdon dominanciája fontos magyarázó változója egyfelől a profithatékonyságnak, másfelől a verseny erősödésének, ennek jelentősége azonban az idő múlásával egyre kisebb, hiszen a legtöbb KKE-országban a kétezres évekre már a bankrendszerek jellemzőjévé vált a külföldi szakami tulajdon. Emiatt csak a kilencvenes évek egészét felölelő modellbecslések során lehet célszerű a tulajdonnal kapcsolatos változók szerepeltetése, a kilencvenes évek közepétől már ezek fokozatosan elvesztik magyarázó erejüket.

A nemzetközi tapasztalatok szerint a bankok tulajdonformája (szövetkezeti ill. részvénytársasági formában működő bankok), illetve tevékenységi típusa (kereskedelmi bank, befektetési bank, jelzálogbank) elvileg szignifikáns magyarázó tényezője lehet a banki jövedelmezőségnek és költséghatékonyságnak. A magyarországi viszonyok között mégsem célszerű ezeket a változókat szerepeltetni a modellben, mivel a hazai bankrendszert olyan mértékben dominálják a részvénytársasági formában működő kereskedelmi bankok, hogy a verseny valójában ebben a körben értelmezhető a leginkább.

II. A MAGYAR BANKRENDSZER JELLEMZŐI A VERSENY ÉS A JÖVEDELMEZŐSÉG SZEMSZÖGÉBŐL

A bankszektor jövedelmezőségét, átlagos kamatmarzsát és egyes lakossági hitel- illetve betéti termékek spreadjét nemzetközi összehasonlításban vizsgáló korábbi elemzések piaci anomáliákat tükröznek. A hazai bankrendszert az EU-átlaghoz képest viszonylag magas nyereségesség jellemzi az ezredforduló óta, ami mögött az ottaninál lényegesen nagyobb, több mint kétszeres átlagos kamatmarzs figyelhető meg, miközben az eszközarányos költségszint is duplája az uniós átlagnak. Ezekhez társul az a megfigyelés, hogy egyes lakossági termékek esetében hitel- és betéti kamatoknak a pénzpiaci kamatokhoz viszonyított eltérése (spread) jóval meghaladja az uniós átlagokat. És bár a lassan csökkenő marzsok a verseny erősödését jelzik, a fentiekből mégis arra lehet következtetni, hogy a bankok még ma is képesek áthárítani viszonylag magas költségeiket a lakossági (és kisvállalkozói) ügyfeleikre, ami a piaci hatalom jeleként értelmezhető. További elgondolkodtató jelenséggé figyelhető meg, hogy a bankrendszer szintjén a retail jellegű, főként lakossági üzletági jövedelem aránya (58%) messze meghaladja ezen üzletágak piaci súlyát, ami a lakossági piacokon a költségáthárítás lehetőségét tükrözi és a verseny korlátozottságára utal. Ugyancsak erre enged következtetni az egyes betéti termékek esetében megfigyelhető magas spread, hiszen a betéti piacokon nem jöhet szóba magyarázatként az ügyfelek vagy termékek magasabb kockázata.

A fentiekből kirajzolódó képet két sajátos tényező árnyalja. Egyrészt a magyarországi kamatmarzsot a hazai ügyfelek magasabb kockázati besorolása is megnöveli, vagyis a magas marzs a magasabb kockázati prémiumnak is a következménye és nemcsak a bankok oligopolisztikus magatartásának. Másrészt a magas fajlagos költségszintben az is szerepet, játszik, hogy az uniós átlagnál jóval kevesebb banki terméket használnak a magyar háztartások, és az átlagos tranzakciós összegek is jóval kisebbek.

1. A bankszektor fejlettsége, a banki penetráció foka

A magyar bankszektor történelmi okok miatt jelentősen kisebb szerepet játszik a gazdaságban, mint a fejlettebb országok bankszektorai. Ez a Magyarországon működő bankok számára kettős üzemgazdasági hatással jár. Az alacsonyabb penetrációs fok azonos gazdasági fejlettségi szint mellett is a banki tevékenység kisebb terjedelmét tenné lehetővé, mivel azonban a gazdaság fejlettsége, a GDP szintje is alacsonyabb, a lehetséges tevékenység még kisebb terjedelmű. A kétféle

elmaradottsági tényező gyakorlatilag szorzatszerűen fejti ki korlátozó hatását, amit Magyarország esetében még a viszonylag szerény népességszám is felerősít. A bankműködés gazdaságossága szempontjából jelentkező „halmozott hátrány” jól megmutatkozik az EU-15 viszonylag fejletlenebb országaival való összevetésben (2.1. táblázat).

2.1. táblázat

Pénzügyi penetráció, gazdasági és demográfiai helyzet néhány országban (2004)

	Írorsz.	Spanyolo.	Görögo.	Portug.	Magyaro.	Cseho.	Lengyelo.
Gazdasági és demográfiai adatok:							
Népesség (millió)	57.9	41.9	11.0	10.5	10.1	10.2	38.2
GDP/fő (ezer€)	23 274	18 870	14 950	12 882	7 847	7 757	4 802
Lakásállomány (millió)	22.3	14.5	4.2	3.7	1.5	4.1	12.3
Gépkocsi/ezer fő	590	351	331	558	259	357	460
Banki eszközök (Md€)	2 170	1 430	200	318	52	78	104
Banki eszköz/GDP (%)	167%	192%	131%	243%	70%	103%	56%
Hitelek penetrációja:							
Hazai hitelek (Md€)	1 172	1 092	124	202	35	23	29
Hazai hitel/GDP (%)	87%	138%	75%	150%	44%	29%	27%
Jelzálogadósság (Md€)	173.4	312.9	26.5	66.2	7.8	3.7	8.8
Jelzálogadósság/GDP (%)	13%	42%	17%	51%	9.8%	4.7%	4.8%
Megtakarítások penetrációja:							
Összes betét (Md€)	596	750	139	124	33	48	71
Betét/GDP (%)	54%	95%	85%	92%	42%	61%	39%
Bef. alapok eszköze (Md€)	376	233	32	22	3.7	3.6	8.8
Kezelt bef. alapok	1142	2559	262	163	97	53	130
Bef. alapok eszköze/GDP (%)	28%	30%	19%	17%	4.6%	4.5%	4.8%
Megtakarítás/GDP (%)	82%	124%	104%	109%	46%	66%	44%
Bef. alap/megtakarítás (%)	34%	24%	19%	15%	10%	7%	11%
Biztosítások penetrációja:							
Életbizt. prémium/GDP (%)	5.74	2.38	0.93	4.66	1.15	1.63	1.17
Nem életbizt. prém. /GDP (%)	3.23	3.25	1.17	3.19	1.67	2.53	1.9
Összes bizt. prém./GDP (%)	8.97	5.63	2.1	7.85	2.83	4.15	3.07

Forrás: Eurostat, Swiss Re Sigma, Investment Company Institute, IMF, OECD, European Mortgage Federation, Central Banks

A kilencvenes évek vége felé a stabilizálódott és növekedésnek indult magyar gazdaság a korábbiaknál jobb feltételeket teremtett a bankszektor fejlődése számára is (2.2. táblázat). A jövőre irányuló pozitív lakossági várakozások és a „nyugati” életmód iránti igény mellett mind inkább megnyílt a tér a fogyasztói hitelezés irányába. Éppen akkor, amikor a nagyvállalati hitelpiacon mind inkább kimerült a banki expanzió lehetősége, nem kis részben a pénzügyi liberalizálással (közte a devizagazdálkodási kötöttségek maradékának megszüntetésével, a forint teljes körű konvertibilitásának megteremtésével) együtt járó külföldi verseny hatására.

2.2. táblázat

Makrogazdasági és pénzügyi folyamatok alakulása Magyarországon

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<i>GDP (%-os változás)</i>											
Reál GDP	1,3	4,6	4,9	4,2	5,2	4,1	4,3	4,1	4,9	4,2	n.a.
Fogyasztás	-3,0	1,7	4,9	4,6	5,0	5,7	9,8	7,8	3,2	3,8	n.a.
Beruházás	6,7	9,2	13,3	5,9	7,7	5,1	10,1	2,1	7,7	5,6	n.a.
<i>Munkanélküliségi ráta</i>	9,9	8,7	7,8	7,0	6,4	5,7	5,8	5,9	6,1	7,2	7,5
<i>Bérek és árak (%-os változás)</i>											
Nettó kereset	17,4	24,1	18,4	12,7	11,4	16,2	19,6	14,3	5,7	10,1	7,5
Fogyasztói árak	23,6	18,3	14,3	10,0	9,8	9,2	5,3	4,7	6,8	3,6	3,9
<i>Pénzügyi egyensúly (a GDP %-ában)</i>											
Államháztartási egyenlege	-3,0	-4,8	-4,9	-3,7	-3,5	-2,9	-9,8	-5,8	-6,4	-4,8	-8,6
Folyó fizetési mérleg egyenlege	-3,9	-4,5	-7,2	-7,8	-8,5	-6,1	-7,1	-8,7	-8,5	-6,9	n.a.
Háztartások megtakarítása	8,9	7,7	9,3	6,6	6,0	4,3	2,5	1,6	1,7	3,9	2,7

Forrás: KSH, MNB, Pénzügykutató Zrt.

2.3. táblázat

A magyar bankszektor hitelezési aktivitásának alakulása

Megnevezés	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2006/2001 (Index, %)
Banki eszközök (milliárd forint)	9 506	10 825	12 861	14 912	17 559	20 839	219%
Ügyfélhitelek (milliárd forint)	5 137	6 097	8 125	9 483	11 371	13 474	262%
- nem pénzügyi vállalatoknak	3 429	3 284	4 086	4 578	5 307	5 915	172%
- háztartásoknak	660	1 204	1 945	2 531	3 300	4 237	642%
<i>GDP (milliárd forint)</i>	<i>14 850</i>	<i>16 744</i>	<i>18 936</i>	<i>20 712</i>	<i>22 027</i>	<i>23 561</i>	<i>159%</i>
Banki eszközök a GDP százalékában	64%	65%	68%	72%	80%	87%	-
Ügyfélhitelek a GDP százalékában	35%	36%	43%	46%	52%	57%	-
- nem pénzügyi vállalatok hitele	23%	20%	22%	22%	23%	24%	-
- háztartások hitele	4%	7%	10%	12%	15%	18%	-

*Nem tartalmazza az MFB és az Eximbank adatait

Forrás: Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete, KSH, Pénzügykutató Zrt.

A 2001-től kezdődő időszak különösen kedvezett a vállalati hitelpiacokon teret vesztett magyar bankoknak. Nemcsak a gazdaság korábbinál dinamikusabb bővülése erősítette a hitelkeresletet mind a háztartások, mind a vállalatok körében, hanem a kormányzati politika is előnyös környezetet nyújtott a bankok többsége számára. Az kormány 2002 elejéig olyan mértékűre növelte a lakáshitel-kamattámogatási rendszert, amely a támogatott háztartások mellett a finanszírozóknak is jelentős profitnövelési lehetőséget teremtett. A kedvező üzleti

lehetőségek megnyílására a hazai bankok a termékek és az értékesítési csatornák fejlesztésével reagáltak, aminek hatása gyorsan megmutatkozott a háztartásoknak nyújtott hitelállomány felfutásában. Miközben a vállalati hitelek GDP-hez viszonyított aránya a 2000-es években gyakorlatilag stagnált, a háztartásoknak nyújtott hitelállomány aránya öt év alatt majdnem ötszörösére, 4-ről 18 százalékra nőtt 2001 és 2006 között (2.3. táblázat). Ennek hatására a bankhitelek aránya a GDP-hez 57 százalékra emelkedett, ami azonban csak fele akkora arány, mint ami az euróövezeti országokra jellemző. A pénzügyi mélyülést jelző banki eszközök GDP-hez mért aránya még jobban elmarad az uniós átlagtól.

2.4. táblázat

A magyar bankszektor penetrációja* nemzetközi összehasonlításban (2005)

Megnevezés	Magyar-ország**	Szlovénia	Cseh-ország	Szlovákia	Lengyel-ország	Közép-Európa átlaga	Euró-övezet átlaga
Banki eszközök aránya	91,0	104,2	97,9	95,5	64,4	81,2	224,4
Ügyfélhitelek aránya	51,6	56,0	40,8	37,8	27,3	36,0	114,6
Nem pénzügyi vállalatok hitele	26,3	41,4	17,7	19,4	11,1	17,6	42,4
Háztartások hitele	15,0	14,7	12,7	11,3	14,4	14,4	52,6
ebből: jelzáloghitelek	10,5	n.a.	7,9	4,0	5,9	n.a.	36,6
Betétek aránya	40,1	53,7	68,2	56,3	33,8	45,0	130,3
Lakossági betétek aránya	26,0	37,7	33,9	24,4	22,5	26,7	n.a.
Alternatív megtakarítás befektetési alapba	8,6	n.a.	7,6	8,6	6,2	n.a.	60,0

* eszközök illetve hitelek a GDP százalékában

** A speciális állami bankok (MFB, Eximbank) adatait is tartalmazza, ezért eltér az előző táblázat értékeitől

Forrás: RZB (2006), ECB (2006), ECB (2007) és saját számítás

Közép-Európai összevetésben is meglehetősen alacsony a magyar bankszektor penetrációs foka: összes eszközök GDP-hez viszonyított aránya nem éri el a szlovák szintet sem. A betételhelyezések tekintetében is hátul kullog Magyarország, bár a lakossági betétek GDP-hez mért arány éppen eléri a közép-európai átlagot. Az ügyfélhitelek aránya azonban Szlovéniát követően nálunk a legmagasabb, és meglepő módon ebben kevésbé a háztartások, mint a nem pénzügyi vállalatok hitelfelvételei játszanak szerepet. A jelzáloghitelek GDP-hez viszonyított 10,5 százalékos aránya bár nem éri el az euróövezeti arány harmadát, a közép-európai mezőnyben kiemelkedik (2.4. táblázat). A betéti oldalon viszont igen alacsony a bankszektor penetrációja, és ez csak kevésbé magyarázható az alternatív megtakarítási forma, a befektetési jegyekbe történő befektetés intenzitásával, hanem inkább a magyar háztartások gyenge megtakarítási hajlandóságával. Az alacsony penetrációs szint miatt a magyar bankpiac szereplői nehezebben érhetik el a

méretgazdaságosságot biztosító volumeneket, aminek hatásai az árakban és/vagy a banki profitokban is tükröződnek.

A kétezres években a pénzügyi penetrációban is felerősödött a konvergencia, amelyet a banki infrastruktúra fejlesztése is támogatott. A háztartások – kormánypolitika által is ösztökélt – hitelkeresletének gyors bővülésére a bankok egy része gyorsan reagált. A korábban főként a vállalati piacokon aktív bankok dinamikus hálózatbővítésbe kezdtek. Miközben pár éve, az összeolvadások folyamányaként még fiókokat zártak be a bankok, 2006-ban 150 új fiók megnyitásával 1430-ra nőtt a banki fiókok száma (2.5. táblázat). Az ügyfélszerzési láz a bankok foglalkoztatási politikájában is megmutatkozik: miközben a költséghatékonyság jegyében a háttérben dolgozók száma csökken, a kiszolgáló személyzet egyre bővül. A szektorban az átlagos állományi létszám 2006-ban 2400 fővel gyarapodva 31 ezerre nőtt, miközben az ügynöki tevékenység is előre tört. Megemlíjtük, hogy – néhány éves csökkenést követően – 2005-ben és 2006-ban még a viszonylag jelentős banki struktúrával és jó elérhetőséggel rendelkező osztrák bankszektorban is nőtt a foglalkoztatottak száma (két év alatt 75,2 ezerről 77,6 ezerre), vagyis a tendencia nem csupán a magyar bankszektor felzárkózását jelzi.

2.5. táblázat

A fiókhálózat alakulása a jelentősebb lakossági bankoknál (darab)

Bank	2006	2005	2004	2003	2002	Változás
OTP	408	415	426	432	425	-17
Erste	182	160	142	82	79	+103
K&H	168	158	153	155	163	+5
Raiffeisen	120	98	72	51	43	+77
CIB	98	77	58	45	45	+53
BB	81	65	55	55	56	+25
HVB	81	54	43	40	38	+23
MKB	67	52	50	33	30	+37
IEB	36	32	30	26	23	+13
Bankrendszer	1 431	1 265	1 151	1 000	999	+432

Forrás: banki jelentések

A banki szolgáltatások mennyiségét és minőségét tekintve a magyar bankszektor komoly fejlődésen ment keresztül az elmúlt másfél évtizedben, és a folyamat ma is tart. 2006-ban már több mint hétmillió bankkártyával rendelkeztek az ügyfelek, ezek egyötöde már hitelkártya volt, a többi ún. terheléses (vagy betéti). A bankkártya elfogadói hálózat is évről évre bővült, 2006 végén már 3810 ATM, másfélszer annyi, mint az ezredfordulón. 10 ezer banki és postai, valamint 34 ezer kereskedelmi helyre telepített POS berendezés biztosította az elektronikus készpénzfelvételt és fizetést,

ami kétszer annyi, mint ami az ezredfordulón volt (MNB, 2006). Bármennyire is gyors fejlődésnek lehattunk tanúi az elmúlt években, a magyar bankszektor szolgáltatásainak elérhetősége, illetve használata még elmarad az Európai Unió fejlettebb tagjainak szintjétől. (2.6, 2.7. táblázat).

2.6. táblázat

Bankszolgáltatások elérhetősége Magyarországon és az EU-ban (2005)

Megnevezés	Magyar-ország	EU-25 átlag	GMU-12 átlag	Magyarország a GMU-átlag %-ában
Egy fiókra jutó lakosok száma	3 231	3 377	2 529	127,8
Egy banki alkalmazottra jutó lakosok száma	270	182	143	188,8
Egy ATM-re jutó lakosok száma	3 063	2 015	1 327	230,8
Népsűrűség	109	174	159	68,6

Forrás: ECB (2006)

2.7. táblázat

Kártyahasználati igény és elérhetőség Magyarországon és néhány hasonló lélekszámú uniós országban (2005)

Megnevezés	Magyar-ország	Cseh-ország	Ausztria	Belgium	Portugália
Egy főre jutó kártyák száma	0,73	0,56	1,08	1,52	1,55
Egymillió lakosra jutó ATM-ek száma	350	294	969	1 293	1 310
Egymillió lakosra jutó kereskedői POS-terminálok száma	4 079	6 123	10 863	9 653	15 159

Forrás: MNB (2006)

2. Ár, piacszerkezet, verseny

A magyar bankrendszer állapotát nem csak a mennyiségi kritériumok jellemzik, hanem a fogyasztó szempontjából hasonlóan fontos a szolgáltatások ára, amelyben – szerencsés esetben – kifejeződik a verseny jóléti hatása. A szolgáltatások látványos fejlődése sem kárpótolja azokat, akik a verseny jóléti hatását az árakban is látni szeretnék. A késlekedésnek méltányolható indoka is van: a tulajdonosoknak meg kellett előlegezniük a fejlesztések költségeit, amelyek éppen a nagyfokú elmaradottság miatt tetemesek, ezért érthető, hogy minél gyorsabban szeretnék

visszanyerni befektetésük hozamát. A banki szolgáltatásokhoz kapcsolódó költségelemek azonban csak abban a mértékben épülhetnek be az árakba, amilyen mértékben a bankok versenykörnyezete arra módot ad. Mint minden elmaradott szektorban, a magyar bankpiacon is a fajlagos költségek meghaladják a fejlett piacokon kialakult költségszintet, mivel nem tud érvényesülni a méretgazdaságosság. Ha azonban a gyengébb költséghatékonyság magas jövedelmezőséggel párosul, akkor a magas árak a verseny korlátozottságát is tükrözik.

Bár az utóbbi években mind a betétek, mind a hitelek terén látványos harc folyik az ügyfelekért, a háztartásoknak nyújtott (nem akciós) hitelekben a magyar bankok általában magasabb felárat számítottak fel a betéti kamatokhoz képest, mint nyugati társaik, s nem csupán a magasabb kockázat miatt, hanem olyankor is, amikor (például ingatlanfedezet mellett) minimális volt az ügyfélkockázat. De a (nem akciós) betéti kamatok is általában nyomottabbak voltak, mint az erősebb árversenyben működő bankrendszerekben, vagyis a jelentős lakossági forrásokkal rendelkező hazai bankok ezen az ágon könnyebben gyarapíthatták jövedelmüket, mint a takarékosabb működéssel.

2.8. táblázat

Lakossági hitel- és betétmarzsok Magyarországon és az euróövezetben (százalékpont)

Megnevezés	2005	2006
Betéti marzs (pénzpiaci kamat – betétkamat):		
Magyarország	0,2–1,2	0,2–2,3
Euróövezeti átlag	0,6–0,8	0,7
Eltérés (Magyarország – euróövezet)	-0,4–0,4	-0,5–1,6
Hitelmarzs (hitelkamat – pénzpiaci kamat):		
Magyarország: személyi hitel	12,8–14,9	9,6–13,8
Magyarország: szabad felhasználású jelzáloghitel	6,6–8,9	3,3–6,9
Euróövezeti átlag	1,0–1,5	1,0–1,2
Eltérés (M.o. személyi hitel – euróövezet)	11,8–13,4	8,6–12,6
Eltérés (M.o. jelzáloghitel – euróövezet)	5,6–7,4	2,3–5,7
Hitel-betét marzs:		
Magyarország: személyi hitel	13,8–15,5	10,8–14,5
Magyarország: szabad felhasználású jelzáloghitel	6,8–9,2	4,3–7,6
Euróövezeti átlag	1,6–2,3	1,7–1,9
Eltérés (M.o. személyi hitel – euróövezet)	12,2–13,2	9,1–12,6
Eltérés (M.o. jelzáloghitel – euróövezet)	7,4–7,8	2,6–5,7

Megjegyzés: Magyarországra az éven belüli lekötésű betétek, a szabad felhasználású jelzáloghitelek, valamint a 3 hónapos állampapír-piaci referenciakamatok adatait használtuk. Az euróövezet esetében az átlagos háztartási hitelkamatok, az átlagos betéti kamatok és a swap kamatok alapján készültek az ECB számításai.

Forrás: MNB honlap, ECB (2007)

Az euróövezetben a bankhitelek felára (hitelmarzs) a pénzpiaci kamatokhoz képest a lakossági termékeknél 1-2 százalék között mozgott a 2003-2006-os időszakban, és lefelé mutató tendenciát jelzett, még akkor is, amikor a kamatszint emelkedett. A vállalati hitelpiacon ez a felár átlagosan 0,5-1,5 között mozgott ugyanebben az időszakban, szintén csökkenő tendenciával (ECB, 2007). A magyar lakossági hitelpiacon a személyi hitelek hitel-betét marzsa mintegy 10 százalékponttal meghaladta az euróövezeti átlagos marzsot, és még a bankok számára legkevésbé kockázatos, ingatlanfedezet mellett nyújtott szabad felhasználású jelzáloghitelek kamata is jóval nagyobb marzsot tartalmazott, bár kétségtelen tény, hogy 2006-ra mérséklődött az eltérés (2.8. táblázat).

A magyar bankszektor átlagos kamatmarzsa (nettó kamatjövedelem a banki eszközök százalékában) a közép-európai országok mezőnyében is kiemelkedően nagy. Ez ráadásul csak elenyésző mértékben magyarázható az inflációs különbségekkel, mivel a marzsot az inflációs ráta eltérései alig befolyásolják (ld. a 2.9. táblázat utolsó oszlopát).

2.9. táblázat

Bankszektori kamatmarzs alakulása a közép-európai országokban

Ország	2002	2003	2004	2005	2006	Reálmarzs* 2005-ben
Magyarország	4,3	4,0	4,3	4,1	3,7	3,6
Lengyelország	3,4	3,1	3,2	3,1	3,1	3,0
Szlovénia	3,7	3,2	2,8	2,5	n.a.	2,4
Szlovákia	2,7	2,9	2,9	2,2	2,2	2,1
Csehország	2,4	2,1	2,3	2,2	2,3	2,2
Ausztria**	n.a.	n.a.	1,2	1,0	1,0	1,0

* $RNIM = NIM / (1 + p)$, ahol p az inflációs ráta

Forrás: ONB (2007) és ONB honlap

A hazai piacon működő bankok árazásban megmutatkozó előnyei, amelyek a csökkenés ellenére is jelentősek maradtak, azt a hipotézisünket támasztják alá, hogy – ha kosebb mértékben is, de – egyes lakossági piacokon továbbra is érvényesnek tekinthetjük az árverseny korlátozottságára vonatkozó korábbi empirikus kutatások megállapításait. (E megállapítás tesztelésére a III. részben teszünk kísérletet.)

A banki verseny szempontjából releváns piacokat érdemes elkülönítetten nézni, mivel piaconként eltérnek a verseny szempontjából meghatározó strukturális adottságok. Nem elég például azt mondani, hogy a magyar bankpiacon

összességében közepes mértékű a koncentráció foka, hiszen a verseny nem általában folyik, hanem ügyfél- és termékcsoportonként. Ezért megtévesztőek azok az érvelések, amelyek a piaci koncentráció általános csökkenését, a kritikus érték alá esését a verseny erősödésének jeleként értelmezik. Összességében, de még a lakossági hitel- és betétpiacok egészén is folyamatosan mérséklődik a koncentrációs szint, de ez nem igaz egyöntetűen mindegyik piaci szegmensre. Néhány fontos részpiac (így a lakáshitelek, a személyi kölcsönök illetve az áruhitelek piacai) erősen koncentrált, az ennek mérésére alkalmas Herfindhal-Hirschman-index (HHI) jócskán a kritikus 1800-as érték fölött van: a forintban fennálló lakáshiteleknel 3300, a forint és svájci frank személyi hiteleknel 2500, az áruhiteleknel pedig csaknem 4000 (vö. *MNB, 2007*).

A lakossági piacok tekintetében a koncentráció mérséklődő trendjét leginkább a lakáshitelezés beindulása és a jelzálogbankok megjelenése törte meg. 2003-tól újból növekedésnek indult a lakossági hitelek koncentrációja, a HHI hirtelen megugrása, ami mögött elsősorban az OTP Jelzálogbank piacra lépése húzódik meg. Így bár a lakossági betétek átfogó piacán 2002 óta folyamatosan mérséklődik a túlzottan minősíthető (1800-nál nagyobb HHI) koncentráció, addig a lakossági hitelek piacán a megugrást követően is csak 2600-ra esett vissza (2.10. táblázat).

2.10. táblázat

A koncentrációs mutatók alakulása 2001-2006 között

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Változás
HHI							
Összes eszköz	1781	1647	1910	1720	1605	1591	-190
Lakossági betétek	2256	2438	2204	2128	2105	1914	-342
Lakossági hitelek	1625	1000	2574	2838	2828	2616	+990
Hálózati egységek száma	2715	2456	2503	2030	1775	1754	-961
Foglalkoztatottak száma	2222	2020	1964	1615	1455	1601	-621
C3 (a 3 legnagyobb bank piaci részaránya)							
Összes eszköz	59%	55%	57%	53%	52%	52%	-7
Lakossági betétek	62%	64%	60%	63%	62%	57%	-5
Lakossági hitelek	50%	42%	61%	66%	65%	64%	+14
Hálózati egységek száma	73%	70%	70%	66%	62%	62%	-11
Foglalkoztatottak száma	68%	63%	62%	57%	52%	55%	-13
C1 (a legnagyobb bankcsoport, az OTP és jelzálogbankja együttes piaci részaránya)							
Összes eszköz	36%	35%	39%	36%	35%	34%	-2
Lakossági betétek	45%	47%	44%	42%	42%	39%	-6
Lakossági hitelek	39%	29%	49%	51%	51%	49%	+10
Hálózati egységek száma	47%	45%	45%	39%	35%	33%	-14
Foglalkoztatottak száma	41%	39%	39%	33%	30%	32%	-9

Megjegyzés: vastagítással jelöltük a kritikus értéknek tekintett 1800 feletti HHI-értékeket

Forrás: a bankok jelentései alapján saját számítás

A vezető-követő árazási modell érvényesülésére adhat teret a magyar lakossági bankpiacokon megfigyelhető másik sajátosság, nevezetesen az, hogy bár összességében csökkent a piacvezető bank túlsúlya, egyes részpiacokon még mindig igen nagy a távolság közte és az őt követő második legnagyobb bank között.³ Így míg az OTP (és a vele szimbiózisban működő OTP Jelzálogbank) piaci részaránya még mindig 40-50 százalék között van lakossági hitelek (s különösen a lakáshitelek), a lakossági betétek és a folyószámla-vezetés piacain, a második vonalba tartozó bankok piaci részesedése alig haladja meg a 10 százalékot, vagyis a távolság meglehetősen nagy.

2.11. táblázat

Jelentősebb hazai bankok piaci pozíciójának alakulása 2000-2006 között (összes eszköz alapján, százalék)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	Pozíció- változás (2006-2000)
OTP Bank	24,7	22,8	25,5	23,3	21,1	21,2	22,1	-2,6
K&H	7,9	12,1	12,9	11,8	11,2	11,5	10,6	+2,7
MKB Bank	10,1	9,7	10,3	9,6	10,1	9,8	9,8	-0,3
CIB Bank	8,7	8,2	8,9	8,9	8,3	8,7	9,2	+0,5
Erste Bank/ Postabank	4,2*	3,9*	4,3*	4,3	7,7	8,6	8,7	+4,5
Raiffeisen Bank	4,5	5,0	5,8	7,0	7,5	7,4	7,8	+3,3
UniCredit Bank/ HVB Bank	6,4	5,8	6,2	6,2	6,6	6,1	6,5	+0,1
OTP Jelzálogbank	-	-	2,3	5,7	6,2	5,7	5,3	+5,3
Budapest Bank (BB)	4,1	3,4	3,6	3,2	3,1	3,2	3,3	-0,8
Citibank Budapest	4,0	3,2	3,4	3,1	2,8	2,7	2,9	-1,1
FHB Jelzálogbank	0,3	0,4	1,2	2,6	2,9	2,8	2,6	+2,3
Inter-Európa Bank	1,9	1,9	1,9	1,7	1,4	1,5	1,6	-0,3
Magyarországi Volksbank	0,9	1,2	1,2	1,3	1,4	1,3	1,4	+0,5
Takarékbank	1,5	1,5	1,8	1,4	1,4	1,6	1,3	-0,2
ING Bank Magyarország	1,8	2,1	2,3	2,7	2,1	2,3	1,1	-0,7
Calyon Bank Magyaró.	0,5	0,5	0,6	0,9	1,0	1,0	1,1	+0,6
Commerzbank	1,8	1,6	1,5	1,1	1,0	0,8	1,0	-0,8

* Postabank

Forrás: a bankok jelentései alapján saját számítás

A piac lassú átrendeződése nemcsak a koncentráció fokának mérséklődésével járt együtt a piacok többségén, hanem az erőviszonyok kiegyenlítődének jeleit is mutatja (2.11. táblázat). A 90-es évekkel szemben, amikor a legnagyobb bank pozícióját leginkább a piacra lépő új bankok erodálták, a 2000-es években a

³ A bankverseny kutatásában úttörő Molyneaux (1999) a verseny szempontjából fontosabbnak tartja a piacvezető és a „második” bank közötti távolság csökkenését, mint az egész piac koncentrációs fokát.

konzolidációs megoldások (fúziók, felvásárlások) módosították leginkább a piac szerkezetét. Az új évezredben a viszonylag jó induló pozícióval rendelkező bankoknak akvizíció nélkül nemigen lehetett javulást elérni. Vagyis Magyarország esetében a piaci konszolidáció a verseny szempontjából inkább előnyös, mint hátrányos hatással járt: azzal, hogy mérsékelte a piacvezető bank túlsúlyát, kiegyensúlyozottabbá tette a versenyben álló bankok mezőnyét. Az OTP Jelzálogbank megjelenésével előálló pozícióváltozást azonban a többi bank térnyerése sem tudta kompenzálni, így a lakáshitelek piacán a verseny szempontjából inkább romlott a piacszerkezet.

A piaci struktúra sajátosságaival jórészt összhangban állnak a magyarországi bankpiaci verseny korábbi, 2005-ig terjedő modellbecsléseinek eredményei. Rugalmassági számítások azt tükrözték, hogy a lakossági piacokat részleges átárazási magatartás jellemezte, elsősorban a fogyasztási hitelek és rövid lekötésű betétek kamata ragadós: késve és tompítva követték a pénzpiaci kamatszint változását.⁴ A marginális költségek vizsgálata azt mutatta, hogy bizonyos piacokon az ár-költség marzs a kartell-megoldáshoz közel vagy a fölött volt. A fogyasztói hitelek (folyószámla-, áruhitel, személyi kölcsön) esetében egyöntetűen alacsony fokú versenyt jelez a 2004-2005. évekre végzett modellbecslés, a lakossági betéteknél pedig a látra szóló betétek piacán alacsony fokú a verseny⁵. (Ezekről az eredményekről még szólunk a tanulmány III. részében, ahol az azóta eltelt időszakban bekövetkezett változásokat is vizsgáljuk.)

3. Jövedelmezőség és költséghatékonyság

A magyar bankpiacon érvényesülő árazási anomáliák hatása a bankszektor kiemelkedő jövedelmezőségében is megmutatkozik. Az ezredfordulót követően, amikor az állami segítségnyújtás és a privatizáció hatására már lecsengtek a rendszerszerű bankválságok terhei, viszont a javuló gazdasági konjunktúra és a kormány kamattámogatási politikája hatására meglódult a háztartások hitelezése, kedvező terep nyílt a banki jövedelmezőség javítására. A lakossági és kisvállalkozói (retail) piacokra belépő bankok többsége képes volt kiaknázni a kedvező lehetőségeket. A szektorszintű adózott eredmény az összes eszköz megduplázódása mellett öt év alatt bő háromszorosára nőtt. A háttérben a nettó kamatjövedelmek megduplázódása, a jutalékbevételek pedig 2,5-szeresre

⁴ Várhegyi (2003), Horváth–Krekó–Naszódi (2004), Móré–Nagy (2004)

⁵ Molnár–Horváth–Nagy (2006)

emelkedése, és ezekhez mérten a költségek szerényebb növekedése állt (2.12. táblázat).

2.12. táblázat

A magyar bankszektor eredményének alakulása (milliárd forint)

Megnevezés	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2006/2001 Index (%)
Kamatbevételek	785	846	1 050	1 439	1 388	1 521	194%
Kamatráfordítások	444	460	597	889	765	814	183%
<i>Nettó kamatjövedelem</i>	<i>341</i>	<i>387</i>	<i>453</i>	<i>550</i>	<i>623</i>	<i>707</i>	<i>207%</i>
<i>Nem kamatjellegű jövedelem</i>	<i>86</i>	<i>108</i>	<i>146</i>	<i>190</i>	<i>227</i>	<i>226</i>	<i>268%</i>
ebből: jutalékeredmény	99	129	169	181	208	233	235%
Működési költségek	301	342	390	418	465	526	175%
<i>Adózás előtti eredmény</i>	<i>133</i>	<i>156</i>	<i>212</i>	<i>322</i>	<i>388</i>	<i>434</i>	<i>326%</i>
Adózott eredmény	107	128	174	275	320	363	339%
<i>Viszonyításul: banki eszközérték</i>	<i>9 506</i>	<i>10 825</i>	<i>12 861</i>	<i>14 912</i>	<i>17 559</i>	<i>20 839</i>	<i>219%</i>

Forrás: Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete

Bár a magyar bankszektor működési költségei a banki aktivitást tükröző eszköz bővüléshez mérten szerényebb mértékben nőttek, vagyis a fajlagos költségszint mérséklődött, nemzetközi összehasonlításban még 2006-ban is mintegy háromszorosa volt az euróövezet bankrendszereire jellemzőnek. A nettó kamatmarzs is kissé mérséklődött, bár a 2006-ra kialakult szintje is csaknem duplája a fejlett országokban szokásos aránynak. A szektor átlagos jövedelmezősége továbbra is magas maradt, mind az eszközökhöz, mind a saját tőkéhez viszonyítva (2.13. táblázat).

2.13. táblázat

**A magyar bankszektor jövedelmezőségi és hatékonysági mutatói
(az átlagos eszközök százalékában)**

Megnevezés	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Kamateredmény (kamatmarzs)	4,0	4,0	3,9	3,9	3,9	3,6
Nem kamateredmény	1,0	1,3	1,5	1,7	1,6	1,5
Ebből: jutalékeredmény	1,1	1,3	1,5	1,3	1,3	1,2
Működési költség	3,6	3,6	3,3	3,0	2,9	2,7
Adózott eredmény (ROA)	1,3	1,3	1,5	2,0	2,0	1,9
<i>Saját tőke-arányos eredmény (ROE)</i>	<i>12,6</i>	<i>15,5</i>	<i>17,1</i>	<i>23,4</i>	<i>22,3</i>	<i>23,0</i>

Forrás: Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete

Bár a hazai bankvezetők évek óta aggódnak azon, hogy hamarosan véget ér az aranykor, a magyar bankrendszer összesített jövedelmezőségi mutatói még mindig biztonságos magasságban időznek. Annak ellenére, hogy az utolsó két évben a szektort extra-elvonások sújtották: 2005-ben és 2006-ban a hazai bankokat évente mintegy 30 milliárd forintnyi különadó terhelte, miközben addigra már jórészt lecsengett a támogatott lakáshitelezés banki jövedelmeket gerjesztő hatása, ami a többletadó indoka volt. Emellett az utóbbi években az ügyfelekért folyó verseny költségei is mind inkább érzékelhetővé váltak: egyfelől a fiókhálózat és a létszám bővülésében, másfelől a reklámkiadások növekedésében.

Mindezek a „csapások” azonban meg sem látszottak a magyar bankszektor jövedelmezőségi mutatóin. Az üzleti bankok összesített adó utáni eredménye 2005-ben 14, 2006-ban 15 százalékkal nőtt, és elérte a 362 milliárd forintot. Az eszközarányos (adó utáni) jövedelmezőség (ROA) mindkét évben (sőt, már 2004-ben is) 1,9 százalék körül alakult, amivel továbbra is az Európai Unió élvonalában maradt a magyar bankszektor, a tőkemegtérülés (ROE) pedig 23 százalék volt, éppen annyi, mint a 2004-es utolsó, különadó mentes „békeévben”.

Igaz, az utóbbi évek másutt is jónak bizonyultak a bankok számára. Az EKB legfrissebb stabilitási jelentése (ECB, 2007) szerint az euróövezet 15 nagybankjának (az ún. nagy és komplex bankcsoportoknak) az átlagos tőkemegtérülése 2005-ben és 2006-ban 20 százalék körül alakult (2004-ben 17 százalékos volt), igaz, ezek a bankok – magyar társaikkal szemben – élvezik a méretgazdaságosság előnyeit. A magyar bankok utóbbi években felmutatott 23 százalékos átlagos tőkemegtérülése ebben az összevetésben is jónak számít, még akkor is, ha kiszűrjük az infláció hatását és reálértékben⁶ nézzük. Az átlagos reál ROE Magyarországon az elmúlt két évben 18 százalék körül alakult, ami nagyjából azonos az euróövezeti átlagos nagybanki reálmegetérüléssel, jóllehet a magyar bankok lényegesen kisebb és fejletlenebb piacon, ezért többnyire komoly méretgazdaságossági korlátokkal működnek.

Közép-kelet-európai összevetésben is igen jó a magyar bankok jövedelempozíciója: az új évezredben a magyar bankszektor produkálta a legmagasabb eszközarányos jövedelmezőséget a térségben, és a tőkemegtérülés szempontjából is csak a cseh bankrendszer számára kellett időnként átadnia vezető helyét (2.14, 2.15. táblázat).

⁶ A tőkemegtérülés reálértéke, a $RROE = (1+ROE)(1+p)-1$, ahol p az inflációs ráta.

2.14. táblázat

Bankszektorok eszközjövodelmezőse* a közép-európai országokban

Ország	2001	2002	2003	2004	2005
Magyarország	1,6	1,7	1,9	2,2	2,2
Lengyelország	1,0	0,5	0,5	1,4	1,7
Csehország	0,7	1,2	1,2	1,3	1,4
Szlovákia	1,0	1,2	1,2	1,2	1,0
Szlovénia	0,4	1,1	1,0	1,1	1,0
Ausztria**			0,4	0,4	0,6

* ROA = adózott eredmény/összes eszköz, ** a nem szövetkezeti (rt-formában működő) bankok átlaga

Forrás: RZB (2007) és ONB honlap

2.15. táblázat

Bankszektorok tőkejövodelmezőse a közép-európai országokban

Megnevezés	Nominális tőkemegtérülés: ROE*					Reálmegtérülés: RROE**
	2001	2002	2003	2004	2005	2005
Magyarország	15,7	15,7	18,3	21,1	26,5	22,2
Csehország	16,6	27,4	23,7	23,6	25,3	23,0
Lengyelország	12,8	5,2	5,4	17,6	21,0	18,5
Szlovákia	14,4	13,6	12,9	13,5	17,1	14,0
Szlovénia	4,7	13,0	12,8	13,3	12,6	9,9

* ROE = adózott eredmény/saját tőke, ** RROE = $(1+ROE)(1+p)^{-1}$, ahol p az inflációs ráta

Forrás: RZB (2007) és saját számítás

Az inflációs hatás kiszűrése ebben az összevetésben is módosít valamennyit, de akkorak nem voltak az elmúlt években az inflációs eltérések, ami jelentősen megváltoztatná a sorrendeket. (A 2.14. táblázat utolsó oszlopa szerint 2005-ben a magyarországi tőkemegtérülést kicsit lekörözte a csehországi.)

Nem mindegy azonban, hogy mi magyarázza a magyar bankszektor évek óta tartó jó jövodelmezőségét. Valóban olyan hatékonyak az itt működő bankok, mint a páneurópai nagybankok, vagy más okok állnak a szép eredmények mögött? Mert a tulajdonosok és az ügyfelek közös örömeire csak az első eset szolgál, amikor a kiemelkedő jövedelmek a kiemelkedő hatékonyságból származnak. Ha nem így van, és a magas profitok a versenypiacinál magasabb árakból fakadnak, akkor az ügyfelek kevésbé érezhetik magukat a prosperáló bankszektor haszonélvezőjének.

Az eredményességi és hatékonysági mutatók összevetése nem arról győzi meg az elemzőt, hogy a nyugat-európai nagybankokét is lepipáló jövedelmezőség forrása a magyar bankok jó költséghatékonysága volna. Éppen ellenkezőleg: bár az eszközarányos működési költség Magyarországon is fokozatosan csökken, a magyar bankszektorban még mindig dupla akkora, mint az euróövezetben, és még a közép-európai mezőnyben is magasnak számít – csupán Lengyelországban magasabb, de pl. a hasonló méretű Csehországban régóta lényegesen alacsonyabb (2.16. táblázat).

2.16. táblázat

Bankszektorok költséghányada* a közép-európai országokban

Ország	2002	2003	2004	2005
Magyarország	3,8	3,4	3,3	3,1
Lengyelország	4,1	3,9	3,7	3,7
Szlovénia	3,2	2,9	2,7	2,5
Szlovákia	2,5	2,6	2,4	2,1
Csehország	1,9	1,9	1,9	1,8
Ausztria**	<i>n.a.</i>	<i>n.a.</i>	1,6	1,5

* működési költség/éves átlagos eszköz, ** a nem szövetkezeti (rt-formában működő) bankok átlaga
 Forrás: ONB (2007) és ONB honlap

A viszonylag magas működési költségszint részben az alacsonyabb ügyletszámból és a kisebb tranzakciós volumenekből fakad, és a nagyszabású fejlesztések is szerepet játszhatnak benne. Az a tény azonban, hogy dupla akkora költségszint mellett is magas jövedelmezőséget tudott elérni a magyar bankrendszer éveken át, azt jelzi, hogy a hazai bankpiac erőviszonyai a nagyobb költségeket bőségesen fedező árakra is lehetőséget nyújtanak. És valóban, a banki jövedelmek fő forrását adó kamatmarzsok összevetéséből láttuk, hogy bár az erősödő (banki és nem-banki) verseny hatására Magyarországon is csökkenő tendenciát mutat, de még mindig duplája (3,6 százalék) az euróövezetben jellemző 1-2 százalék közötti szintnek, és a többi közép-európai országnál is magasabb. Azt is figyelembe kell venni, hogy bár Magyarországon még kisebb a banki jövedelemben a jutalékeredmény a súlya, az eszközökre vetített (1 százalékos) aránya már eléri az uniós szintet.

Egyes bankvezetők arra hivatkoznak, hogy az összköltség/jövedelem arány (cost-income ratio) a magyar bankok többségénél már 60 százalék alá süllyedt, ami valóban kedvező hatékonyságot tükröz, szemben a még mindig magas eszközarányos működési költségszinttel. Látni kell azonban, hogy kellően magas jövedelmezőség esetében viszonylag magas eszközarányos költségszint mellett is

lehet alacsony a költség-jövedelem arány, tehát a tulajdonost kielégítő költséghatékonysági mutató akkor is elérhető, ha a korlátozott árverseny magasabb profitszintre nyújt lehetőséget. A magyar bankrendszer összesített adatai azt jelzik, hogy a „versenypiacinál” magasabb árak nemcsak a nagyobb költségekre biztosítanak fedezetet, hanem a nagyobb profitra is.

A magas marzsokért és – a viszonylag gyenge költséghatékonyság ellenére – jó jövedelmezőségért nem kizárólag a bankpiaci anomáliák a felelősek, hanem a gyenge fogyasztói tudatosság és a pénzügyi ismeretek hiánya is, ami miatt például a tranzakciós igényeknél jóval nagyobb összegű pénzek hevernek látra szóló számlákon. Hasonló problémát okoz az is, hogy a tájékozottság hiánya miatt az ügyfelek nem csupán információs hátrányban vannak a szolgáltatásokat kínáló bankokkal szemben, hanem sok esetben kiszolgáltatottabbak, mint a fejlettebb országok lakosai. Nehezebben tudják összehasonlítani a különféle bankok termékeit, amiben a tudáshiány mellett esetenként a tájékoztatás hiányosságai illetve az összehasonlíthatóság objektív nehézségei is szerepet játszanak. Gyakran hiányzik az egyénre szabott tájékoztatás, ami megkönnyítené, hogy az ügyfél a szerződéskötést megelőzően összehasonlítsa a különböző szolgáltatók kínálatát. Problémát jelent az is, hogy a hazai bankok olyankor is élnek az egyoldalú szerződésmódosítás lehetőségével, amikor az előre nem látható feltételek változása ezt kevésbé indokolja.⁷

4. Következtetések

A hazai bankversenyt alakító piacszerkezeti tényezők, a banki termékek penetrációja és a verseny fokára utaló árazási jellemzők az elmúlt években kedvező irányban változtak, amit elsősorban a kamatmarzs folyamatosan mérséklődése jelez. Ugyanakkor a hasonló fejlettségű közép-kelet-európai bankpiacokhoz képest továbbra is fennmaradtak az árazási anomáliák és a költséghatékonysággal nem alátámasztott kiemelkedően magas szektorszintű jövedelmezőség, ami indirekt módon a verseny korlátozottságát jelzi. Az ellentmondásos helyzet alapján egyfelől feltételezhető, hogy a 2000-es években erősödött a bankverseny foka Magyarországon, bár ez inkább lassú folyamatként, mintsem erőteljes törésként ment végbe, miként a magyar bankszektor egyes elemzői ezt állítják. Másfelől a

⁷ Egyebek mellett ezeket a megállapításokat is tartalmazza a bankpiaci anomáliák fogyasztói szempontú feltárására létrehozott szakértői bizottság jelentése (vö. Bankbizottság, 2006).

fejezet elemzései alapján továbbra is hipotézisként fogalmazható meg, hogy a lakossági bankpiac nem minden szegmensében erősödött érdemben a verseny.

A kutatási programban célul kitűzött modellezési kísérleteknek éppen az a fő célja, hogy alkalmas magatartási modellek segítségével a strukturális megközelítésű elemzési keret nyújtotta lehetőségekhez képest mélyebbre hatoljon az összefüggések feltárásában, és megalapozott hipotéziseket állítson fel a hazai bankpiaci verseny állapotára vonatkozóan. Erre néhány korábbi vizsgálat is törekedett már, ugyanakkor esetünkben az időtényező jelentősége igen nagy lehet, éppen a piacon az utóbbi néhány évben végbement átrendeződések, illetve a nem-banki és a határon átnyúló verseny erősödése miatt (az előbbi a lakossági, az utóbbi a vállalati piacokon fejtette ki leginkább hatását.) Feltételezhető, hogy bár a korábbi kutatások során feltárt anomáliák az idő előrehaladtával mérséklődtek, egyes esetekben akár meg is szűntek, bizonyos területeken azonban továbbra is kimutathatóak. A következő részben többféle megközelítésű modellezés segítségével próbáljuk ezeket a hipotéziseket tesztelni, illetve módszertani muníciót adni a versenyhelyzet feltárására irányuló további kutatásokhoz.

III. A BANKPIACI VERSENY MÉRÉSÉRE ALKALMAS MODELLEK ÉS A MODELLBECSLÉSEK EREDMÉNYEI

Ebben a részben a bankpiaci verseny közvetlen mérésére alkalmas modellezés lehetőségeit vizsgáljuk. Az I. részben bemutatott modellek többnyire csak áttételesen, a bankok közötti hatékonysági-jövedelmezőségi eltéréseket magyarázó változók, valamint a költség- ill. profitfüggvényhez kapcsolódó egyéb módszertani tanulságok felderítésével járulnak hozzá a versenyt mérő modellezéshez. A II. részben bemutatott, strukturális megközelítésű elemzés egyes esetekben önmagában is alkalmas lehet a versenyhelyzet jellemzésére, azonban mivel döntően a struktúra – magatartás – teljesítmény (Structure – Conduct – Performance, SCP) hipotézis talaján marad, csak annak korlátaival. Nem minden esetben igazolódik be ugyanis az a hipotézis, hogy a koncentrált piaci struktúra piaci erőfölénnyé transzformálódik. Ezért a magyar bankpiaci verseny elemzéséhez olyan, ún. magatartási modelleket próbálunk fölláttani és becsülni, amelyek nem feltételeznek oksági kapcsolatot a piaci struktúra (pl. koncentráció foka) és a profitabilitás között, hanem közvetlenül, a piaci struktúrára vonatkozó feltevések nélkül ragadják meg a bankok viselkedését.

A hazai bankpiacot korábban vizsgáló modellek egy része a kamatrugalmasságból, ill. a kamattranszmisszió, kamatátgyűrűzés módjából következtetett a verseny erősségére vagy gyengeségére (Világi–Vincze 1996, Árvai 1998, Várhegyi 2003, Horváth–Krekó–Naszódi 2005). Ezekből kiderült, hogy a lakossági piacokat részleges átárazási magatartás jellemzi, elsősorban a fogyasztási hitelek és rövid lekötésű betétek kamata ragadós.

Másfajta megközelítést tükröznek azok a modellek, amelyek a bankok input-output költségei közötti kapcsolat révén ragadják meg a versenyt jellemző magatartást. Ennek alapmodelljét, a verseny fokát mérő H-statisztika becslésére alkalmas Panzar-Rosse modellt becsülő korábbi tanulmány (Várhegyi 2003) a homogénnek tekintett hitelpiacra mutatott ki időben erősödő monopolisztikus versenyt, és a verseny foka nagyjából az Európai Unió bankpiacain átlagosnak mondható.

A modell továbbfejlesztett változata az ún. conjectural variation (CV)-modell, amely a riválisok magatartására való reakciókat is figyelembe veszi, a keresleti, kínálati és ár-költség margin egyenletekből álló egyenletrendszer segítségével a bankok közötti összejátszó magatartásra utaló paramétert becsül. E modellt a hazai bankrendszerre két kutatás adaptálta. Várhegyi (2003, 2004) a homogénnek tételezett hitelpiacra állapította meg, hogy a magyar bankokat nem jellemzi összejátszó magatartás. Az

egyes részpiacokat külön vizsgálva, Mórén–Nagy (2004) a fogyasztói hitel és a betéti piacokon korlátozott versenyt állapított meg.

A CV-modellben alkalmazott módszer fogyatékosága, hogy a piaci magatartást statikus, homogén termékű Cournot-modellként írják le, és feltételezik, hogy a bankok a versenytársak reakcióira tekintettel alakítják outputjukat a profitmaximalizálás céljából, holott ezek a feltevések nem mindig életszerűek. E problémák kiküszöbölésére a diszkrét választás elméleti keretében kifejlesztett modell explicit módon veszi figyelembe a termékdifferenciálást, és alkalmas a piaci hatalom, a fogyasztói preferenciák és jólét együttesen elemzésére. A magyar viszonyokra adaptált modelljével Molnár–Horváth–Nagy (2007) arra a következtetésre jutott, hogy bizonyos piacokon (folyószámla-, áruhitel, személyi kölcsön) az ár-költség margin a kartell-megoldáshoz közel vagy a fölött van, a látra szóló lakossági betétek piacán alacsony fokú a verseny, a tartós lekötésű betéteknél viszont erős a verseny.

A mostani modellezés során támaszkodtunk a magyar bankrendszer versenyviszonyait vizsgáló eddigi kutatások eredményeire: felfrissített adatbázison teszteljük a korábbi időszakra becsült fontosabb modelleket. Több területen jelentős változások mentek végbe az utóbbi években, amelyek módosíthatták a piaci struktúra, a versengő magatartás illetve a jövedelmezőségi-hatékonysági kategóriák egymáshoz való viszonyát. Felfrissített (1995-2006) panel-adatbázison újrabecsüljük a magyar bankrendszerre jellemző H-statisztikát, és megkíséreljük az összejátszó magatartást mérő modellt is újrabecsülni, továbbá a legutóbbi évek (2004-2007) adatbázisán becsüljük a 2005-ben az MNB-ben tesztelt nyereségességi modell továbbfejlesztett változatát. Az időbeli kiterjesztés nem csak a mintaelemszám növelése révén javíthatja a paraméterbecslések megbízhatóságát, hanem azért is célravezető, mert 2003-2006 között jelentős mértékben megnőtt a lakossági hitelek aránya a banki hitelezésben, és hipotézisünk szerint ez utóbbi piacon érvényesülhet inkább a piaci hatalom, mint a vállalati hitelpiacon. Másfelől a felfrissített adatbázison azt is teszteljük, hogy igazak-e azok a feltételezések, melyek szerint a bankpiaci verseny erősödése 2006-tól már a fogyasztói jólétet növelő kamatmarzsok mérséklődésében is megmutatkoztak.

Jelen kutatás keretében három típusú magatartási modell alapján végeztünk számításokat. A modelleket, a becslési eljárásokat és a kapott eredményeket a következőkben mutatjuk be.

1. A verseny fokát mérő H-statisztika becslése

A verseny fokának mérésére a leggyakrabban használt magatartási modellek a monopolisztikus, oligopolisztikus és versenyző bankpiacokat jellemző *Panzar–Rosse* (P-R) modellen alapulnak, és a fajlagos banki kamatjövedelem input-árakra mutatott rugalmassági együtthatóit összegző *H-statisztika* meghatározására irányulnak.⁸ Ez három elemből tevődik össze: a kamatráfordítás, a személyi kiadások, valamint a fizikai tőke és állóeszközök költségének a kamatbevételekre gyakorolt rugalmassági együtthatóiból. A verseny fokát mérő H az egyensúlyi kamatjövedelem (IR) tényezőárakra (FP) vonatkozó rugalmassági együtthatóinak összege:

$$H = \sum (\partial IR / \partial FP) (FP / IR)$$

A P-R modell feltevése szerint:

- ha $H \leq 0$, akkor monopolegyensúly alakul ki: mindegyik bank függetlenül működik, mintha *monopolhelyzetben* maximalizálná profitját, vagy (sokszereplős piac mellett ez a valószínűbb) *tökéletes kartellben*;
- ha $0 < H < 1$, akkor *monopolisztikus verseny* jellemzi a piacot szabad belépéssel (H értéke a keresleti rugalmasság függvényében nő);
- ha $H = 1$, akkor *tökéletes verseny* jellemzi a piacot.

A bankok árazási magatartásából tehát a H-statisztika becslése segítségével következtethetünk a piacon érvényesülő versenyhelyzetre, és egyúttal arra is választ kapunk, hogy milyen tényezők magyarázzák a banki jövedelmek eltéréseit. A H-statisztika előnyét jelenti, hogy a verseny fokát folyamatos változóként mutatja.

1.1. A Panzar-Rosse modell alapján kapott nemzetközi eredmények

A verseny fokának mérésére leggyakrabban a H-statisztika becslését használják a Panzar-Rosse modell valamely redukált formája alapján. Már csaknem minden ország bankrendszerére becsültek H-statisztikát (3.1. táblázat).

⁸ Az alapmodell *Panzar–Rosse* (1987) cikkében szerepel. A teszt alkalmazásának részletes leírását adja például *Bikker–Haaf* (2001).

3.1. táblázat

A Panzar-Rosse modell eredményei a nemzetközi irodalomban

Szerző	Időszak	Ország	A verseny jellege*	H (átlag)
Shaffer (1982)	1979	New York állam	MC	
Nathan és Neave (1989)	1982-84	Kanada	MC (1983, 1984); PC (1982)	0.82
Molyneux <i>et al.</i> (1994)	1986-89	Francia., Németo. Olaszo., Spanyolo., U.K	M (Olaszo.); MC (a többi)	0.37
Vessala (1995)	1985-92	Finno.	MC (kivéve 1989-90)	0.58
Molyneux <i>et al.</i> (1996)	1986-88	Japán	M	0.17
Hondroyannis <i>et al.</i> (1999)	1993-95	Görögo.	MC	0.18
Bikker és Groeneveld (2000)	1989-96	EU-15 országok	MC (összes ország)	0.82
De Bandt és Davis (2000)	1992-96	Francia., Németo., Olaszo.	MC (nagybankokra és az olasz kisbankokra)	0.28
Bikker és Haaf (2001)	1988-98	23 európai ország	MC (a verseny gyengébb a kisebb piacokon és erősebb a nemzetközi piacokon)	0.70
Gelos és Roldos (2002)	1994-99	8 európai és latin amerikai ország	MC	0.66
Yildirim és Philappatos (2002)	1992-99	14 Közép- és délkelet- európai ország, Oroszo.	MC (Litvánia, Macedónia); PC (Letto.); máshol határozatlan	0.71
Murjan and Ruza (2002)	1993-97	Közép-keleti országok	MC (olajtermelőké kevésbé versengő)	0.22
Hempell (2002)	2002	Németország	MC	0.68
Coccoresse (2004)	1997-99	Olaszország	MC	0.92
Claessens és Leaven (2003)	1994-2001	50 fejlett ipari ország	MC (a nagyobb országokban gyengébb verseny)	0.69
Mamatzakis <i>et al.</i> (2005)	1998-2002	7 délkelet-európai ország	MC	0.73
Drakos és Konstantinou (2005)	1992-2000	Közép-kelet-európai és FÁK országok	MC	0.31
Perera <i>et al.</i> (2006)	1995-2003	4 dél-ázsiai ország	MC	0.59
Gunalp és Celik (2006)	1990-2000	Törökország	MC	0.37
Yuan (2006)	1996-2000	Kína	PC	0.89

* MC=monopolisztikus verseny, PC=közel tökéletes verseny, M=monopólium vagy kartell

Forrás: Majid *et al.* (2007) alapján

Néhány fontosabb eredményt kiemelünk. Az európai bankrendszerekre az első átfogó vizsgálatot Bikker és Haaf (2001) végezte 23 fejlett ország csaknem ötezer bankjának 10 évet (1989-1998) felölelő mintáján. A verseny fokát tükröző H-statisztika nemcsak országonként tért el és időben változott, hanem a különböző részpiacokon működő bankokra is más-más versenykörnyezetet mutat. A verseny a legnagyobb méretű, főként a nemzetközi piacokon működő bankok körében volt a legerősebb ($H=0,86$), míg a főleg a helyi piacokon működő kisbankok körében a leggyengébb ($0,64$), a közepes méretű bankok pedig köztes pozíciót ($0,75$) foglaltak el a verseny foka szerint.

Hasonlóan nagyszabású vizsgálatot mutatott be Claessens és Laeven (2003), akik az 1994-2001 közötti időszakra a világ 50 fejlett országának 4479 bankján alapuló

paneladat-rendszerből becsülték az egyes országok bankrendszerének H-statisztikáját. 0,41 és 0,92 közötti értékeket kaptak (a legkisebbet az USA-ra, a legnagyobbat Costa Ricára). Európában a legalacsonyabb H-érték Dániát (0,50), a legmagasabb (0,86) Hollandiát jellemezte, Magyarországon pedig 0,75-öt mutattak ki, ami monopolisztikus versenypiacot tükröz, de annak keretei között viszonylag erős versennyel.

Arra a kérdésre, hogy vajon a koncentráció erősödése gyengíti-e a versenyt vagy sem, nem adtak egyöntetű választ a bankszektorokra folytatott empirikus vizsgálatok: a piaci struktúra és a verseny fokát mérő H-statisztika közötti kapcsolatot egy részük megerősítette, más része nem. Bikker–Haaf (2001) szignifikáns negatív korrelációt mutatott ki a koncentráció és a versenyt mérő H-statisztika között, ami azt igazolja, hogy a verseny mértékére hatással lehet a piac méretstruktúrája. Claessens–Laeven viszont arra az eredményre jutott, hogy a piaci koncentráció és a verseny foka között szignifikáns pozitív kapcsolat állt fenn, és a verseny szempontjából a méretszerkezetnél sokkal fontosabbnak bizonyult a piacra lépés szabadsága, vagyis a megtámadhatóság.

A legfrissebb nagyszabású modellbecslést Bikker és Spierdijk (2008) végezte 101 ország 17 ezer bankjának 1986-2004 közötti adatai alapján, amelynek során a szerzők az időbeli változásokra helyezték a hangsúlyt. Az időtényező szerepének felderítésére egyrészt időváltozót szerepeltettek a Panzar-Rosse modellben (lineáris, másodfokú és négyzetes formában), másrészt évenként számolták a H-statisztika értékeit, illetve strukturális törés vizsgálatot végeztek. A hosszú időtávra végzett modellbecslések számos fontos következtetés levonását tették lehetővé. Kiderült például, hogy az EU-ban az euró bevezetésének versenyerősítő hatását kompenzálta (sőt, túlkompenzálta) egy erőteljes strukturális törés 2001-2002 körül, amellyel a bankversenyben egy gyengülő időszak vette kezdetét, amelynek hatására az EU-15 60 százalékában csökkent a verseny fokát mérő H-statisztika értéke. A kutatás tanúsága szerint az EU kelet-európai térségében is a verseny szignifikáns csökkenése figyelhető meg 1994-2004 között, bár a változás viszonylag csekély (mintegy 10%-os). A feltörekvő piacokon azonban éppen a verseny erősödése volt jellemző az elmúlt években. Az időváltozó természetét illetően érdekes az eredmény, hogy az időváltozó lineáris és a négyzetes formában volt szignifikáns tényező. Lineáris T mellett az EU-15-ben 0,87-ről 0,55-re, az EU kelet-európai régiójában 0,61-ről 0,55-re csökkent a H-statisztika értéke, míg négyzetes időváltozó mellett ezek az értékek 0,92 és 0,51, illetve 0,65 és 0,54 voltak.

A magyar bankversenyt jellemző H-statisztika vizsgálata szempontjából külön érdekesek azok az elemzések, amelyek az átalakuló bankrendszerekkel foglalkoztak. Érdekes eredményre jutott a Gelos és Roldós (2002) elemzése, amely néhány átalakuló (főleg kelet-közép-európai és latin-amerikai) ország esetében a H-statisztika becslése mellett azt is vizsgálta a 1994-2000-es időszakra, hogy a piacralépések és a privatizációk nyomán beindult piaci konszolidáció következtében kimutatható-e strukturális törés (3.2. táblázat). A vizsgálat szerint csak két országban (Mexikó és Törökország) utasítható el a változatlanág tesztje, ezekben H értéke szignifikánsan csökkent.

3.2. táblázat

A H-statisztika strukturális törése néhány átalakuló ország bankrendszerében

Ország	Argentína	Brazília	Chile	Cseho.	Magyaro.	Mexikó	Lengyelo.	Töröko.
<i>A strukturális törés előtt:</i>								
-H értéke	0,81	0,28	0,33	0,04	0,53	0,44	-0,03	0,27
- verseny jellege	MC	MC	MC	MC/ M	MC	MC	MC/ M	MC
<i>A strukturális törés után:</i>								
-H értéke	0,97	0,29	0,36	-0,04	0,54	0,22	-0,03	0,10
-verseny jellege	MC/PC	MC	MC	MC/ M	MC	MC	MC/M	MC/M
H változásának tesztje	Változatlan	Változatlan	Változatlan	Változatlan	Változatlan	Csökke	Változatlan	Csökke
			n	n	n	n		n
A strukturális törés éve	1997	1997	1997	1998	1997	1998	1998	1998

* MC=monopolisztikus verseny, PC=közel tökéletes verseny, M=monopólium vagy kartell

Forrás: Gelos és Roldós (2002)

Végül egy friss és időben kiterjedt vizsgálat eredményét mutatjuk be (Rozas, 2007). A spanyol bankrendszer versenyhelyzetének alakulását 1986-2005 között vizsgáló elemzés azért lehet tanulságos számunkra, mert mi is viszonylag hosszú időtávon (1995-2006 között) próbáljuk mérni a verseny alakulását. Bár a P-R modell alkalmas arra, hogy időváltozót szerepeltetésével az időtényező hatását is figyelembe vegye, a megfelelően hosszú időtáv arra is alkalmas, hogy az azon belüli intervallumok kijelölésével a nem folytonos (törésszerű) változásokat is megragadja, amelyre az időfaktor bevonása önmagában nem alkalmas.

A spanyol központi bankban elvégzett, egy-egy évben a bankrendszer 84-92 százalékát reprezentáló, összesen mintegy 3000 paneladatot felölelő

modellbecsléshez a szerző is az általunk használt redukált egyenletből indult ki (ld. a következő alfejezet), ahol a függő változó a nettó kamatjövedelem. A bankspecifikus változók körébe a kockázat megragadásához az eszközarányos tőkét, a hitelportfólió, illetve a betétek relatív súlyának jelzőjeként az eszközarányos hiteleket, ill. az eszközarányos alapokat, a méretgazdaságosság hatásának megragadására a hitelek és betétek bankrendszerbeli súlyával használták. A méret jelzőszámaként az összes eszköz és a fiókok száma szolgált, amelyeket a súlyozott modellbecslésekhez használták fel.

3.3. táblázat

A H-statisztika és a bankpiaci struktúra alakulása a spanyol bankrendszerben

Becslési módszer	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005	1986-2005
Pooled Generalized Least Squares (PGLS)					
Megfigyelések száma	853	824	718	578	2943
H-érték (verseny jellege)	0,55 (MC)	0,70 (MC)	0,79 (MC)	0,55 (MC)	0,78 (MC)
Pooled Weighted Least Squares (PWLS), súlyváltozó: összes eszköz					
Megfigyelések száma	14122	27437	43413	68424	153397
H-érték (verseny jellege)	0,53 (MC)	0,79 (MC)	0,96 (MC)	1,03 (MC)	0,95 (MC)
Pooled Weighted Least Squares (PWLS), súlyváltozó: fiókok száma					
Megfigyelések száma	129787	149206	171882	174190	625065
H-érték (verseny jellege)	0,55 (MC)	0,81 (MC)	0,998 (PC)	1,04 (MC)	1,001 (PC)
A bankpiaci struktúra jelzőszámai az időszak közepén					
CR1	11	12	11	16	-
CR3	24	29	28	39	-
CR5	33	41	42	49	-
HHI	327	434	446	661	-

Forrás: Rozas, (2007)

A standard becslés (PGLS) a verseny kezdeti erősödése után a 2000-es években annak gyengülését jelző H-értékeket produkált. A bankméretet illetve a fiókok számát is figyelembe vevő súlyozott becslések (PWLS) azonban módosították az eredményt: az időben fokozatosan növekvő H-értékeket jeleztek, amely a fiókszámmal súlyozott modellben már egyes időszakokban közel tökéletes versenyt tükröztek (3.3. táblázat). A kilencvenes évekre mindegyik modellbecslés a verseny határozott erősödését mutatja, ami nagy valószínűséggel a nyolcvanas években végbement liberalizációnak köszönhető. A verseny foka annak ellenére nőtt, hogy a piac koncentráció mindegyik koncentrációs mutató szerint erősödött, bár mindvégig

viszonylag alacsony szinten (a HHI tekintetében jóval az erős verseny felső határát jelző 800-as érték alatt) maradt. Az eredmény azt tükrözi, hogy a piaci erő nem feltétlenül jár együtt a banki árazásban is megmutatkozó piaci hatalommal, ami a megtámadhatósági elmélettel konzisztens.

Minthogy a különböző országok bankrendszerének versenyhelyzetét mérő H-statisztika becslése a P-R modell eltérő specifikációja mellett történt, a nemzetközi szakirodalomban fellelhető modellbecslések áttekintése azt is segítette, hogy a bankspecifikus változók lehetséges köréből a magyar bankrendszernek leginkább megfelelőket választhassuk ki.

1.2. A H-statisztika becsléséhez használt redukált egyenlet és specifikációja

A Panzar–Rosse modellben a piaci erőpozíciót az méri, hogy az inputárakban bekövetkezett egységnyi változás milyen mértékben tükröződik adott bank egyensúlyi jövedelmében. A H-statisztikához szükséges együttthatók a kamatjövedelem alábbi redukált egyenletéből becsülhetők:⁹

$$\ln IR = a + \sum b_k \ln FP_k + c \ln OI + \sum d_j \ln BSF_j + \varphi \quad (1)$$

amiből: $H = \sum b_k$.

Az egyenletben IR a fajlagos kamatjövedelem, amit lehet az összes eszközre, vagy a kamatozó eszközökre vetíteni. A magyar bankrendszerben 1995-2006 között a két mutató igen szoros (0,97) korrelációt mutatott, ezért gyakorlatilag mindegy, melyiket használjuk. Mi az utóbbit választottuk, mert ez használható az összejátszó magatartás tesztelésére alkalmas modellünkben a hitelár proxy-változójaként. FP a tényezőárakat, OI az eszközarányos egyéb egyéb (nem-kamat) jövedelmet, BSF pedig a kamatbevételt befolyásoló bank-specifikus tényezőket jelöli. A klasszikus modell három tényezőárakat különböztet meg: a kamatköltséget, a személyi kiadásokat, illetve a fizikai tőke és anyagok költségét. A magyar bankok *publikus* eredmény-kimutatásaiból azonban a kamatkiadások mellett csak a többi költséget összesítő működési költségek (ill. az ún. általános igazgatási költségek) különíthetők el, emiatt publikus célokra kénytelenek vagyunk két tényezőáras modellt használni H előállítására. Az irodalomból ismert becslési eredmények tükrében ez valószínűleg nem módosítja jelentősen a H-ra kapott becslést, mivel a rugalmassági együttthatók közül a kamatköltségé játssza a meghatározó szerepet, ezt követi a bérköltségek

⁹ Vö. Bikker–Groeneveld (1998), Bikker–Haaf (2001), Belaisch (2003)

együtthatója, a tőkeköltségé pedig nemcsak kis súlyú, hanem többnyire nem is szignifikáns. Az ismert becslési eredmények tükrében feltételezhető, hogy a bér- és tőkeköltségek együttes rugalmassági együtthatójának előjele azonos a működési költségével, és nagysága is közel áll ahhoz.¹⁰

A Panzar-Rosse modell előfeltevése, hogy az adott bankrendszerből származó megfigyelések hosszú távú egyensúlyt tükröznek, vagyis azt, hogy a kockázati tényezőktől megtisztított jövedelmezőségi mutatók (például az eszköz- illetve tőkearányos bruttó jövedelem) hosszú távon kiegyenlítődnek a bankok között. Ebben az esetben a jövedelmezőség nem korrelál az input árakkal. Akkor áll fenn egyensúlyi állapot, ha az (1) egyenlet függő változója helyébe ezeket jövedelmezőségi rátákat írva, az inputárak együtthatóinak összege 0. Az egyensúlyi hipotézis tesztelését is elvégezzük.

Arra is kíváncsiak voltunk, hogy a vizsgált időszakon belül, 1995-2006 között, amikor a bankpiac szerkezetében és tulajdonosi viszonyaiban jelentős változások mentek végbe, változott-e a verseny fokát mérő H-statisztika. *Bikker–Haaf* (2001) specifikációját felhasználva ezért egy exponenciális időváltozót is beépítettünk a jövedelemegyenletbe. Az időváltozót is tartalmazó egyenlet és a H-statisztika így a következő:

$$\ln IR = a + (b_1 \ln IC + b_2 \ln OC) e^{cT} + d \ln OI + f \ln AF + g \ln LO + h \ln EQ + i \ln BR + \varphi \quad (2)$$

amiből $H = (b_1 + b_2) e^{cT}$.

A (2) egyenletben – az (1) egyenletben már definiáltakon túl – IC a kamatozó forrásokra vetített kamatköltség, OC az egy főre jutó működési költség (nagyraoszt bérköltség), T az idő. A bank-specifikus tényezők körébe – a lehetséges változók előzetes szűrése alapján – a következőket vontuk be: AF a bankok által kezelt alapok nagysága, amely a bank jövedelemgeneráló képességét tükrözi és egyúttal a bankméretet is reprezentálja; LO a hitelek aránya az összes eszközhöz, EQ az eszközarányos saját tőke, utóbbiak a bank által vállalt hitelezési kockázat hatását mérik a bank jövedelmére. Az utolsó magyarázó változót a bankspecifikus tényezők kibővítésére, illetve alternatív változókként építettük be a modellbe: BR a hálózat relatív méretét reprezentálja.

¹⁰ Ezt *Gelos–Roldós* (2002) 1994-99-es időszakra Magyarországra becsült értékei is megerősítik.

Nem publikus adatbázis segítségével, anonim adatfelhasználással, a 2001-2006 időszakra három-tényezőáras becslést is végeztünk. Itt az eredeti Panzar–Rosse modellhez híven a fajlagos működési költséget az egy főre jutó személyi költség (SC) és az eszközarányos tőkeköltséget (IC) tényezőárákkal helyettesítjük. Azonban most is beépítjük T időváltozót (exponenciális formában), így a következő redukált egyenletet kapjuk:

$$\ln IR = a + (b_1 \ln IC + b_2 \ln SC + b_3 \ln CC) e^{cT} + d \ln OI + f \ln AF + g \ln LO + h \ln EQ + i \ln BR + \varphi \quad (3)$$

$$\text{amiből } H = (b_1 + b_2 + b_3) e^{cT}.$$

Az IC együtthatója pozitív, hiszen a zömmel kamatozó forrásokból hitelező bankok kamatbevételének legfontosabb forrása maga a kamatkiadás. A működési költségek, illetve a személyi és tőkeáfordítások együtthatói pozitív és negatív értékeket is felvehetnek. Az OI együtthatója valószínűleg negatív, mivel a nem-kamat jövedelem és a kamatbevétel között általában átváltás van: az egyik a másik rovására növelhető. Azonban pozitív értéket is felvehet, azt tükrözve, hogy a díj- és jutalékjövedelmek többnyire a kamatbevételekhez társulnak. Éppen az előjel tükrözheti, hogy adott bankrendszerben melyik összefüggés jut inkább érvényre. Az AF együtthatója pozitív és negatív is lehet; ha pozitív, akkor alátámasztja az SCP hipotézis azon feltevését, hogy a piaci erő monopoljádékká konvertálódik. Az LO együtthatója az elméleti feltételezés szerint pozitív, mivel a hitelek nagyobb aránya a portfólióban növeli a kamatbevételt. Az EQ együtthatója általában negatív, amennyiben a nagyobb tőkearány mérsékli a kamatjövedelmet, azonban pozitív is lehet, amennyiben a kockázatosabb portfólió (amit a magasabb saját tőke is tükröz) növelheti is a kamatbevételt. A fiókhálózat relatív mérete is segíti a kamatbevétel növelését, ezért várhatóan pozitív az előjele, bár nem feltétlenül.

Becsléseink során annak érdekében, hogy H érzékenységet teszteljünk, mindkét alapmodellben elhagytunk nem vagy kevésbé szignifikáns magyarázó változókat. Az eredmények azt tükrözik, hogy ez nem befolyásolta jelentősen H becsült értékeit.

A 2001-2006-os időszakra is elvégeztük a kizárólag publikus mérlegbeszámolókból származó adatokra épülő két-tényezőáras modellbecslést is annak tesztelésére, hogy vajon jelentősen eltér-e a három-tényezőáras becsléstől. Látni fogjuk, hogy a személyi és tőkeköltségek együttes kezelése a modellben (2 tényezőár) nem torzítja jelentősen a H-statisztikára kapott eredményt.

1.3. A korábbi modellbecslés eredményei a magyar bankrendszerre

A magyar bankrendszerre az 1995-2002 közötti időszakra korábban végzett két tényezőáras modellbecslés eredményei közepes, vagy annál erősebb monopolisztikus versenyt tükröznek, és alátámasztják azt a hipotézist, hogy a kamatmarzs az időszak folyamán végbement csökkenésében a verseny erősödése is szerepet játszott (Várhegyi, 2003).¹¹

3.4. táblázat

**A kamatbevétel-egyenlet becslési eredményei 1995-2002 között.
Függő változó a kamatbevétel: $\ln(IR)$**

Becslési módszer	Időváltozó nélkül: panelbecslés véletlen hatású, ill. OLS		Időváltozóval: instrumentális becslés, iteratív WLS	
Magyarázó változók:	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
idő (T)	-	-	0,003* (1,6)	0,010*** (4,9)
kamatköltség: $\ln(IC)$	0,669*** (28,3)	0,666*** (25,4)	0,656*** (31,4)	0,628*** (33,1)
működési költség: $\ln(OC)$	-0,090*** (-2,6)	-0,107*** (-2,9)	-0,005 (-0,2)	-0,052* (-1,8)
egyéb jövedelem: $\ln(OI)$	0,021 (1,2)	-	0,047*** (3,9)	-
kezelt alapok: $\ln(AF)$	0,029* (1,9)	-	-0,075*** (-3,4)	-
hitel/eszköz: $\ln(LO)$	-0,824* (-1,8)	-0,799*** (-13,4)	-0,880*** (-22,5)	-0,933*** (-32,6)
tőke/eszköz: $\ln(EQ)$	-0,028* (-1,9)	0,024* (1,8)	0,011 (1,0)	0,083*** (6,3)
adjR ²	0,95	0,95	-	-
D-W	1,49	1,53	-	-
Panelelem-szám	140	140	140	140
H értéke	0,58 ¹	0,56 ¹	0,65-0,67 ¹	0,58-0,62 ¹

Zárójelben a t-statisztika szerepel. *** 1%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, * 10%-os szinten szignifikáns.

¹ A $H=0$ és a $H=1$ nullhipotézisek még 0,1 százalékos szignifikancia-szinten is elvethetők

Forrás: Várhegyi (2003)

A kamatjövedelmet befolyásoló tényezőáras becslés együtthatóit összegző H mindegyik modellben erősen szignifikánsan különbözött 0-tól és 1-től, vagyis nagy biztonsággal volt állítható, hogy ebben az időszakban a magyar bankrendszert sem a kartell, sem a tökéletes verseny nem jellemezte. Az időváltozó nélküli modellek

¹¹ A mintában a vizsgált időszak minden évében 16 bank szerepelt: ÁÉB, BB, CIB, Citibank, Erste, HVB, IEB, ING, K&H, Konzumbank, MKB, OTP, Postabank, Raiffeisen Bank, Volksbank, WestLB. Az ABN Amro és a Hypobank 2000-ig szerepelt a mintában.

esetében a H-statisztika értéke a specifikációtól függően 0,56-0,58 között mozgott. Az időváltozót is tartalmazó modellekben T együtthatója szignifikánsan pozitív volt: a H értéke 1995-2002 között kismértékben emelkedett.

A kamatmarzsra ható tényezőárak közül a kamatköltség együtthatója mindkét modellben erősen szignifikáns pozitív értéket vett fel, és kevésbé volt érzékeny a modellspecifikációra, míg a működési költségé kevésbé szignifikáns negatív értékű és jóval gyengébb hatást gyakorolt a kamatjövedelemre. Az egyéb (nem-kamat) jövedelem az időváltozós modellben szignifikáns, előjele – a nemzetközi megfigyelésekkel ellentétben¹² – pozitív volt, ami azt jelzi, hogy a magyar bankrendszerben a díjak és jutalékok kiegészítik, nem pedig helyettesítik a kamatjövedelmet. A bankspecifikus magyarázó változók közül a bankméretet reprezentáló változó együtthatója az egyik modellben pozitív, a másikban negatív volt, tehát nem adott egyértelmű alátámasztást az SCP hipotézis azon feltevésére, hogy a piaci erő monopoljáradékká konvertálódik. A banki kockázatvállalás mértékét reprezentáló hitel/eszköz arány együtthatója szignifikánsan negatív volt, ami azt a meglepő helyzetet tükrözte, hogy a banki közvetítésben betöltött nagyobb szerep (és kockázat) nem növelte, hanem mérsékelte a kamatbevételt.

1.4. Modellbecslések az 1995-2006, illetve a 2001-2006 közötti időszakokra

Az 1995-2006-os időszakra a két-tényezőáras (2) redukált egyenletet becsültük, időváltozó beépítésével azt is vizsgálva, hogy erősödött-e a verseny a bankpiacon az elmúlt bő egy évtized során. Az ennél rövidebb, 2001-2006 közötti periódusra módunk volt a három-tényezőáras (3) modell becslésére is, de ebben az esetben is elvégeztük a két-tényezőáras egyenlet becslését is.

1.4.1. A minta, a változók és az adatok

A mintába 10 bankot vontunk be, ezek: a Budapest Bank (BB), CIB Bank (CIB), az Erste Bank (ERS), az UniCredit Bank (HVB), az Inter-Európa Bank (IEB), a K&H (KH), az MKB Bank (MKB), az OTP Bank (OTP), a Raiffeisen Bank (RB) és a Volksbank (VOL). A minta jól reprezentálja a magyar bankrendszert, mivel 2006-ban ennél a 10 banknál összpontosult az összes eszközök 78,1%-a, a saját tőke 77,8%-a, a kezelt idegen források 93,1%-a, a működési költségek 82,5%-a, a kamateredmény 73,5%-a, és az adó előtti eredmény 80,4%-a.

¹² Vö. Bikker and Haaf (2001)

Két időmetszetben vizsgáltuk a bankszektor reprezentáló mintát: az 1995-2006 közötti 12 évben, amelyben így 120 paneladat állt rendelkezésünkre, illetve a 2001-2006 közötti 6 évben, amelyből 60 paneladat származott. Panelbecslést és instrumentális becslést egyaránt alkalmaztunk.

A *függő változó* minden modellben a *Kamatjövedelmezőség* = IR = kamatbevétel / kamatozó eszközök

A *magyarázó változók* (IC, OC, SC, CC, OI, AF, BR, LO, EQ, T) definíciója:

a) *Tényezőárak:*

Fajlagos kamatköltség: $IC = \text{kamatköltség} / \text{kamatozó források}$. (Együtthatója elméletileg pozitív, mivel a kapott és a fizetett kamatok pozitív kapcsolatban állnak.)

Fajlagos működési költség: $OC = \text{működési költség} / \text{létszám}$. (Együtthatója elméletileg negatív, mivel a működési költségek csökkentik a realizálható jövedelmet.)

A 2001-2006 közötti időszakra felírt 3-tényezőáras modellben OC helyett:

Fajlagos bérköltség: $SC = \text{személyi kifizetések} / \text{létszám}$

Fajlagos tőkeköltség: $CC = \text{tőkeköltség} / \text{összes eszköz}$

Egyéb jövedelem: $OI = \text{nem kamat jellegű jövedelem} / \text{összes eszköz}$. (Együtthatója elméletileg pozitív, mivel általában pozitív kapcsolatban áll a kamatbevétellel.)

b) *Bankspecifikus változók:*

A *tevékenység terjedelmét, a méretgazdaságosságot (scale of economies)* tükröző változók:

Méret (abszolút mutató): $AF = \text{a bank által kezelt alapok} = \text{saját tőke} + \text{kamatozó források}$. (Együtthatója előre nem meghatározható. Ha pozitív a kapcsolat, akkor az alátámasztja az SCP hipotézis azon feltevését, hogy a piaci erő monopoljáradékká konvertálódik.)

Hálózatméret (relatív mutató): $BR = \text{a bank fiókjainak száma} / \text{teljes bankszektori fiókszám}$. (Együtthatója elméletileg pozitív, mivel a kiterjedt fiókhálózat növeli az elérhető kamatbevételt.)

Kockázatot tükröző változók:

LO = kamatozó eszközök / összes eszköz. (Együtthatója elméletileg pozitív, mivel a magas hitelhányad növeli az elérhető kamatbevételt.)

EQ = saját tőke / összes eszköz. (Együtthatója elméletileg negatív, mivel a magas tőkehányad az elérhető kamatbevételt csökkenti.)

c) Idő: T

Az adatok forrása a bankok (publikus) éves jelentései: a, illetve az ezek közül a legfontosabbakat 2001 óta közlő PSZÁF-táblázatok.

3.5. táblázat

Leíró statisztika: 1995-2006, két tényezőáras modell

	IR	IC	OC	OI	AF	BR	LO	EQ
Mean	0.130167	0.079317	5.588558	0.022942	381802.9	0.100033	0.856483	0.083817
Median	0.110000	0.063500	5.547000	0.019500	299340.0	0.052500	0.873500	0.080000
Maximum	0.293000	0.230000	12.37500	0.132000	1847046.	0.518000	0.940000	0.221000
Minimum	0.051000	0.022000	0.564000	0.006000	9245.000	0.001000	0.638000	0.004000
Std. Dev.	0.059253	0.045016	1.510965	0.017167	335054.9	0.120022	0.070231	0.029166
Skewness	0.899854	0.914312	0.496301	3.103359	1.625966	1.946896	-1.130828	0.908422
Kurtosis	2.769423	3.060511	6.209598	17.72089	6.176719	5.869598	3.619355	5.940182
Jarque-Bera Probability	16.46056	16.73763	56.43390	1276.139	103.3331	116.9811	27.49343	59.72795
Observations	120	120	120	120	120	120	120	120
Cross sections	10	10	10	10	10	10	10	10

3.6. táblázat

Korrelációs mátrix: 1995-2006, két tényezőáras modell

	IR	IC	OC	OI	AF	BR	LO	EQ	T
IR	1.00	0.93	-0.50	0.60	-0.09	0.21	-0.55	0.18	-0.76
IC		1.00	-0.39	0.53	-0.26	-0.01	-0.31	0.20	-0.78
OC			1.00	-0.33	-0.12	-0.40	0.52	0.01	0.42
OI				1.00	-0.02	0.19	-0.36	0.12	-0.55
AF					1.00	0.83	-0.35	-0.23	0.30
BR						1.00	-0.58	-0.28	0.00
LO							1.00	0.06	0.40
EQ								1.00	-0.32
T									1.00

A korrelációs mátrixból látható, hogy a fajlagos kamatbevétel a legszorosabb kapcsolatban a kamatráfordítással van. Az elméleti feltevessel szemben a hitelarány az eszközökben (LO) nem pozitív, hanem negatív kapcsolatot mutat a fajlagos kamatbevétellel. Ezen az sem változtatna, ha a kamatozó eszközök helyett az összes eszközre vetítenénk a kamatbevételt (a két mutató közötti korrelációs

együttható 0,97), tehát más magyarázatot kell keresni az összefüggés sajátos irányára, vagy pedig mellőzni kell az LO-t a becslés során. Az LO-hoz hasonlóan a banki tevékenység kockázatosságát méri a tőkeellátottság (EQ), amely kétféle módon is befolyásolhatja a kamatbevételt. A korrelációs mátrix alapján kismértékű, bár inkább pozitív hatás várható. A specifikáció szempontjából arra a következtetésre juthatunk, hogy az 1995-2006-os időszakra felírt modellben a méretet reprezentáló mutatók esetében a BR szerepeltetése jobb, mint az AF, a kockázatra utaló mutatók közül pedig az EQ jobb, mint az LO.

A rövidebb időszakra és a mutatók tágabb körére vonatkozó korrelációs mátrix a nagyobb panelmintában is szereplő mutatók esetében hasonló értékeket ad. A költségek megbontása személyi és tőkeköltségre azonban rámutat arra, hogy az egyéb költségek (OC) negatív korrelációja valójában az abban legnagyobb súlyt képviselő személyi költségeknek köszönhető, mivel azok gyenge negatív kapcsolatot mutatnak a fajlagos kamatbevétellel. Ez azt tükrözi, hogy a fajlagos személyi költségek inkább negatív módon befolyásolták, míg a kamatráfordítások erősen, a tőkeköltségek gyengén pozitív hatással voltak rá a vizsgált időszakokban.

3.7. táblázat

Leíró statisztika: 2001-2006, három ill. két tényezőáras modell

	IR	IC	SC	CC	OI
Mean	0.087150	0.045017	2.587317	0.264033	0.014767
Median	0.085500	0.044000	2.538000	0.233000	0.012000
Maximum	0.130000	0.084000	3.894000	0.649000	0.034000
Minimum	0.051000	0.022000	0.676000	0.097000	0.006000
Std. Dev.	0.018867	0.013657	0.649490	0.121638	0.007703
Skewness	0.206933	0.738777	-0.164241	1.130789	1.177830
Kurtosis	2.356442	3.175172	3.884048	4.186441	3.314568
Jarque-Bera	1.463628	5.534628	2.223603	16.30595	14.12021
Probability	0.481036	0.062831	0.328966	0.000288	0.000859
Observations	60	60	60	60	60
Cross sections	10	10	10	10	10

	AF	BR	LO	EQ	OC
Mean	462698.5	0.098250	0.882100	0.076333	1.795256
Median	409930.5	0.055000	0.899500	0.071500	1.790591
Maximum	1847046.	0.453000	0.939000	0.124000	2.515678
Minimum	47519.00	0.000000	0.707000	0.040000	1.425515
Std. Dev.	369027.3	0.108176	0.053739	0.020741	0.203166
Skewness	1.531577	2.013997	-1.590442	0.566515	0.742863
Kurtosis	5.829683	6.246736	5.100548	2.494351	4.334761
Jarque-Bera	43.47506	66.91506	36.32582	3.848601	9.972416
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.145978	0.006832
Observations	60	60	60	60	60
Cross sections	10	10	10	10	10

3.8. táblázat

Korrelációs mátrix: 2001-2006, három ill. két tényezőáras modell

	IR	IC	SC	CC	OI	AF	BR	LO	EQ	T	OC
IR	1.00	0.73	-0.39	0.29	0.41	0.04	0.53	-0.48	0.12	-0.45	-0.17
IC		1.00	-0.24	0.18	-0.20	-0.22	0.26	-0.09	-0.27	-0.43	0.04
SC			1.00	-0.60	-0.19	0.15	-0.21	0.27	0.15	0.34	0.57
CC				1.00	-0.01	-0.44	-0.20	-0.07	-0.41	-0.25	0.05
OI					1.00	0.34	0.40	-0.42	0.75	-0.19	-0.30
AF						1.00	0.63	-0.37	0.31	0.29	-0.07
BR							1.00	-0.36	0.22	-0.04	-0.26
LO								1.00	-0.10	0.38	0.31
EQ									1.00	-0.12	-0.07
T										1.00	-0.04
OC											1.00

A P-R modell alkalmazhatóságának előfeltétele, hogy az egyensúlyi hipotézis tesztjei teljesüljenek. A ROE behelyettesítése a P-R modell redukált egyenletébe 99%-os, a ROA behelyettesítése 94%-os szignifikancia szinten $H=0$ értéket adott, vagyis a modell alkalmazható a magyar viszonyokra.

1.4.2. A becslési eredmények összefoglalása

A két időszakra felírt kétféle alapmodellből különböző specifikációk mellett végeztünk panel- illetve instrumentális becsléseket (ld. 1. Függelék). A fontosabb eredményeket az alábbi táblázatokban összegezzük.

3.9. táblázat

A 2-tényezőáras modellbecslések eredménye az 1995-2006 időszakra
Függő változó a kamatbevétel: $\ln(IR)$

Becslési módszer	Panelbecslés, GLS	Panelbecslés, GLS	Instrumentális becslés, 3SLS	Instrumentális becslés, 3SLS
Jellemző:	időváltozó nélkül	időváltozóval	időváltozó nélkül	időváltozóval
Változó	Együttható	Együttható	Együttható	Együttható
idő: T	-	-0,010 (-1,5)	-	0,001*** (1,0)
kamatköltség: $\ln(IC)$	0,663*** (29,6)	0,628*** (18,9)	0,678*** (643)	0,666*** (282)
működési költség: $\ln(OC)$	-0,061* (-1,9)	-0,045 (-1,4)	-0,037*** (-21,6)	-0,027*** (-7,1)
egyéb jövedelem: $\ln(OI)$	0,068** (3,1)	0,046* (1,8)	0,036*** (82,2)	0,033*** (34,6)
fiókhálózat: $\ln(BR)$	0,031** (1,9)	0,035** (1,9)	-0,020*** (-11,1)	-0,021*** (-5,8)
tőke/eszköz: $\ln(EQ)$	0,046* (1,7)	0,046* (1,7)	0,026*** (25,6)	0,029*** (13,3)
adjR ²	0,96	0,96	-	-
D-W	1,47	1,53	-	-
Panelelem-szám	120	120	120	120
H értéke	0,63 ¹	0,58 ¹	0,64 ¹	0,64 ¹

Zárójelben a t-statisztika szerepel. *** 1%-os szinten, ** 5%-os szinten, * 10%-os szinten szignifikáns.

¹ A $H=0$ és a $H=1$ nullhipotézisek még 0,1 százalékos szignifikancia-szinten is elvethetők

A két-tényezőáras modell esetében a kamatbevételt befolyásoló tényezőárak becsült együttthatóit összegző H mindegyik jó becslést adó modellspecifikációkban szignifikánsan különbözik 0-tól és 1-től, vagyis nagy biztonsággal állítható, hogy ebben az időszakban a magyar bankrendszert sem a kartell, sem a tökéletes verseny nem jellemezte. A különböző specifikációjú modellek esetében H-ra 0,58 és 0,64 közötti értékeket kaptunk, ami közepes, vagy annál erősebb *monopolisztikus versenyt* tükröz. T együttthatója az időváltozót is tartalmazó modellek egyikében sem tér el szignifikánsan 0-tól, ami azt jelzi, hogy az idő – legalábbis folytonos változóként – nem játszott egyértelmű szerepet a H alakulásában.

A kamatjövedelemre ható tényezőárak közül a kamatköltség együttthatója mindegyik modellben erősen szignifikáns pozitív értéket vesz fel, és kevésbé érzékeny a modellspecifikációra, míg a működési költségé kevésbé szignifikáns negatív értékű és jóval gyengébb hatást gyakorol a kamatjövedelemre. Az egyéb (nem kamat) jövedelem (OI) együttthatója mindegyik modellben szignifikánsan pozitív, ami azt jelzi, hogy *a magyar bankrendszerben a díjak és jutalékok kiegészítik, nem pedig helyettesítik a kamatjövedelmet*. A bankspecifikus magyarázó változók közül a banki fiókhálózat relatív méretét reprezentáló BR együttthatója szignifikáns, előjele azonban változó, tehát *nem kaptunk egyértelmű alátámasztást az SCP hipotézis azon feltevésére, hogy a piaci erő monopoljáradékká konvertálódik*. A tőkeellátottságot jelző EQ kevésbé szignifikáns és pozitív hatással van a fajlagos kamatbevételre. A hitelek eszközökhöz viszonyított aránya (LO) együttthatója ha egyes specifikációknál szignifikánsnak bizonyult is, akkor negatív volt, ami azt a meglepő helyzetet tükrözi, hogy a banki közvetítésben betöltött nagyobb szerep (és kockázat) nem növelte, hanem mérsékelte a kamatjövedelmet.

Az időbeli változás feltárása érdekében a két-tényezőáras modellt a 2001-2006 időszakra külön is becsültük. Az a tény ugyanis, hogy az időváltozó nem bizonyult szignifikánsnak az 1995-2006-ra felírt modellben, nem jelenti feltétlenül azt, hogy a verseny foka ne változna az idővel, csupán azt, hogy a változás nem ragadható meg lineáris függvénykapcsolattal. A kapott eredmény igazolta ezt a feltevésünket: az időszak második felére az azonos specifikációk mellett elvégzett becslések jellemzően magasabb H-értéket adtak. Ez azt tükrözi, hogy a verseny – a kilencvenes évekhez képest – a kétezres években erősödött, ami egybevág a banki struktúra és a kamatmarzsok alakulása alapján az SCP paradigma szerint levont következtetésünkkel.

Az időtáv felbontása arra is rámutatott, hogy a kamatbevétel kamatköltségre való rugalmassága csökkent, vagyis kissé gyengült a fajlagos kamatköltség meghatározó

ereje a fajlagos kamatbevételek alakításában. Ugyanakkor előjelet váltott a működési költség együtthatója, a 2000-es években a fajlagos működési költségek növekedése a fajlagos kamatbevétel növekedésével jár együtt. Jórészt ennek tudható be, hogy növekedett a H-statisztika értéke.

3.10. táblázat

A 2-tényezőáras modellbecslések eredménye a 2001-2006 időszakra Függő változó a kamatbevétel: $\ln(IR)$

Becslési módszer	Panelbecslés, GLS	Panelbecslés, GLS	Instrumentális becslés, WLS	Instrumentális becslés, WLS
Jellemző	Időváltozóval	Időváltozó nélkül	Időváltozóval	Időváltozó nélkül
Változó	Együttható	Együttható	Együttható	Együttható
idő (T)	-0,0045 (-1,1)	-	0,003 (1,2)	-
kamatköltség: $\ln(IC)$	0,552*** (21,2)	0,571*** (25,7)	0,549*** (15,5)	0,576*** (26,2)
működési költség: $\ln(OC)$	0,149** (5,6)	0,144*** (5,5)	0,161*** (5,8)	0,160*** (6,0)
egyéb jövedelem: $\ln(OI)$	0,076*** (3,2)	0,073*** (3,3)	0,032 (1,4)	0,045** (2,2)
fiókhálózat: $\ln(BR)$	0,110*** (4,7)	0,093*** (5,1)	0,104*** (5,0)	0,089*** (5,7)
hitel/eszköz: $\ln(LO)$	-0,604*** (-6,2)	-0,659*** (-7,0)	-0,687*** (-7,4)	-0,712*** (-8,5)
tőke/eszköz: $\ln(EQ)$	-	-	0,348*** (7,6)	-
Panelelem-szám	60	60	60	60
H értéke	0,70 ¹	0,71 ¹	0,71 ¹	0,74 ¹

Zárójelben a t-statisztika szerepel. *** 1%-os szinten, ** 5%-os szinten, * 10%-os szinten szignifikáns.

¹ A $H=0$ és a $H=1$ nullhipotézisek még 0,1 százalékos szignifikancia-szinten is elvethetők

3.11. táblázat

A 3-tényezőáras modellbecslések eredménye az 2001-2006 időszakra Függő változó a kamatbevétel: $\ln(IR)$

Becslési módszer	Panelbecslés, GLS	Panelbecslés, GLS	Instrumentális becslés, WLS	Instrumentális becslés, WLS
Jellemző	Időváltozóval	Időváltozó nélkül	Időváltozóval	Időváltozó nélkül
Változó	Együttható	Együttható	Együttható	Együttható
idő (T)	-0,008 (-1,2)	-	-0,008** (-2,3)	-
kamatköltség: $\ln(IC)$	0,532*** (13,4)	0,574*** (19,8)	0,578*** (21,7)	0,576*** (24,1)
személyi költség: $\ln(SC)$	0,086** (2,3)	0,076*** (3,5)	0,087*** (4,1)	0,079*** (4,2)
tőkeköltség: $\ln(CC)$	0,102** (2,5)	0,077*** (2,6)	0,193*** (5,8)	0,073*** (3,4)
egyéb jövedelem: $\ln(OI)$	0,113*** (2,9)	0,088*** (3,5)	-0,107*** (-3,8)	0,085*** (4,4)
fiókhálózat: $\ln(BR)$	0,056*** (2,9)	0,082*** (4,4)	-	0,087*** (7,7)
hitel/eszköz: $\ln(LO)$	-0,474*** (-2,7)	-0,593*** (-5,9)	-1,001*** (-12,2)	-0,626*** (-7,7)
tőke/eszköz: $\ln(EQ)$	-	-	0,348*** (7,6)	-
Panelelem-szám	60	60	60	60
H értéke	0,72 ¹	0,80 ¹	0,85 ¹	0,73 ¹

Zárójelben a t-statisztika szerepel. *** 1%-os szinten, ** 5%-os szinten, * 10%-os szinten szignifikáns.

¹ A $H=0$ és a $H=1$ nullhipotézisek még 0,1 százalékos szignifikancia-szinten is elvethetők

A 2001-2006 közötti hat évet felölelő időszakra kísérleti jelleggel az eredeti Panzar-Rosse modell három tényezőáras alakjában felírt H-statisztikát is becsültük, és

megnéztük, lényegesen eltér-e az eredmény a publikus beszámolókból származtatható két tényezőáras modellétől. A 3-tényezőáras modell becslési eredményeit bemutató táblázatból látható, hogy a kamatbevételre itt is a kamatköltség a legerősebben ható tényezőár, és a működési költségek megbontása személyi és tőkeköltségre alig befolyásolta a kamatköltség rugalmassági együtthatóját. A személyi és a tőkeköltségek együtthatói külön-külön is szignifikánsan pozitívak voltak, összegük pedig általában magasabb volt, mint az együttes működési költség együtthatója. Emiatt a H-statisztika értéke is magasabb lett egyes specifikációk mellett, de nem olyan meggyőző erővel, ami érdemben befolyásolná a verseny fokának minősítését. Ez azt jelenti, hogy korábbi feltételezésünk igazolódott: a publikus adatokból becsülhető H-statisztika igen jó közelítést adja a 3-tényezőáras modellből becsülhetőnek.

2. Az összejátszó magatartás modellezése

2.1. Az összejátszó magatartás tesztelésére alkalmas CV-modell

A bankverseny mélyebb természetének megismerésére a P-R modell olyan továbbfejlesztett változatai is használatosak, amelyek az „*összejátszó*” *magatartást* próbálják felderíteni.¹³ Az összejátszás hiányára vagy meglétére, illetve a koordináció fokára a *feltételezett változásos oligopólium* (conjectural variation oligopoly) modelljéből (továbbiakban CV-modell) becsülhető λ paraméter segítségével adható válasz.

Abból, hogy a kamatjövedelemnek az inputköltségekre való együttes rugalmasságát mérő H szignifikánsan 0 és 1 közé esik, csupán annyi következik, hogy a bankhitelek piacán nincs tökéletes kartell, és nem tökéletes a verseny. A közepesen erős monopolisztikus verseny sem zárja ki azonban annak lehetőségét, hogy a bankok kooperáljanak egymással a hitelek árazása során. A bankok esetleges összejátszására a játékelméletben a conjectural variation oligopoly eseteként leírt magatartás vizsgálatával kaphatunk választ. Ez olyan magatartást jellemez, amikor egy vállalat a stratégiája megválasztása során a versenytársak lehetséges válaszait

¹³ A bankverseny empirikus vizsgálatára alkalmas alapmodellt *Bresnahan* (1982) fejlesztette ki. A modell levezetését és alkalmazását lásd *Coccorose* (2002) tanulmányában, amelynek az olasz bankrendszerre kialakított modellspecifikációját a magyar bankverseny vizsgálatához is felhasználjuk.

is figyelembe veszi. A bankpiac esetében ez annak feltevését jelenti, hogy amikor egy bank beárazza hiteltermékét, figyelembe veszi, hogy feltételezése szerint a többi bank milyen árazással reagál saját kamatváltoztatására.

Az "összejátszó" magatartás meglétének kérdésére Coccoresse (2001) modellje segítségével próbálunk választ adni. A modell egyrészt differenciált termékeket feltételez a bankok között, másrészt árversenyt. Egy bank hitele iránti kereslet függ az adott bank hitelkamatától, a versenytársak kamatától, valamint egyéb exogén tényezőktől. A modell duopolisztikus piacként kezeli a hitelpiacot, ahol minden egyes bank egyetlen, a többi bank átlagával jellemzett riválissal áll szemben, vagyis a hitele iránti kereslet a saját kamata mellett a többi bank átlagos kamatától függ. Amennyiben a hitelkereslet rugalmas a kamatokra, akkor a saját kamat növekedése csökkenti, a többi bank kamatának emelkedése növeli az adott bank hitele iránti keresletet, vagyis a sajátár-rugalmasság negatív, a keresztár-rugalmasság pedig pozitív előjelű a keresleti függvényben. A modellben adott bank költségfüggvénye a nyújtott hitelvolumentól és az input tényezők árától függ.

Ármaximáló magatartást feltételezve Coccoresse levezeti, hogy ez az i bank számára a következő összefüggést jelenti:

$$(p_i - MC_i) / p_i = -1 / (\varepsilon_{ii} \lambda_i \varepsilon_{ij} p_i / p_j)$$

ahol

$$\varepsilon_{ii} = (\partial q_i / \partial p_i)(p_i / q_i), \dots, \varepsilon_{ij} = (\partial q_i / \partial p_j)(p_j / q_i), \dots, \lambda = \partial p_j / \partial p_i$$

MC_i illetve q_i az i bank határköltsége illetve hitelkibocsátása; p_i az i bank, p_j pedig a többi bank átlagos hitelkamata. Az egyenletben szereplő ε_{ii} illetve ε_{ij} a sajátár-, illetve keresztár-rugalmasság. λ_i az i bank ún. *feltételezett eltérési paramétere*, amely a bank hitelkamatának a többi bank kamatára vonatkozó rugalmasságát tükrözi, és végső soron a bankok közötti koordináció fokát fejezi ki.

λ pozitív értéke azt jelzi, hogy az adott bank arra számít, hogy a rivális bankok is az ő árához igazodnak, és így együttműködve a kamatbevételeiket olyan szinten tarthatják, amely megfelelő profitot biztosít számukra. Tökéletesen összejátszó magatartás esetében $\lambda=1$. A $\lambda=0$ eset azt tükrözi, amikor saját kamata megállapítása során a bank egyáltalán nem veszi figyelembe a versenytársak feltételezett kamatváltoztatásait, és nem is reagál azokra. Végül λ negatív értéke azt jelzi, hogy a

bank arra számít, hogy amennyiben ő árat (kamatot) emel, a riválisok – a versenypiac logikája szerint – csökkentik áraikat. Elméletileg λ végtelen negatív értéke tükrözi a tökéletes versenyt, ebben az esetben ugyanis az ár megegyezik a határköltséggel.

2.2. A becsléshez használt redukált egyenlet és a korábbi eredmények

Coccorese két tényezőáras modelljét adaptálva, λ -t az alábbi redukált egyenletrendszerből becsüljük:

$$\ln LA = a + b \cdot \ln PS + c \cdot \ln PM + d \cdot \ln MAKRO + e \cdot \ln TD + \varepsilon$$

$$\begin{aligned} \ln TC = & f + g \cdot \ln LA + \frac{h}{2} \cdot \ln^2 LA + i \cdot \ln IC + j \cdot \ln OC + \ln LA \cdot (k \cdot \ln IC + l \cdot \ln OC) \\ & + m \cdot \ln^2 IC + n \cdot \ln^2 OC + o \cdot \ln IC \cdot \ln OC + \varphi \end{aligned}$$

$$PS = AC \cdot (g + h \cdot \ln LA + k \cdot \ln IC + l \cdot \ln OC) - \frac{1}{\left(\frac{b}{PS} + \lambda \cdot \frac{c}{PM} \right)} + \gamma$$

A modellben LA az adott bank hitelvolumene, amely a modellben a hitelkeresletet reprezentálja. PS a bank saját hitelkamata, PM a többi bank által alkalmazott hitelkamat átlaga (a kamatokat a kamatozó eszközökre vetített kamatjövedelemmel reprezentáltuk). A hitelkeresletre ható makrogazdasági változóként (MAKRO) az egyik specifikációnkban (1. modell) a változatlan áras GDP-t, egy másikban (2. modell) a bankrendszer (változatlan áras) betétállományát (TD) szerepeltettük. Ez utóbbi a banki közvetítés bővülését tükrözi, és a magyar viszonyok között szignifikánsabb hatással van a hitelkeresletre, mint az általános fejlődést kifejező GDP. Az adott bank iránti hitelkeresletre ható bank-specifikus változóként a bank fiókhálózatának relatív súlyát (BR) használjuk. Az összes költséget (TC) magyarázó költségfüggvényben új változóként az eszközökre vetített kamatköltség (IC) és az eszközökre vetített működési költség (OC) szerepel. Az árfüggvényben AC az adott bank átlagköltsége, vagyis az eszközökre vetített összköltség, λ a conjectural variation paraméter, vagyis a banki árazás koordinációs foka (továbbiakban: koordinációs együttható). Az időváltozó nem bizonyult szignifikánsnak a modellben, ezért nem szerepeltettük.

A modell 1995-2002 időszakra történő becslése (Várhegyi 2004) 14 bank nyolcéves idősoraiból (együttesen 112 megfigyelés) képzett paneladat-rendszerre épült. A mintába bevont bankok a piac 75-80 százalékát reprezentálták 1995-2002 között. A

minta mérete a változók nagy száma miatt nem tette lehetővé, hogy minden bankra egyedi koordinációs együtthatót (λ -t) becsülhessünk, de arra módot adott, hogy a kilenc legnagyobbra ezt megtegyük.

3.12. táblázat

A CV-modell rendszerbecslése az 1995-2002 időszakra
(Instrumentális becslés, súlyozott legkisebb négyzetek módszere.
Panelmegfigyelések száma: 112)

	1. Modell	2. Modell
Keresleti egyenlet (függő változó a hitelvolumen: $\ln LA$)		
saját kamat ($\ln PS$)	-0.539*** (-7.82)	-0.345*** (-7.96)
többi bank kamata ($\ln PM$)	0.429** (2.25)	0.274*** (5.13)
GDP ($\ln GDP$)	0.840 (1.39)	-
bankrendszer betétei ($\ln TD$)	-	0.964*** (30.90)
fiókhálózat ($\ln BR$)	0.408*** (12.19)	0.010 (0.45)
Költség egyenlet (függő változó az összköltség: $\ln TC$)		
hitelvolumen ($\ln LA$)	1.183*** (4.45)	1.133*** (4.20)
kamatköltség ($\ln IC$)	-0.004 (-0.17)	0.002 (0.08)
működési költség ($\ln OC$)	-1.650*** (-3.88)	-1.598*** (-3.75)
Ár-költség margin egyenlet (függő változó: a bank saját kamata, PS)		
A koordináció fokát mérő λ_i értékei:		
OTP	-2.087** (-2.15)	-4.018*** (-4.11)
K&H	-3.177** (-2.11)	-6.040*** (-3.83)
MKB	-3.480** (-2.15)	-6.725*** (-4.03)
CIB	-3.514** (-2.09)	-7.008*** (-3.70)
HVB	-4.801** (-2.19)	-8.938*** (-4.33)
Raiffeisen Bank	-2.592** (-2.19)	-4.853*** (-4.34)
Postabank	-4.252* (-1.97)	-8.102*** (-3.14)
Budapest Bank	-3.222** (-2.18)	-5.947*** (-4.26)
ÁÉB	-1.871* (-1.93)	-4.276*** (-4.26)
Többi bank (közös λ)	-4.134** (-2.17)	-8,376*** (-3,17)

Zárójelben a t-statisztika szerepel. *** 1%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, * 10%-os szinten szignifikáns.

A kapott becslési eredmények alapján nagy valószínűséggel állítható, hogy a magyar bankrendszer hitelpiacán *nem volt jellemző az összejátszó magatartás* 1995-2002 között. A λ együtthatók mindkét modellben szignifikánsan különböznek 1-től (ami a tökéletes összejátszást tükrözné), sőt egy bank kivételével 0-tól is. A banki közvetítés mértékét tükröző betétvolumen a hitelkereslet jobb makrogazdasági

magyarázó változójának bizonyult, mint a GDP, ezért a magyar bankok viselkedésének jellemzésére a 2. modell becsléseit tekinthetjük relevánsabbnak. Ebben a modellben λ -k mindegyike 1 százalékos szignifikancia-szint mellett különbözött 0-tól.

A modellbecslések másik fontos eredménye a sajátár- és a keresztár-rugalmassági együtthatókra kapott értékek. A keresleti egyenlet feltevése szerint adott bank hiteleire irányuló kereslet függ a bank saját kamatától (PS) és a többi bank kamatától (PM). A becsült rugalmassági együtthatók mindkét modellben erősen szignifikánsak voltak, és előjelük megerősíti a versenypiac logikájából adódó elméleti feltevést, azt, hogy a saját kamatra negatív, a többi bank átlagos kamatára pozitív előjelű rugalmassággal reagál a hitelkereslet, minthogy a kamat növelése csökkenti az adott bank hiteleinek vonzerejét, míg a konkurens bankok kamatemelése növeli.

Az 1995-2002-es időszakra a homogén hitelpiacot leíró modell szerint tehát érvényesült az árverseny: a bankok árazási magatartásuk során a versenypiac logikája szerint figyelték egymás árait. A hitelkereslet érzékenyen reagált a bankok egymáshoz viszonyított kamatmozgására, ami szintén az árverseny meglétét támasztotta alá. Ha voltak is versenytorzító pozíciók és magatartások egyes részpiacokon, azok nem voltak olyan erősek, hogy megkérdőjelezzék a hitelpiac egészének versengő természetét.

2.3. Modellbecslés az 1995-2006 időszakra

A meghosszabbított idősorok alapján a H-statisztika erre az időszakra történő vizsgálatába bevont 10 nagybankra próbáltuk becsülni a CV-modellt is. A mutatók köre és jelölése azonos a korábbi becslés során alkalmazottal. Bár a korábbinál nagyobb mintánk volt (most 120 paneladat állt rendelkezésünkre a korábbi 112-vel szemben), és a piac lefedettsége sem csökkent lényegesen (80% körül volt az egyes mutatók tekintetében), a becslés kevesebb sikerrel járt.

A mutatók közötti korrelációs együtthatók segítették a keresleti egyenlet specifikációját; kiderült például, hogy makrováltozóként elegendő a betétvolumen bevonni, mivel az erősen korrelál a GDP-vel, a bankspecifikus változók közül pedig elegendő a fiókhálózat relatív súlyát bevonni, mert az szoros korrelációt mutat a betétek relatív súlyával.

3.13. táblázat

Leíró statisztika: 1995-2006

	LA	PS	PM	BR	IC	OC	AC	TC	TD
Mean	311767.8	0.130167	0.135558	0.100033	0.079317	5588.558	0.105500	36698.30	3527874.
Median	268001.5	0.110000	0.113000	0.052500	0.063500	5547.000	0.096500	26832.50	3070968.
Maximum	1303317.	0.293000	0.241000	0.518000	0.230000	12375.00	0.250000	165152.0	5964458.
Minimum	8122.000	0.051000	0.073000	0.001000	0.022000	564.0000	0.048000	1062.000	2566158.
Std. Dev.	250314.9	0.059253	0.051790	0.120022	0.045016	1510.965	0.042498	32965.32	1037409.
Skewness	1.311997	0.899854	0.350986	1.946896	0.914312	0.496301	0.947944	1.776135	1.182946
Kurtosis	4.934133	2.769423	1.570572	5.869598	3.060511	6.209598	3.280998	6.366805	3.179789
Jarque-Bera	53.13109	16.46056	12.68014	116.9811	16.73763	56.43390	18.36677	119.7700	28.14886
Probability	0.000000	0.000266	0.001764	0.000000	0.000232	0.000000	0.000103	0.000000	0.000001
Observations	120	120	120	120	120	120	120	120	120
Cross sections	10	10	10	10	10	10	10	10	10

3.14. táblázat

Korrelációs mátrix: 1995-2006

	GDP	LA	PS	PM	BR	IC	OC	AC	TC	TD
GDP	1.00	0.34	-0.76	-0.94	0.00	-0.77	0.40	-0.70	-0.12	0.92
L		1.00	-0.14	-0.32	0.80	-0.28	-0.07	-0.27	0.77	0.37
PS			1.00	0.75	0.21	0.93	-0.50	0.92	0.37	-0.62
PM				1.00	-0.05	0.79	-0.42	0.69	0.11	-0.77
BR					1.00	-0.01	-0.40	0.07	0.91	0.00
IC						1.00	-0.39	0.94	0.20	-0.64
OC							1.00	-0.40	-0.39	0.28
AC								1.00	0.25	-0.59
TC									1.00	-0.07
TD										1.00

A tágabb időhorizonton is az előző időszakra felállított modellt próbáltuk becsülni, lényegében azonos specifikációk mellett. Két modell típust becsültünk: az egyikben mindegyik bank számára azonosnak koordinációs együttthatót (λ) tételeztük fel, a másik típusúban a nagyobb bankokra (7 bankra) eltérő paramétereket becsültünk (ld. a 2. sz. Függelék).

Az első modell típus esetén egyedül annál a specifikációnál kaptunk 0-tól szignifikánsan különböző koordinációs együttthatót, ahol a kínálati függvényben a fiókhálózat relatív súlya (BR) volt a bankspecifikus változó.¹⁴ Ebben az esetben λ értéke nemcsak 0-tól különbözött szignifikánsan, hanem 1-től is (3.15. táblázat). A Wald-teszt szerint mind a tökéletes verseny ($\lambda=1$), mind a Cournot-Nash ($\lambda=0$) egyensúly 5%-os szignifikanciaszint mellett elvethető.

¹⁴ Makro-változót egyáltalán nem tudtunk szerepeltetni, mivel a GDP, illetve a teljes betétállomány bevonása esetén az egyenletrendszer szingulárisává vált.

A CV-modell rendszerbecslése az 1995-2006 időszakra
(Instrumentális becslés, súlyozott legkisebb négyzetek módszere.
Panelmegfigyelések száma: 120)

Keresleti egyenlet (függő változó a hitelvolumen: $\ln LA$)	
saját kamat ($\ln PS$)	-0.311*** (-3,50)
többi bank kamata ($\ln PM$)	-0.190** (-1,97)
fiókhálózat relatív súlya ($\ln BR$)	0.501*** (15,1)
Költségegyenlet (függő változó az összköltség: $\ln TC$)	
hitelvolumen ($\ln LA$)	1.524*** (6,16)
kamatköltség ($\ln IC$)	0.574 (1,24)
működési költség ($\ln OC$)	0,014 (0,06)
Ár-költség margin egyenlet (függő változó: a bank saját kamata, PS)	
Közös λ	18,1** (2,03)

Zárójelben a t-statisztika szerepel. *** 1%-os szinten szignifikáns, ** 5%-os szinten szignifikáns, * 10%-os szinten szignifikáns.

Meglepő módon azonban, a korábbi becsléseinkkel szemben, λ értéke most pozitív értéket vett fel, ami azt tükrözi, hogy a bankok arra számítanak, hogy a rivális bankok is az ő áraikhoz igazodnak, és így együttműködve a kamatbevételeiket olyan szinten tarthatják, amely megfelelő profitot biztosít számukra elvárják. Ez az 1995-2002 közötti időszakra kapott összes specifikáció melletti becslési eredményekkel ellentétes, amelyek mindegyike versengő magatartásra utaló negatív λ -t adott. Ettől függetlenül is komoly kétségeink vannak azonban jelen modellbecslés "jóságával" szemben, éppen azért, mert az összes többi specifikáció egyike mellett sem eredményezett szignifikáns λ -t, ráadásul a modell érzéketlen volt a magyarázó változók körének változtatására.

Az időben kiterjesztett adatbázisra felállított CV-modell problémáját tükrözi az is, hogy bár a korábbiakhoz hasonlóan az új mintán is megpróbáltunk a bankok többségére egyedi koordinációs együttthatót szerepeltetni, azonban semmilyen specifikáció mellett nem kaptunk 0-tól szignifikánsan különböző eredményeket λ -ra (a valószínűségi szintek 0,3-0,4 között voltak).

A modellbecslés kudarca mögött többféle ok állhat. Mivel a korábbi időszakra meglehetősen egyértelmű becslési eredmény született, azt feltételezzük, hogy az időszak kibővítése a 2002 utáni évekkel idézhette elő a problémát. Minthogy a CV-modell a hitelpiaci magatartást vizsgálja, ráadásul homogén piacként kezeli a különböző természetű részpiacokat, feltehetően az okozhatja a problémát, hogy a

lakossági hitelpiac éppen 2002 után fejlődött ki dinamikusan, amelynek viselkedése vélhetően jelentősen eltér a korábbi időszak hitelpiacát domináló vállalati hitelpiacától. A modell bonyolultsága (sokváltozós nemlineáris egyenletrendszer) miatt azonban arra nem volt módunk, hogy a 2003-2006-os időszakra külön adjunk rendszerbecslést. A lakossági hitelpiacok versenyhelyzetét ezért a következő fejezetben bemutatott modell keretében vizsgáltuk.

3. Banki árverseny modellezése fogyasztói választás mellett

Molnár, Nagy és Horváth (2007) által az MNB-ben, az ún. „diszkrét választás” elméleti keretben kifejlesztett modell lehetőséget ad arra, hogy a fogyasztói választás során modellezzük a termékdifferenciálás melletti banki árversenyt. A szerzők elméleti keretrendszerben megbecsülték, illetve kiszámították, hogy a Bertrand árverseny és tökéletes összejátszás mellett hipotetikusan mekkora lenne a bankok profitmarzsa, majd ez összehasonlították a megfigyelt profitmarzsokkal. A modell szerint a verseny foka abban az esetben tekinthető alacsonynak, ha a megfigyelt profitmarzs a Bertrand árverseny és a tökéletes összejátszás marzsai között található. Ha a megfigyelt profitmarzs az elméleti Bertrand pont alá esik, akkor a modell azt sejteti, hogy a verseny foka magas. A tanulmány hat lakossági részpiacot vizsgált, hármát a forint hitel (folyószámla, személyi és áruvásárlási hitelpiacokat) és hármát a forintbetéti piacon (látra szóló, rövid futamidejű és hosszú futamidejű betéti piacokat). A vizsgálathoz a 2003 január–2005 december periódusban havi adatokat használtak. A megfigyelt és az elméleti modell által implikált profitmarzsokat minden egyes bankra, minden egyes hónapban kiszámították, és azt a következtetést vonták le, hogy a folyószámla, áruvásárlási és személyi hitelek, valamint a látra-szóló és a rövid lejáratú hitelek esetén alacsony a verseny foka, egyedül a hosszú távú betétek esetén azonosítható versenyzői piac.

Jelen kutatásunk során Molnár, Nagy és Horváth (2007) tanulmányára támaszkodva hoztunk létre egy modellt, mely alapján a magyarországi bankszektor jelenlegi (a 2006-2007 évek adatait is tartalmazó) versenyviszonyai vizsgálhatók. Tesztelni kívánjuk ugyanis azoknak a – mikroökonómiai modellezéssel alá nem támasztott – állításoknak a valóságtartalmát, amelyek szerint éppen az MNB-elemzés lezárulta után, 2006-ban következett be éles változás a hazai bankpiac versenyhelyzetében. Ezen túlmenően – a Bankárképző által a Gazdasági Versenyhivatal megbízásából készített 2007-es tanulmányra támaszkodva – a folyószámlatermékek piacán uralkodó versenyviszonyokról is pontos becslést próbálunk adni.

3.1. A modell felépítése – elméleti alapok

A modellezés során egy kereslet-kínálati modellt alkotunk, melynél a fogyasztók állnak a keresleti, a bankok pedig a kínálati oldalon. A keresleti függvény meghatározásakor a fogyasztói döntést modellezzük, a kínálati függvény pedig a bankok árazási viselkedésén alapulva valójában a banki profitfüggvényként áll elő, mely a bankok termékei iránti kereslettől is függ. Ahogyan azt korábban említettük, két típusú profitfüggvénnyel dolgozunk: az egyik Bertrand árverseny, a másik pedig kartell esetén testesíti meg a banki profit alakulását.

A függvényeket a különféle banki termékekre vonatkozóan külön-külön vizsgálhatjuk, hiszen az egyes termékek piacain eltérő viselkedést figyelhetünk meg.

Az egyes termékekre vonatkozó elméleti profitmarzsok kiszámításával mind a Bertrand árverseny, mind pedig kartell esetében meghatározásra kerül az egyes piacokhoz tartozó elméleti értékek, melyekhez a valós marzsokat hasonlítva megállapítható, hogy az adott piacon milyen versenyviszonyok figyelhetők meg.

3.1.1. A keresleti oldal: a fogyasztók hitelek és betétek iránti kereslete

A betétek, illetve a hitelek iránti keresletet a diszkrét választás elmélete segítségével ragadjuk meg.¹⁵ Feltételezzük, hogy a fogyasztónak egyetlen döntést kell csak meghoznia, még pedig azt, hogy melyik bankot szeretné választani az adott termék esetén. Tehát csak arról kell döntenie, hogy a pénzét mely bankban fektesse be vagy éppen mely banktól vegye fel a számára szükséges pénzösszeget. Azt a fogyasztó már régen tudja, hogy milyen hitel-, illetve betéti termék érdekli őt, csak a megfelelő bankot szeretné kiválasztani. A fogyasztó azt a bankot választja, amelynek a terméke számára a legnagyobb hasznosságot jelenti. Most a két alapvető banki terméktípus, a betét és a hitel esetén vezetjük le a keresleti függvényeket.

A betétek iránti kereslet

A következőkben feltesszük, hogy van $i=1,2,\dots, I_t$ fogyasztó, aki szeretne betétet elhelyezni a $j=1,2,\dots, J_t$ bank egyikében. A $t=1,2,\dots, T$ az idő dimenziót jeleníti meg. A

¹⁵ A modell gyengesége, hogy segítségével az összetett termékek iránti kereslet, valamint a kereslet dinamikája nehezen modellezhető.

$j=0$ a bankrendszeren kívüli lakossági megtakarításokat fejezi ki, vagyis azt a vagyont, amelyet nem betéti termékben tartanak.

Egy adott j bank választásának hasznossága a következőképpen alakul minden egyes fogyasztó számára:

$$u_{ijt}^d = \delta_{jt}^d + \varepsilon_{ijt} = r_{jt}^d \alpha^d - r_{jt}^{sd} \alpha^s + x_{jt} \beta^d + \xi_{jt}^d + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Ahol az r_{jt}^d a bank által a betétesnek fizetett kamat, r_{jt}^{sd} a banknak fizetett díj, az x_{jt} egy vektor, mely a kamatokon kívüli banki jellemzőket testesíti meg és a modellező által megfigyelhető tulajdonságokat takar. A ξ_{jt} olyan banki jellemzőket megtestesítő vektor, melyet az ökonóméter nem vizsgál. Az ε_{ijt} a véletlen változót testesíti meg, mely nulla átlagos értékkel bír. Ez az egyetlen változó, mely fogyasztóról fogyasztóra különbözik. Az egyenletben a következő paramétereket kell becsülni: $\alpha^d, \alpha^s, \beta^d$. Az utolsó egy k dimenziós vektort jelent annak függvényében, hogy a modellezés során hány kamaton kívüli banki jellemzőt használunk fel. Így összesen $k+2$ paraméter becslésére kerül sor.

Tehát egy olyan hasznossági függvényt definiáltunk, mely a véletlen tagon kívül minden fogyasztóra azonos és a bank által kínált betéti kamattól, a bank által felszámolt díjtételektől és a bank egyéb jellemzőitől függ. A fogyasztó azt a bankot fogja választani, melynek terméke számára a legnagyobb hasznossággal bír. A bank árazása során a keresletre vonatkozó várakozásaira épít.

$$s_{jt}^d = \sum_{i=1}^{I_t} E\left(U\left(r_{jt}^d, r_{jt}^{sd}, x_{jt}, \xi_{jt}, z_{it}; \alpha^d, \alpha^s, \beta^d\right)\right) \geq \max_{l \neq j} U\left(r_{lt}^d, r_{lt}^{sd}, x_{lt}, \xi_{lt}, z_{it}; \alpha^d, \alpha^s, \beta^d\right) \quad (2)$$

Az $E()$ valójában a bank várakozásait tükrözi az $U()$ függvényben található nem megfigyelhető változókra vonatkozóan. A hasznosságfüggvényben egyedül a z paraméter különbözik az egyes fogyasztókra vonatkozóan, ezen kívül a fogyasztók teljesen azonos módon viselkednek.

A bank terméke iránti várható aggregált kereslet más formában is megragadható. Egyszerűen összegezni kell a fogyasztókra annak valószínűségét, hogy a fogyasztó az adott bankot választja. A keresletfüggvény így a következő formát ölti:

$$s_{jt}^s = \sum_{i=1}^{I_t} \Pr(i \text{ fogyasztó a } j \text{ banknál nyit betéti számlát}) \quad (3)$$

A lakosság adott termék iránti keresletének modellezésére használhatunk multinomiális logit modellt:

$$s_{jt}^d(\delta_t^d) = \frac{\exp(\delta_{jt}^d)}{\sum_{r=0}^J \exp(\delta_{rt}^d)}, \quad j=1, \dots, J \quad (4)$$

Itt már eltűnik a fogyasztó-specifikus ε_{ijt} tag.

A hitelek iránti kereslet

A hitelek iránti kereslet hasonlóképpen vezethető le, mint a betétek iránti kereslet. Feltételezzük, hogy $m=1,2,\dots,M_t$ fogyasztó jelenik meg a piacon potenciális hiteligenylőként, akik a hasznosságfüggvényük alapján döntenek el, melyik banktól vegyék fel a hitelt. A hasznosságfüggvény a következő alakot ölti:

$$u_{mjt} = \delta_{jt}^l + \varepsilon_{mjt} = r_{jt}^l \alpha^l + r_{jt}^{sl} \alpha^{sl} + x_{jt} \beta^l + \zeta_j^l + \varepsilon_{mjt} \quad (5)$$

A multinomiális logit modell is nagyon hasonló, mint a betétoldalon:

$$s_{jt}^l(\delta_t^l) = \frac{\exp(\delta_{jt}^l)}{\sum_{r=0}^J \exp(\delta_{rt}^l)}, \quad j=1, \dots, J \quad (6)$$

Logit specifikáció

Az imént definiált keresleti és a később definiálandó kínálati függvények alapvető problémája, hogy nehéz alkalmazni olyan piacok esetében, ahol az árak nem megfigyelt faktoroktól is függenek, úgy mint például a szolgáltatás minősége. Ez az endogenitási probléma torzított paraméterbecsléshez vezethet. Ezen összefüggések figyelembe vételének elhanyagolása nemzetközi irodalom alapján akár emelkedő keresleti görbét is eredményezhet. A diszkrét választás elméletét használva a nem megfigyelt értékek nemlineáris módon kerülnek bele a modellbe, melynek hatására a paraméterek becslése igen bonyolulttá válik. Ezt a problémát úgy lehet elkerülni, ha olyan becslést alkalmazunk, melyben a paraméterek lineáris módon becsülhetők. Ezt a megoldást hívjuk logit specifikációnak.

A megfigyelt piaci részesedéseket felhasználva tudunk új modellt építeni a betéti és a hiteltermékek iránti keresletekre.

Az S_{jt}^d és S_{jt}^l változók jelentik az egyes bankok adott periódusban birtokolt tényleges, vagyis megfigyelt piaci részesedéseit, az s_{jt}^d és s_{jt}^l pedig a modellből becsült piaci részesedéseket jelentik rendre egy adott betéti és hiteltermék esetén. A modellezés során azzal a feltételezéssel élünk, hogy a fogyasztók nem különböznek egymástól, vagyis a fogyasztó-specifikus változó elhagyható a modellezésből. A következő

egyenlőségeket írhatjuk fel a betéti termékek, illetve a hiteltermékek piaci részesedéseire vonatkozóan. I_t továbbra is a betéti oldalon megjelenő potenciális fogyasztók táborát, az M_t pedig a hiteloldalon bankot választó fogyasztók táborát testesíti meg. Tehát az átlagos fogyasztói hasznossággal számolunk a következő képletekben, melyek alapján a következő egyenlőségek állnak fenn:

$$S_{jt}^d = I_t S_{jt}^d(\delta_t^d) \quad (7)$$

$$S_{jt}^l = M_t S_{jt}^l(\delta_t^l) \quad (8)$$

Valójában ezek a kifejezések az egyes fogyasztók általi keresletet összegezve adják meg a bankok termékei iránti keresletet, vagyis ezáltal a bankok részesedését az adott termékek piacain. Az átlagos hasznossági szinteket (δ_t) a piacokon tapasztalt részesedésekkel magyarázzuk a logit modellben a következő formában:

$$\ln(S_{jt}^d) - \ln(S_{0t}^d) = \delta_{jt}^d = r_{jt}^d \alpha^d - r_{jt}^{sd} \alpha^{sd} + x_{jt} \beta^d + \xi_{jt}^d \quad (9)$$

$$\ln(S_{jt}^l) - \ln(S_{0t}^l) = \delta_{jt}^l = r_{jt}^l \alpha^l + r_{jt}^{sl} \alpha^{sl} + x_{jt} \beta^l + \xi_{jt}^l \quad (10)$$

Ezeket már könnyedén lehet kezelni egyszerű OLS regressziós becslés segítségével. Tehát a korábban definiált nemlineáris kapcsolatot a hasznosságfüggvény és a piaci részesedések között lineárisra transzformáltuk.

Az árrugalmasság számítása

A j -edik bankra a t -edik időpontban jellemző árrugalmasságokat a következő képletekkel számíthatjuk ki a betéti oldalon. Az első formula a betéti kamat elaszticitását, a második pedig a bank által felszámolt díjak elaszticitását mutatja:

$$\eta_{jkt}^d = \frac{\partial S_{jt}^d r_{kt}^d}{\partial r_{kt}^d S_{jt}^d} = \begin{cases} \alpha^d r_{jt}^d (1 - s_{jt}^d) & \text{ha } j = k \\ -\alpha^d r_{kt}^d s_{kt}^d & \text{ha } j \neq k \end{cases} \quad (11)$$

$$\eta_{jkt}^{ds} = \frac{\partial S_{jt}^d r_{kt}^{sd}}{\partial r_{kt}^{sd} S_{jt}^d} = \begin{cases} \alpha^{sd} r_{jt}^{sd} (1 - s_{jt}^d) & \text{ha } j = k \\ -\alpha^{sd} r_{kt}^{sd} s_{kt}^{sd} & \text{ha } j \neq k \end{cases} \quad (12)$$

A kölcsöntermékekre vonatkozó rugalmasságok hasonlóképpen számíthatóak.

Az árrugalmasságok kiszámításához a kamathoz kapcsolódó regressziós paraméter értékére, a kamatláb értékére és a piaci részesedés nagyságára van szükség.

3.1.2. A kínálati oldal: a banki profitfüggvény

Ahogy azt már korábban említettük, a kínálati oldal valójában a banki profitfüggvények felrajzolásával áll elő. Azzal a feltételezéssel élünk, hogy a bankok profitjuk maximalizálására törekszenek az egyes részpiacokon, a bankközi piac pedig tökéletesen versenyző piacként működik. Ez a termékenként szeparált profitmaximalizálás nagyon szigorú, korlátozó feltétel, mivel a bankokra egyre inkább jellemző a termékek csomagolása. Ennek folyományaként a kereslet kevésbé lesz érzékeny, kevésbé reagál rugalmasan a kamatok változására.

A banki profitfüggvényt levezetjük Bertrand árversenyt és oligopol piacot feltételezve egyaránt. Az alapfeltevésünk az, hogy J darab profitmaximalizáló bank dönt arról, hogy milyen betéti kamatokat, milyen hitelkamatokat és milyen díjakat határozzon meg az egyes betéti és hitelpiacokon, bizonyos likviditási feltételek mellett.

Bertrand árverseny

Bertrand modell esetén a profitfüggvény a következőképpen alakul minden egyes bank esetén:

$$\max_{r_{jt}^{sd}, r_{jt}^d, r_{jt}^l, r_{jt}^{sl}} \pi_j = (r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d) I_t s_{jt}^d(\delta^d) + (r_{jt}^l + r_{jt}^{sl}) M_t s_{jt}^l(\delta^l) - C_{jt}(I_t s_{jt}^d(\delta^d), M_t s_{jt}^l(\delta^l)) + R_{jt} r_t \quad (13)$$

$$\text{ahol } I_t s_{jt}^d(\delta^d) = M_t s_{jt}^l(\delta^l) + R_{jt} \quad (14)$$

Az R_{jt} a bankközi nettó kitétséget jelenti, I_t és M_t pedig a betét- és a hitelpiac méretét mutatják. Tehát egy adott banknál a betétoldal és a hiteloldal kiegyenlítése a bankközi piacon valósul meg. Így a profitfüggvény valójában a betéti és hitelpiacokon realizált bevétel és a kapcsolódó költségek különbségeként adódik, a bankközi piac egyenlegével kiegészítve. Ez utóbbi lehet bevétel vagy éppen kiadás, annak függvényében, hogy a bank nettó hitelnyújtó vagy hitelfeltevő pozícióban van a bankközi piacon. A bankközi piac teljes mértékben versenyző és ugyanakkora kamatlábon lehet hitelt felvenni és kölcsönt nyújtani egyaránt. Továbbá azzal a feltételezéssel élünk, hogy a betéti kamatlábak egyáltalán nincsenek hatással a hitelpiacon kialakuló piaci részesedésekre és ugyanígy a hitelkamatok sincsenek hatással a betéti piacon kialakuló piaci részesedésekre.

A j -edik bankra vonatkozó, profitfüggvényből levezetett elsőrendű feltételek a következőképpen festenek:

$$\left(r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d + r_t - c_{jt}^d\right) = \frac{s_{jt}^d(\delta^d)}{\frac{\partial s_{jt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^d}} \quad (15)$$

$$\left(r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d + r_t - c_{jt}^d\right) = -\frac{s_{jt}^d(\delta^d)}{\frac{\partial r_{jt}^{sd}}{\partial s_{jt}^d(\delta^d)}} \quad (16)$$

$$\left(r_{jt}^l + r_{jt}^{sl} - r_t - c_{jt}^l\right) = -\frac{s_{jt}^l(\delta^l)}{\frac{\partial s_{jt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^l}} \quad (17)$$

$$\left(r_{jt}^{sl} + r_{jt}^l - r_t - c_{jt}^l\right) = -\frac{s_{jt}^l(\delta^l)}{\frac{\partial r_{jt}^{sl}}{\partial s_{jt}^l(\delta^l)}} \quad (18)$$

Ezen elsőrendű feltételek könnyedén átalakíthatóak úgy, hogy a jól ismert Lerner indexhez jussunk, mégpedig úgy, hogy mindkét oldalt leosztjuk a megfelelő kamatlábbal vagy szolgáltatási díjjal. A Lerner index megegyezik a határbevétel mínusz a határköltség osztva az árral, mely egyenlő a reziduális keresleti rugalmassággal. A határbevétel a betétoldalon megegyezik a szolgáltatási díj és a bankközi kamatláb összegével, a hiteloldalon pedig a felszámított kamatláb és díjak összege. A határköltség a betétoldalon a fizetett kamatláb és a nem kamatjellegű határköltség összege, hiteloldalon pedig a bankközi kamatláb és a nem kamatjellegű határköltség összege. Az imént felírt (15)-(18) egyenletek bal oldalán pontosan a határbevételek és a határköltségek különbségét találjuk, melyeket osztva a szolgáltatás árával, megkapjuk a Lerner indexet, vagy más néven az ár-költség margint (price-cost margin, PCM).

Cournot oligopólium (kartell)

Kartell esetén a bankok nem külön-külön, hanem együttesen maximalizálják profitjukat. Így a profitfüggvény a következő formát ölti:

$$\underset{r_{jt}^{sd}, r_{jt}^d, r_{jt}^l, r_{jt}^{sl} \quad j=1, \dots, J}{Max} \sum_{j=1}^J \pi_j = \sum_{j=1}^J \left(\left(r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d \right) I_t s_{jt}^d(\delta^d) + \left(r_{jt}^l + r_{jt}^{sl} \right) M_t s_{jt}^l(\delta^l) \right. \\ \left. - C_{jt} \left(I_t s_{jt}^d(\delta^d), M_t s_{jt}^l(\delta^l) \right) + R_{jt} r_t \right) \quad (19)$$

$$\text{ahol } I_t s_{jt}^l(\delta^l) = M_t s_{jt}^l(\delta^l) + R_{jt} \text{ minden } j\text{-re} \quad (20)$$

A j-edik bankra vonatkozó, profitfüggvényből levezetett elsőrendű feltételek a következőképpen alakulnak:

$$(r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d + r_t - c_{jt}^d) = \frac{s_{jt}^d(\delta^d)}{\frac{\partial s_{jt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^d}} - \sum_{k \neq j} (r_{kt}^{sd} - r_{kt}^d + r_t - c_{kt}^d) \frac{\frac{\partial s_{kt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^d}}{\frac{\partial s_{jt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^d}} \quad (21)$$

$$(r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d + r_t - c_{jt}^d) = -\frac{s_{jt}^d(\delta^d)}{\frac{\partial s_{jt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^{sd}}} - \sum_{k \neq j} (r_{kt}^{sd} - r_{kt}^d + r_t - c_{kt}^d) \frac{\frac{\partial s_{kt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^{sd}}}{\frac{\partial s_{jt}^d(\delta^d)}{\partial r_{jt}^{sd}}} \quad (22)$$

$$(r_{jt}^l + r_{jt}^{sl} - r_t - c_{jt}^l) = -\frac{s_{jt}^l(\delta^l)}{\frac{\partial s_{jt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^l}} - \sum_{k \neq j} (r_{kt}^{sl} + r_{kt}^l - r_t - c_{kt}^l) \frac{\frac{\partial s_{kt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^l}}{\frac{\partial s_{jt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^l}} \quad (23)$$

$$(r_{jt}^{sl} + r_{jt}^l - r_t - c_{jt}^l) = -\frac{s_{jt}^l(\delta^l)}{\frac{\partial s_{jt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^{sl}}} - \sum_{k \neq j} (r_{kt}^{sl} + r_{kt}^l - r_t - c_{kt}^l) \frac{\frac{\partial s_{kt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^{sl}}}{\frac{\partial s_{jt}^l(\delta^l)}{\partial r_{jt}^{sl}}} \quad (24)$$

Ezen egyenleteknél is ugyanúgy a határbevétel és a határköltség különbsége szerepel a bal oldalon.

A kartell esetén kialakuló egyensúlyi állapotban a bankok által kért ár magasabb, vagyis a betétoldalon alacsonyabb a betéti kamatláb, a hiteloldalon pedig magasabb a kamatláb, melyet a bank felszámol ügyfeleinek.

Az ár-költség marzsokat tehát meg tudjuk határozni a hipotetikus Bertrand és kartell piacra vonatkozóan is. Ahhoz, hogy eldöntsük, a vizsgált betéti vagy hiteltermék piacán milyen viselkedés figyelhető meg, vagyis hogy melyik modellhez van közelebb a piac, meg kell vizsgálni, hogy a tényleges ár-költség marzs értéke hogyan viszonyul az imént említett módszerrel kiszámított marzs értékekhez.

A Bertrand árverseny és a Cournot oligopólium, vagy kartell elméleti kereteinek bemutatása¹⁶

A Bertrand árverseny és a Cournot-féle oligopólium között alapvető különbség, hogy a Bertrand modellben a bankok árat határoznak döntésük során, a Cournot modellben pedig mennyiségeket választanak. Mindét modell alapfeltevése, hogy a bankok által kínált termékek teljesen homogének.

A Bertrand modellben minden bank úgy gondolja, hogy a piacon jelenlevő többi bank által kínált ár rögzített. Így adott bank akár kismértékű árcsökkentéssel is meg tudja szerezni akár az egész piacot; hiszen amennyiben a fogyasztók tökéletes információval rendelkeznek az árakra vonatkozóan, kiválasztják a legolcsóbban szolgáltató bankot. Bertrand egyensúlyban a bankok nulla profitot termelnek.

A Cournot modell egy nem kooperatív oligopólium modell, melyben a bankok termelt mennyiséget határoznak meg és nem árat. A Cournot egyensúlyban minden bank maximalizálja profitját, miközben feltételezésekkel él a többi bank termelésére vonatkozóan. Egyensúlyi helyzetben a bankok jól tippelnek a többiek kibocsátását illetően.

3.1.3. A költségfüggvény

Ahhoz, hogy meg tudjuk határozni egy adott piacon a PCM-et, szükség van a termékhez kapcsolódó költségfüggvényre, amelyből aztán a határköltség kalkulálható.

A Bertrand és a kartell piacokon tapasztalható hipotetikus PCM értékek a (15)-(18) és a (21)-(24) egyenletek jobb oldalából számíthatók, míg a megfigyelt értékek az elsőrendű feltételek bal oldalából kalkulálhatóak, melyek a két típusú modell esetén azonosak. Ez utóbbi számításához a megfigyelt kamatlábakon kívül „csak” a megfigyelt számított határköltségre van szükségünk.

A költségfüggvény meghatározásához Kim (1985) tanulmányát használjuk fel. A költségfüggvényhez input és output paraméterek meghatározása szükségeltetik. Az MNB tanulmányban meghatározott költségfüggvénynél két input és két output paramétert feltételezünk. Az első output a bank által az adott piacon létrehozott betéti vagy hiteltermék, a másik output pedig az ő összes többi eszközét testesíti

¹⁶ Forrás: Carlton, D. W., Perloff, J.M. (2006): Modern piacelmélet

meg. Ez leegyszerűsítve a hitelállományt és a mérlegfőösszeg mínusz a hitelállomány összegét jelenti. A két input a tőkét és a munkát testesíti meg. A munka költsége a személyi jellegű ráfordítások és a munkatársak létszámának hányadosaként becsülhető, a fizikai tőke pedig a nem kamatjellegű és a személyi költségek különbsége a befektetett eszközökhöz viszonyítva.

A költségfüggvény a következőképpen írható fel:

$$\ln(TC_{jt}) = \lambda + \sum_n \tau^n \ln Q_{jt}^n + \sum_m \nu^m \ln P_{jt}^m + \frac{1}{2} \sum_n \sum_p \phi_{np} (\ln Q_{jt}^n \ln Q_{jt}^p) + \frac{1}{2} \sum_m \sum_r \phi_{mr} (\ln P_{jt}^m \ln P_{jt}^r) + \sum_n \sum_m \chi_{nm} (\ln Q_{jt}^n \ln Q_{jt}^m) + \eta_{it} \quad (25)$$

$$S_{jt}^m = \nu^m + \sum_r \phi_{mr} \ln P_{jt}^r + \sum_n \chi_{nm} \ln Q_{jt}^n + \mathcal{G}_{it}^m \quad (26)$$

Az egyenletben a TC_{jt} a teljes költséget jelenti, a Q_{jt}^n az output paramétereket ($n=1,2$), a P_{jt}^m pedig az input árakat jelentik a j bankra vonatkozóan ($m=1,2$), a t -edik időpontra vonatkozóan.

Bizonyos feltételezésekkel kell élnünk annak érdekében, hogy a költségfüggvény megfeleljen a következő, költségfüggvénytől elvárható feltételeknek, mint a lineáris homogenitás vagy a szimmetria.

$$\phi_{np} = \phi_{pn}, \phi_{mp} = \phi_{pm}, \sum_m \nu_j^m = 1, \sum_r \phi_{mr} = 0, \sum_m \chi_{nm} = 0. \quad (27)$$

A költségfüggvényből már számolható a határköltség az elsőrendű feltétel felírásával. A deriválás a piacra jellemző első számú output szerint, vagyis a bank által az adott piacon létrehozott termék szerint történik.

$$c_{jt}^1 = \frac{TC_{jt}}{Q_{jt}^1} \left(\tau^1 + \phi_{11} \ln Q_{jt}^1 + \frac{1}{2} \phi_{12} \ln Q_{jt}^2 + \chi_{11} \ln P_{jt}^1 + \chi_{12} \ln P_{jt}^2 \right) \quad (28)$$

Ha ezt a határköltséget kiszámítottuk, akkor a piacra jellemző ár-költség margin már könnyedén számítható a Bertrand, illetve az oligopol piacon felírt elsőrendű feltételek bal oldalába való behelyettesítésével és a piacra jellemző kamatlábak, díjak, valamint a bankközi kamatláb felhasználásával.

3.1.4. A verseny fokának megállapítása

A verseny fokának meghatározásához arra van szükség, hogy az imént bemutatott módszerrel kiszámoljuk a vizsgált piacokra jellemző marzsokat és összehasonlítva az elméleti Bertrand és Cournot piacon számított marzsokkal. Amelyikhez közelebb „húz” a ténylegesen megfigyelt érték, arra a piacra hasonlít jobban a vizsgált piac.

Tehát ahhoz, hogy a kívánt eredményre jussunk, a következő feladatokat kell sorban végrehajtani az egyes termékekre vonatkozóan külön-külön (természetesen a releváns adatok összegyűjtését követően):

1. A keresleti függvények becslése.
2. A kínálati függvények felírása, vagyis a banki profitfüggvény felállítása mind a Bertrand árverseny, mind pedig az oligopol piac esetén.
3. A kínálati függvény deriválása: az elsőrendű feltételek jobb oldalainak kiszámítása az árrugalmasság és a kereszt árrugalmasság segítségével.
4. A költségfüggvény kiszámítása a valós piacokon.
5. A határköltség kiszámítása a valós piacokon.
6. A határköltség kínálati (profit) függvények jobb oldalába való behelyettesítése.
7. Az eredmények (relatív, illetve abszolút marzsok) összehasonlítása.

3.2. A modellezéshez használt adatok

A modellezéshez szükséges, termékszintű kamatokat egy internetes adatbázisból gyűjtöttük ki, a bankközi kamatlábakat az MNB honlapján található hivatalos BUBOR fixingek táblázatból, míg a bankspecifikus információkat a nyilvános beszámolóadatokról, illetve egyéb információforrásokból gyűjtöttük negyedéves gyakorisággal. Az elemzési időszak, melyre vonatkozóan minden szükséges információ rendelkezésünkre állt, 2004 július 30. és 2007. július 30. közé esik, így az elemzés egy hároméves időintervallumot ölel fel. A folyószámlatermék és a személyi kölcsön esetén a megfigyelt intervallum a 2005. december 31. és 2007. július 30. közötti időszak. Ennek oka, hogy a korábbi időszakokra vonatkozóan nem rendelkezünk elegendő információval a banki kamatokra vonatkozóan.

A keresleti függvények meghatározásához kevesebb banki adat állt rendelkezésünkre, mint a kínálati oldalon, mivel kevesebb bankra vonatkozóan tudtunk hozzáférni kamat információkhoz mint mérlegadatokhoz. Mivel a regressziók futtatásánál fontosnak tartottuk, hogy minél hosszabb idősorokkal dolgozhassunk, ezért a kínálati oldalon felhasználtuk azon bankok adatait is, akik a keresleti oldalon végzett becslésekben nem szerepeltek. Így a kereslet becsléséhez 8-10, a kínálat becsléséhez pedig mintegy 20 bankot vizsgáltunk. A 20 bank vizsgálata esetén is csak a keresleti oldalon elemzett 8-10 bankra vonatkozó eredményeket mutatjuk be a tanulmányban.

A modellezés során fontosnak tartjuk kihangsúlyozni, hogy nem becsült, hanem tényleges kamat információkkal dolgoztunk, valamint a folyószámlatermék vizsgálatához felhasználtuk a Bankárképző által 2007 során készített *Tanulmány a banki tranzakciós díjakról* című alkotását, mely a Gazdasági Versenyhivatal megbízásából készült.

A következő termékek modellezéséhez gyűjtöttünk adatokat:

Betétoldalon

- Folyószámlatermék
- Lekötött betétek (3 hónap, 1 millió forintig)
- Lekötött betétek (12 hónap, 1 millió forintig)

Hiteloldalon

- Folyószámlahitel
- Személyi kölcsön (forint)

A keresleti oldal elemzésekor a magyar bankszektorra igyekeztünk minél jobb arányban lefedni. A folyószámlatermék esetén átlagosan a piac 84%-át, a lekötött betéteknél átlagosan a piac 83%-át és 85%-át vizsgáltuk. A hiteltermékeknél ez az arány rosszabb, azonban továbbra is a piac több mint felét elemeztük. A folyószámlahitelnél átlagosan a piac 63%-át, míg a személyi kölcsönnél 52,66%-ot vizsgáltunk.¹⁷

¹⁷ A bankpiacnak jelen értelmezésben nem képezik részét a takarékszövetkezetek, a Magyar Export-Import Bank Zrt., illetve a Magyar Fejlesztési Bank Zrt.

A folyószámlatermék a látra szóló betétek kamataiból és a banki tranzakciós díjak bankonkénti és időszakonkénti látra betét állományhoz viszonyított százalékos értékéből „áll össze”. A banki tranzakciós díjak értékének forrása a Bankárképző által 2007 során készített Tanulmány a banki tranzakciós díjak vizsgálatáról című tanulmány, illetve az ahhoz készített Excel táblarendszer volt. Jelen tanulmányban az átlagos fogyasztó bankolási szokásait vettük figyelembe.

A fenti tanulmányban meghatározásra került, hogy adott ügyféltípus adott bankban adott folyószámlatípus esetén havonta mennyi tranzakciós díjat fizet. A tanulmány konzervatív ügyfelének tranzakciói és annak költsége alapján számítottuk ki, hogy az átlagos látra szóló betétre az egyes bankoknál egyes időszakokra százalékos arányban mennyi tranzakciós díj jut.

A konzervatív ügyfél a következő tranzakciókat bonyolítja havonta: kétszer vesz fel húszezer forintot számlavezető bankja ATM automatájából, négy csoportos beszédési megbízása van, egyenként ötezer forint értékben és havonta háromszor vásárol bankkártyája segítségével, összesen harmincezer forintért. Ez nyolc bankot vizsgálva, 2005. vége és 2007. közepe közötti intervallumon nézve havonta mintegy átlagosan 569 forintos költséget jelent, éves szinten pedig 6828 forintot.

A következő összefoglaló táblázat mutatja a folyószámlatermék vizsgálatához felhasznált plusz információkat. Fontos megjegyezni, hogy a Bankárképző (2007) tanulmányban a vizsgált bankok köre kicsit más, mint a jelen tanulmányban. Így a modellezés a „közös halmazon” történt.

3.16. táblázat

A konzervatív ügyfélhez kapcsolódó átlagos tranzakciós díjak alakulása

	Átlagos havi tranzakciós díj (Ft)	Átlagos éves tranzakciós díj (Ft)	Átlagos látra betét állomány (Ft)	Díjtétel a látra betét állomány %-ában
2005.12.31	555,88	6670,50	237015,47	4,331%
2006.03.31	559,63	6715,50	241362,17	4,535%
2006.06.30	563,38	6760,50	242184,10	4,425%
2006.09.30	570,00	6840,00	202119,71	4,963%
2006.12.31	572,50	6870,00	221691,80	4,066%
2007.03.31	583,13	6997,50	218243,33	4,313%
2007.06.30	581,88	6982,50	219658,09	4,128%

3.3. A modellezés menete és eredményei

A modellezés során a 3.1.4. fejezetben tárgyalt logikát követtük. Először megbecsültük a keresleti függvényt, majd a kínálati oldalt (költségfüggvényt) modelleztük, végül pedig meghatároztuk a marzsokat.

3.3.1. A keresleti függvények becslése

Módszer és használt változók

A keresleti függvények becslésére közelítő módszert használtunk, mely során a következő függvényeket becsültük az egyes termékek esetében az egyes bankok piaci részesedésére vonatkozóan:

$$S_{jt}^d = \delta_{jt}^d + \varepsilon_{ijt} = r_{jt}^d \alpha^d - r_{jt}^{sd} \alpha^s + x_{jt} \beta^d + \varepsilon_{ijt} \quad (29)$$

$$S_{jt}^l = \delta_{jt}^l + \varepsilon_{ijt} = r_{jt}^l \alpha^l + r_{jt}^{sl} \alpha^{sl} + x_{jt} \beta^l + \varepsilon_{ijt} \quad (30)$$

A (29)-es számú egyenlet a betétoldal, a (30)-as számú egyenlet pedig a hiteloldal esetében felhasznált regresszió, melyek az adott bankok adott időben fennálló piaci részesedését magyarázzák.

A felhasznált irodalom a (29) és (30)-as egyenletek bal oldalán nem a piaci részesedést, hanem állományi adatokat szerepeltet, tehát az egyenlet bal oldalán terméktől függően az egyes bankok lakossági személyi kölcsön állománya vagy éppen látra szóló betétállománya szerepel.

Az egyszerűsítést azért alkalmazhatjuk, mert a (6)-os egyenlet, mely a következő formát ölti:

$$s_{jt}^l(\delta_t^l) = \frac{\exp(\delta_{jt}^l)}{\sum_{r=0}^J \exp(\delta_{rt}^l)}, \quad J=1, \dots, J$$

valójában a piaci részesedést ragadja meg százalékos formában.

A regressziókhoz a következő magyarázó változókat gyűjtöttük össze:

- a termékhez kapcsolódó kamatláb,
- a termékhez kapcsolódó díjtételek,

- szolgáltatás minősége (foglalkoztatottak száma/hálózati egységek száma),
- hálózati egységek száma,
- továbbá instrumentális változóként használtuk a következőket:
 - 1 hónapos BUBOR,
 - tőke-megfelelési mutató,
 - összes hitel/összes eszköz,
 - személyi jellegű költségek/foglalkoztatottak száma,
 - rossz hitelek aránya.

A keresleti függvényeknél felmerülő endogenitási probléma kezelésére instrumentális változók alkalmazására került sor. Az instrumentumokat Nagy et al. (2007) és Dick (2002) alapján válogattuk, mint olyan változók, amelyek a kamattal korrelálnak, azonban a kereslettel (becsült piaci részesedéssel) várhatóan nem.

Az instrumentális változók jellemzője, hogy közvetlenül nincsenek hatással a becsült piaci részesedésre; viszont hatással vannak a kamatra. Így az instrumentális változók a kamaton keresztül hatnak csak a becsült piaci részesedésre.

A változók leíró statisztikája

A következőkben bemutatjuk a regresszióhoz felhasznált, imént felsorolt változókat termékenként.

3.17. táblázat

A változók leíró statisztikája: Folyószámlatermék

	N	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Kamat	35	0,0015	0,065	0,029	0,025
Betétek szolgáltatási díja	35	0,009	0,113	0,043	0,0305
Szolgáltatás minősége	35	13,606	36,729	24,694	6,790
Hálózati egységek száma	35	52	415	169,171	129,055
BUBOR	35	0,060	0,081	0,0731	0,009
Tőkemegfelelési mutató	35	0,083	0,15	0,105	0,0131
Összes hitel/összes eszköz	35	0,451	0,825	0,707	0,119
Szem.jell.ktg/foglalkoztatottak száma	35	1,622	10,176	4,721	2,412
Rossz hitelek	35	0,0004	0,016	0,007	0,005

A folyószámlatermék esetén az átlagos kamatláb érték 2,9%, a díjtételek átlagos értéke pedig 4,3%.

3.18. táblázat

A változók leíró statisztikája: Lekötött betét, 3 hónap

	N	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Kamat	95	0,028	0,100	0,055	0,016
Betétek szolgáltatási díja	95	0,001	0,019	0,007	0,004
Szolgáltatás minősége	95	10,371	40,906	23,969	6,641
Hálózati egységek száma	95	26	431	135	121
BUBOR	95	0,060	0,116	0,079	0,016
Tőke megfelelési mutató	95	0,083	0,133	0,104	0,0
Összes hitel/összes eszköz	95	0,402	0,851	0,703	0,112
Szem.jell.ktg/foglakoztatottak száma	95	1,408	10,176	4,491	2,184
Rossz hitelek	95	0,000	0,021	0,007	0,006

A kamat átlagos értéke a látra szóló betétek esetén 5,5%, míg a kapcsolódó díjtételek átlagos értéke 0,67%.

3.19. táblázat

A változók leíró statisztikája: Lekötött betét, 12 hónap

	N	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Kamat	104	0,023	0,086	0,052	0,017
Betétek szolgáltatási díja	104	0,001	0,019	0,007	0,004
Szolgáltatás minősége	104	10,371	40,906	23,087	7,047
Hálózati egységek száma	104	26	431	128	118
BUBOR	104	0,060	0,116	0,078	0,016
Tőke megfelelési mutató	104	0,078	0,133	0,104	0,011
Összes hitel/összes eszköz	104	0,402	0,851	0,707	0,109
Szem.jell.ktg/foglakoztatottak száma	104	1,408	10,176	4,412	2,161
Rossz hitelek	104	0,000	0,021	0,007	0,006

A kamat átlagos értéke a vizsgált időszakban 5,24%, a betétek szolgáltatási díjának átlagos értéke 0,65%.

3.20. táblázat

A változók leíró statisztikája: Folyószámlahitel

	N	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Kamat	115	0,160	0,300	0,203	0,025
Hitelek szolgáltatási díja	115	0,005	0,087	0,028	0,017
Szolgáltatás minősége	115	10,371	37,211	22,714	6,790
hálózati egységek száma	115	26	431	111	105
BUBOR	115	0,060	0,116	0,079	0,017
Tőke megfelelési mutató	115	0,078	0,138	0,104	0,012
Összes hitel/összes eszköz	115	0,428	0,851	0,713	0,096
Szem.jell.ktg/foglakoztatottak száma	115	1,408	10,176	4,380	2,176
Rossz hitelek	115	0,000	0,021	0,007	0,006

A folyószámlahitelek esetén a kamat átlagos értéke mintegy 20,34%, míg a díjak, jutalékok átlagos értéke 2,8%.

3.21. táblázat

A változók leíró statisztikája: Személyi kölcsön

	N	Minimum	Maximum	Átlag	Szórás
Kamat	49	0,196	0,228	0,177	0,027
Hitelek szolgáltatási díja	49	0,005	0,087	0,029	0,019
Szolgáltatás minősége	49	13,606	36,729	21,88	5,162
Hálózati egységek száma	49	32	415	139,22	120,996
BUBOR	49	0,060	0,081	0,073	0,008
Tőke megfelelési mutató	49	0,083	0,133	0,100	0,011
Összes hitel/összes eszköz	49	0,451	0,851	0,695	0,111
Szem.jell.ktg/foglakoztatottak száma	49	1,545	10,176	4,764	2,425
Rossz hitelek	49	0,000	0,0170	0,007	0,005

A személyi kölcsön átlagos kamata 17,7%, a kapcsolódó díjtételek átlagos értéke pedig 2,9%.

A regressziók lefuttatása

A regressziók futtatásakor a 3.1.1 fejezetben bemutatott magyarázó változókat és instrumentális változókat használtuk fel. A betétoldalon a magyarázó változók száma

csökken, a kamat megfelelő, közgazdaságilag értelmes pozitív előjele csak így biztosítható.

A folyószámlatermék és a hiteloldal esetén a hálózati egységek száma szignifikáns változó, 0,000 p értékkel. Ezen termékeknél a szolgáltatási díj is közgazdaságilag megfelelő, negatív előjellel szerepel a regresszióban, bár magas p értékekkel. A kamat a személyi kölcsön esetén szignifikáns változó, 0,004-es p értékkel; míg a folyószámlatermék és a folyószámlatermék esetén kevésbé az (p értékek: 0,178 és 0,184). A szolgáltatás minősége a személyi kölcsönnél nem kerül bele a regresszióba.

A lekötött betétek esetén az egyes változók közgazdaságilag értelmes előjele csak úgy valósul meg, ha a regresszió részét nem képezi a szolgáltatási díj, valamint a szolgáltatás minősége és a hálózati egységek száma változó. A kamat szignifikáns változó, 0,000 p értékkel mind a 3 hónapos, mind a 12 hónapos lekötött betét esetén.

A regressziós együtthatók szignifikanciaszintjét vizsgálva tehát arra következtethetünk, hogy a betéti termékek esetén alapvetően a kamat lehet hatással a fogyasztói döntésekre. A személyi kölcsön esetén szintén fontos a kamat mint befolyásoló tényező; miközben a folyószámlahitel és a folyószámlatermék esetén erőteljesebb lehet a hálózati egységek számának hatása.

A regressziós eredmények a 3. sz. Függelékben találhatók.

3.3.2. A kínálati függvény definiálása

A kínálati függvény a modellben ahhoz szükséges, hogy annak deriválásával megkaphassuk az elméleti ár-költség marzsokat Bertrand árversenyt és kartellt feltételezve. Így valójában magára a függvényre közvetlenül nincsen szükség, „csak” a belőle számított marginokra. A modellezés során feltételeztük, hogy a (13)-as és a (14)-es egyenleteknek megfelelően alakulnak a banki profitok árverseny illetve kartell esetén.

3.3.3. Az elméleti marzsok kiszámítása

Bertrand árverseny

Az elméleti marzsok meghatározásához a (15)-(18) illetve a (21)-(24) egyenletek jobb oldalába kell behelyettesítenünk. Ehhez szükség van a (11)-(12)-es egyenletekben meghatározott árrugalmasság értékére.

Bertrand árverseny esetén a saját árrugalmasságokat, Cournot modell esetén pedig mind a saját, mind pedig a kereszt árrugalmasságokat ki kell számítani a marzsok meghatározásához.

Bertrand modellt feltételezve a következő átlagos marzsokat és relatív marzsokat vagy Lerner indexeket kaptuk:

3.22. táblázat

Rugalmasság és ár-költség marzsok (PCM) Bertrand árverseny esetén

	Rugalmasság	Relatív PCM	Abszolút PCM
Folyószámlatermék	2,135	0,523	1,545
Lekötött betét, 3 hónap	9,469	0,122	0,602
Lekötött betét, 12 hónap	9,063	0,128	0,594
Folyószámlahitel	-7,203	0,145	2,929
Személyi kölcsön	-10,246	0,101	1,715

Az abszolút marzsok értéke a betéti oldalon mintegy 0,6% körül alakul átlagosan; míg a hiteloldalon 3-4% körül alakul. A legmagasabb abszolút PCM a folyószámlahitel esetén, a legalacsonyabb pedig a 12 hónapos lekötött betétnél tapasztalható. A relatív PCM a folyószámlatermékénél a legmagasabb.

Az árrugalmasság a személyi kölcsön piacán bizonyult a legmagasabbnak és a folyószámlatermék esetén a legalacsonyabbnak.

Kartell

Kartell esetén a marzsok számításakor a Bertrand árverseny marzsából indulunk ki, figyelembe véve a kereszt árrugalmasságokat, vagyis azt, hogy az egyes piaci szereplők részesedésére milyen hatással van a többi piaci szereplő árváltoztatása.

A marzsokra a következő átlagos értékeket kaptuk az egyes termékeknél:

Ár-költség marzsok Cournot modell (kartell) esetén

	Relatív PCM	Abszolút PCM
Folyószámlatermék	3,628	10,782
Lekötött betét, 3 hónap	0,695	3,825
Lekötött betét, 12 hónap	0,692	3,63
Folyószámlahitel	0,573	10,045
Személyi kölcsön	0,674	11,225

Kartell esetén az abszolút PCM-ek értéke mintegy 3,6 % és 11% között alakul. A legalacsonyabb átlagos érték a 3 hónapos lekötött betétek esetén, a legmagasabb pedig a folyószámlaterméknel tapasztalható. A legmagasabb relatív PCM a vizsgált termékek közül a személyi kölcsön esetén figyelhető meg.

3.3.4. A költségfüggvények becslése

A költségfüggvény becslése azért szükséges, hogy meghatározhassuk belőle a termékekhez kapcsolódó határköltségeket, melyeket aztán a „tényleges” PCM-ek számításához használunk fel. Becslésük úgy történik, hogy a bankok nem kamatjellegű teljes költségét az egyes termékekre valamilyen módon leosztjuk.

A modellezéshez a (25)-ös egyenlet segítségével becsültük meg a bankok teljes költségeit, ahol két input és két output paraméterrel dolgoztunk, melyek a következők voltak:

- Input1: tőke, vagyis a nem személyi és nem kamatjellegű költségek osztva a befektetett eszközök értékével,
- Input2: munka, vagyis a személyi jellegű költségek osztva a foglalkoztatottak számával,
- Output1: az adott bank által az adott piacon termelt mennyiség, vagyis az adott termék mérlegben szereplő értéke,
- Output2: minden más termék mennyisége, melyet a bank termel a vizsgált terméken kívül, vagyis az eszközök értéke mínusz a vizsgált termék értéke.

A költségfüggvényt termékenként becsültük meg, a teljes költség mint eredményváltozó minden becslésnél ugyanaz, időszakonként a bankok összes költségének értéke. Ebben az esetben együtt tudtuk csak vizsgálni a lekötött betétek

piacát, mivel nem rendelkezünk megfelelő adatokkal külön-külön a 3 és 12 hónapos betéti állományokra vonatkozóan.

A becslésnél korlátozó feltételeket vettünk figyelembe, melyeket a (27)-es képlet mutat be.

Az együttthatókra kapott becsléseket a 4. sz. Függelék tartalmazza.

3.3.5. A határköltségek kiszámítása

A becsült paramétereket és a változók értékeit használva a (28)-as egyenlet segítségével kiszámíthatóak az egyes termékekhez kapcsolódó határköltségek bankonként és időszakonként, a költségfüggvény becsült együttthatóinak segítségével. A határköltségek leíró statisztikája a következő:

3.24. táblázat

Határköltségek (nem kamatjellegű) leíró statisztikája

	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum	N
Folyószámlatermék	0,197	0,173	0,023	0,722	35
Lekötött betét, 3 hónap	0,119	0,072	0,025	0,417	95
Lekötött betét, 12 hónap	0,119	0,072	0,025	0,417	104
Folyószámlahitel	2,515	2,385	0,180	13,176	112
Személyi kölcsön	1,435	2,088	0,026	9,719	49

A határköltség átlagos értéke a folyószámlahitel esetén a legmagasabb (átlagosan mintegy 2,5%), ebben az esetben osztható a legnagyobb költség az adott termékre.

3.3.6. Marzs számítása a valós piacon

Az ár-költség marzsok kiszámítása a vizsgált piacokon egyszerű módon történik: a (15)-(18) illetve a (21)-(24) egyenletek bal oldalába való behelyettesítéssel, amelyet minden termék esetén minden bankra és időpontra kiszámítunk. A betéti és a hiteloldalon rendre a következő egyenletekbe helyettesítünk be:

$$(r_{jt}^{sd} - r_{jt}^d + r_t - c_{jt}^d) = PCM_{jt}^d$$

(31)

$$(r_{jt}^l + r_{jt}^{sl} - r_t - c_{jt}^l) = PCM_{jt}^l$$

(32)

A számításhoz tehát a következő változókat használtuk fel:

- díjtételek,
- betéti illetve hitelkamatok attól függően, hogy milyen termékről van szó,
- bankközi kamatláb, amelyet az egy hónapos BUBOR reprezentál,
- és a kiszámított határkölségek.

Így valójában a klasszikus marzsszámítás egészül ki a nem kamatjellegű, a termékre osztott határkölség értékével.

A következő táblázat foglalja össze az egyes piacokra számított ár-kölség marzsokat:

3.25. táblázat

Tény ár-kölség marzsok leíró statisztikája

	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum	N
Folyószámlatermék	8,396	4,169	2,113	17,229	35
Lekötött betét, 3 hónap	2,927	1,403	0,5	6,383	95
Lekötött betét, 12 hónap	3,137	1,495	0,578	7,503	104
Folyószámlahitel	9,973	3,329	-3,256	18,423	112
Személyi kölcsön	11,790	4,14	5,239	23,662	49

A legalacsonyabb, alig 3%-os abszolút marzsot a 3 hónapos lekötött betétek piacán, a legmagasabb abszolút marzsot pedig a személyi kölcsön piacán figyelhattunk meg, átlagosan mintegy 12%-os értékkel.

3.3.7. Az értékvesztés hatása a tény marzsokra

A hiteloldalon megfigyelt magasabb marzsokra keresve a választ, több magyarázattal is szolgálhatunk, amelyeket a szakirodalom is megfogalmaz. Mórénagy (2004) szerint a tökéletlen verseny mellett sok más tényező is közrejátszik abban, hogy magasak a hiteloldali marzsok Magyarországon. Ezek közt első helyen szerepel a magas kockázati prémium problémája. A tanulmány e mellett említi

például a kisebb lakossági portfólió hatását, a lakosság alacsonyabb érzékenységet, mint a magas marzsok okozót.

A kockázati prémium számszerűsítésére jelen modell keretein belül nem került sor. Ennek oka, hogy nem rendelkezünk pontos bankszintű információkkal az egyes termékek kapcsán felmerülő értékvesztésre vonatkozóan. A költségmodell pedig jelen formájában nem teszi lehetővé, hogy ne állomány alapon, hanem kockázati alapon rendeljük hozzá az értékvesztést, mint további költségtenyezőt az egyes termékekhez.

A Magyar Nemzeti Bank és az Európai Központi Bank Stabilitási jelentésében információval szolgál a lakossági hiteltermékekhez kapcsolódó átlagos értékvesztésre vonatkozóan, bemutatva az értékvesztés arányát a hitelállományhoz viszonyítva. Az ECB pénzügyi stabilitási dokumentuma alapján az euróövezet átlagos marzsait és értékvesztését tudjuk összevetni a személyi kölcsönre vonatkozó hazai adatokkal. A folyószámlahitel kapcsán ehhez az elemzéshez nem rendelkezünk információval.

Az euróövezetben a hitelek átlagos marzsa (ez esetben a hitel kamata mínusz az EURIBOR) 2003-ban mintegy 2% volt; aztán 2006-ra 1% körüli értékre csökken. Habár nagy bizonyossággal állítható, hogy a személyi kölcsönre vonatkozó marzs az átlagos érték felett van, a marzsok összehasonlítása termékszintű euróövezeti átlag nélkül nehézkes. A marzs fogalmi meghatározása is különböző; az átlagos kamat érték és a BUBOR különbözeteként meghatározott átlagos marzs Magyarországon a személyi kölcsön esetén a tanulmányunk adatai alapján 10,21%; míg a folyószámlahitel esetén 9,6%, szemben a 9,97%-os és a 11,79%-os értékekkel.

Az értékvesztésről rendelkezünk termékszintű információkkal a személyi kölcsönre vonatkozóan. Az euróövezetben a személyi kölcsönre vonatkozó értékvesztés átlagos értéke 2003 és 2006 között 0,6-0,7% között alakult, míg Magyarországon a következő átlagos értékvesztés fedezettségek figyelhetők meg: 2004-ban 2,93%, 2005-ben 3,97%, 2006-ban 3,78% volt az értékvesztés aránya a személyi kölcsönök állományában (forrás: MNB). Magyarországon az értékvesztés teljes lakossági hitelportfólióhoz viszonyított aránya az elmúlt években nőtt, 2006-ban megközelítette a 4%-ot, ami az eurózónában megfigyelt értéknek mintegy ötszöröse.

A személyi kölcsönt vizsgálva a tanulmányban kiszámított tény marzs átlagos értékéből a 3,78%-os értékvesztést levonva 8,1%-os értékvesztéssel korrigált marzsot tapasztalhatunk a személyi kölcsön piacán. Ha a korrekciót a kamat mínusz

BUBOR módszerrel számított marzsok végezzük el, akkor 6,43%-os marzsot kapunk. Ha az átlagos eurózónabeli marzsból levonjuk az értékvesztést korrekciót, akkor mintegy 0,3%-os marzshoz jutunk a hiteloldalon, ami igen alacsony érték.

Az átlagos hiteloldali eurózónás korrigált marzshoz viszonyítva a korrekció alkalmazásával *a Magyarország és az eurózóna marzs-eltérése 9,21%-ról (10,21%-1%) 6,13%-ra (6,43%-0,3%) csökkent.* Amennyiben az értéket a személyi kölcsön piacán megfigyelt euróövezetbeli átlagos marzshoz hasonlítanánk, a különbségek mindkét esetben jelentősen kisebbek lennének. Pontosabb elemzés a jelenlegi adatainkkal sajnos nem lehetséges. Az azonban bizonyos, hogy *a Magyarországon tapasztalt magas hiteloldali marzsok nem elhanyagolható okozója a magasabb kockázati prémium.*

3.3.8. A megfigyelt marzsok összehasonlítása az elméleti értékekkel

A következő táblázatban összefoglaltuk, hogy az átlagos megfigyelt abszolút marzsok hogyan viszonyulnak a Bertrand árversenyt, illetve kartellt feltételezve számított átlagos marzsokhoz viszonyítva.

3.26. táblázat

Átlagos abszolút ár-költség marzsok összehasonlítása

	Bertrand	Kartell	Megfigyelt
Folyószámlatermék	1,545	10,782	8,396
Lekötött betét, 3 hónap	0,602	3,825	2,927
Lekötött betét, 12 hónap	0,594	3,630	3,137
Folyószámlahitel	2,929	9,145	9,973
Személyi kölcsön	1,715	11,255	11,790

A táblázatból látszik, hogy az átlagos megfigyelt abszolút ár-költség marzs a lekötött betétek és a folyószámlahitel esetén esik a Bertrand árverseny és Cournot oligopólium esetén fennálló marzsok közé, míg a folyószámlatermék és a személyi kölcsön esetén a tényleges átlagos abszolút marzs a kartell esetén becsült marzs föltött helyezkedik el, kevesebb mint egy százalékponttal.

A marzsok összehasonlítása csupán az átlagos értékek vizsgálatával nem feltétlenül vezet pontos eredményre. Érdeemes megvizsgálni az egyes bankok egyes időszakokra eső marzsai közötti relációkat. Ezt úgy tettük meg, hogy minden időszakra, minden bank esetén megnéztük, hogy a tényleges abszolút marzs a

- Bertrand árversenyt feltételezett marzs alatt,
- a Bertrand árverseny és az oligopólium esetén becsült marzs között vagy
- a Cournot oligopóliumot feltételezve számított marzs felett helyezkedik el.

A következő megoszlásokat kaptuk az egyes vizsgált termékek esetén:

3.27. táblázat

Az ár-költség marzsok megoszlása

	PCM<Bertrand	Bertrand<PCM<kartell	PCM>kartell
Folyószámlatermék	0,00%	60,00%	40,00%
Lekötött betét, 3 hónap	0,00%	73,68%	26,32%
Lekötött betét, 12 hónap	0,00%	67,31%	32,69%
Folyószámlahitel	1,74%	67,83%	30,43%
Személyi kölcsön	6,12%	28,57%	65,31%

A megoszlások alapján amennyiben azt a logikát követjük, hogy:

- a verseny szintje magas, ha az értékek legnagyobb része a Bertand érték alá esik,
- a verseny szintje közepes, ha az értékek legnagyobb része a Bertrand és a kartell értékek közé esik, valamint
- a verseny szintje alacsony, ha az értékek legnagyobb része a kartell esetén számított érték fölé esik;

akkor az egyes piacok a következőképpen sorolhatók be:

A verseny szintje *alacsony* a személyi kölcsön esetén, *közepes* verseny tapasztalható a folyószámlatermék, a lekötött betétek és a folyószámlahitel piacán. Magas fokú verseny a modellünk alapján egyetlen vizsgált piacon sincsen jelen.

Amennyiben a tény személyi kölcsön marzs számításakor figyelembe vesszük a 3,78%-os értékvesztést¹⁸, a becslés kicsit módosul. Közelítő becslést használva,

¹⁸ A 2006-os átlag alkalmazását megtehetjük, mivel 2005 decembere és 2007 júliusa közötti adatsorral dolgoztunk és 2007-re nem rendelkezünk friss értékvesztés adattal.

minden időszakban és minden bank esetén 3,78%-kal csökkentve a marzsot, a tény marzs értéke 7,99%-ra változik. A módosítás hatására az elméleti kartell marzs is változik, 8,15%-os átlagos értéket vesz fel, mely az átlagos tényleges marzs fölött helyezkedik el.

3.28. táblázat

Az ár-költség marzsok megoszlása, az értékvesztést figyelembe véve

	PCM<Bertrand	Bertrand<PCM<kartell	PCM>kartell
Személyi kölcsön	14,29%	22,45%	63,27%

Az értékvesztés pontos becslésének hiányában, annak *közelítő módszerrel* történő figyelembe vételével a verseny kicsit erősebbnek bizonyult, mint az értékvesztés hatásának vizsgálata nélkül.

3.3.9. A vizsgált időszak kettébontása

Megvizsgáltuk, hogy a 2004-2005 során és a 2006-2007 során tapasztalható, valamint az ezen időszakokra számított elméleti marzsok hogyan alakulnak, mennyire figyelhető meg valamiféle különbség a két említett időszakot tekintve.

Az összehasonlítás során külön-külön végeztük el a becsléseket a két időszakot tekintve, majd összehasonlítottuk az eredményeket. A strukturális törést az úgynevezett Chow teszt segítségével is vizsgáltuk. A folyószámlatermék esetén az idősor 2005 decemberével indul, ezért e termék esetében nem került sor a két időszak külön-külön történő vizsgálatára

A strukturális törés tesztelésének alapvető indítéka az volt, hogy a bevezetőben is említett felvetést megerősítsük vagy megcáfoljuk a modell segítségével, miszerint 2006-2007 során változások történtek a bankpiacon, mely a verseny erősödésének irányába mutat.

A 2006 előtti és utáni marzsok alakulása

A marzsok számításához felhasznált regressziós együttható (alfa) értéke alig változik a teljes időszakhoz képest a folyószámlahitel, a személyi kölcsön, illetve a lekötött betétek esetén egyaránt. Abszolút értékben a 2006-2007-es időszakban

kicsit magasabb, mint az egész időszakot vizsgálva, a 2004-2005-ös időszakot vizsgálva pedig abszolút értékben kicsit magasabb az egész intervallumon történő becsléshez képest.

A személyi kölcsön és a 12 hónapos lekötött betét piacán a tény marzsok átlagos értékei enyhén csökkentek mind a relatív, mind az abszolút marzsokat tekintve a 2006-2007-es időszakban a 2004-2005-ös időszakhoz képest. A Bertrand árversenyhez és a kartellhez kapcsolódó átlagos marzsok kisebb-nagyobb mértékben növekedtek a két időszakot vizsgálva. A számítások eredményét, illetve hatását az ár-költség marzsokra vonatkozóan az 5. sz. Függelék tartalmazza.

Megvizsgáltuk, hogy az átlagos marzsok mellett hogyan alakul az abszolút ár-költség marzsok megoszlása a két időszakban. Az eredmény a következő:

3.29. táblázat

Abszolút marzsok időbeli alakulása megoszlás szerint

a) 3 hónapos lekötött betét

	Megoszlás 2004-2007	Megoszlás 2004-2005	Megoszlás 2006-2007
PCM<Bertrand	0,00%	0,00%	0,00%
Bertrand<PCM<kartell	73,68%	70,21%	77,08%
PCM>kartell	26,32%	29,79%	22,92%

b) 12 hónapos lekötött betét

	Megoszlás 2004-2007	Megoszlás 2004-2005	Megoszlás 2006-2007
PCM<Bertrand	0,00%	0,00%	0,00%
Bertrand<PCM<kartell	67,31%	76,00%	59,26%
PCM>kartell	32,69%	24,00%	40,74%

c) folyószámlahitel

	Megoszlás 2004-2007	Megoszlás 2004-2005	Megoszlás 2006-2007
PCM<Bertrand	1,74%	5,17%	0,00%
Bertrand<PCM<kartell	67,83%	46,55%	87,72%
PCM>kartell	30,43%	48,28%	12,28%

A marzsok megoszlása a 3 hónapos lekötött betét esetén kicsit változott, az ár-költség marzsok magasabb százaléka esik a Bertrand és a kartell értékek közé, kevesebb van az elméleti kartell marzs érték felett.

A folyószámlahitelnél nagyobb átrendeződésre lehetünk figyelmesek. Míg a 2004-2005-ös időszakot vizsgálva a közepes versenyt és a gyenge versenyt megtestesítő kategóriák között egyenlően oszlik meg a minta; míg 2006-2007-ben a megfigyelések mintegy 87%-a a közepes versenyt mutató kategóriába kerül.

A 12 hónapos lekötött betét esetén kisebb elmozdulás figyelhető meg a gyengébb verseny felé.

Összességében az látható, hogy a 3 hónapos lekötött betét esetén a verseny foka enyhén emelkedett; a 12 hónapos lekötött betétek esetén kissé csökkent; míg a folyószámlahitel esetén a verseny erőteljes növekedésére lehetünk figyelmesek megfigyeléseink alapján.

Strukturális törés vizsgálata

Az előbbieken megfigyelt változásokat a verseny szintjében megvizsgáltuk statisztikai módszerrel, mely a strukturális törést képes vizsgálni adott idősort tekintve. Ennek segítségével szofisztikáltabb képet kapunk a verseny szintjében történő változásról az utóbbi éveket tekintve.

A strukturális törés tesztelése az úgynevezett Chow teszt segítségével történik. A Chow teszt F statisztika segítségével tárja fel, hogy adott idősorban megfigyelhető – e strukturális törés.

A tesztelés úgy történik, hogy futtatunk regressziót az egész időtávra vonatkozóan, valamint külön-külön a strukturális törés előtti és utáni időszakra vonatkozóan. A Chow teszt annak tesztelésére szolgál, hogy a szétbontott intervallumokon futtatott regressziós paraméterek értéke megegyezik –e egymással adott szignifikancia szinten.

A következőképpen számolandó az F értéke¹⁹:

$$F(k, n_1 + n_2 - 2k) = \frac{(SSE_{teljes_időszak} - SSE_{törés_előző} - SSE_{törés_után}) / k}{(SSE_{törés_előző} + SSE_{törés_után}) / (n_1 + n_2 - 2k)}$$

Ahol:

k: a regresszióban lévő becsült paraméterek száma

¹⁹ Forrás: Greene W.H.(2003)

n : a regressziók megfigyeléseinek száma

SSE: a teljes időszakra, a törés előtti, illetve a törés utáni időszakra vonatkozó eltérésösszegek a reziduumra vonatkozóan.

A teszt alapján a folyószámlahitel esetén mind 95%-os, mind pedig 99%-os szignifikanciaszinten megállapítható az idősorban lévő strukturális törés. A többi terméknél nem tapasztalható ilyen törés a teszt alapján. A teszt eredményeit a 6. sz. *Függelék* tartalmazza.

3.4. Következtetések

A verseny fokát statikusan, a teljes adatsoron vizsgálva, nem tudunk a korábbi tanulmányokkal lényeges ellentétben levő következtetést levonni. A megfigyelt ár-költség marzsok modellünkben is a (tökéletes versenyhez közel álló) Bertrand árverseny esetén várt elméleti értékek felett találhatók. Bár modellezési keretünkben „távolság” nehezen értelmezhető, azonban a kérdéses határértékeket (Bertrand ill. kartell PCM) meghaladó esetek darabszáma alapján a lekötött betéteknél valamivel nagyobb verseny tapasztalható, mint a hiteltermékeknél; de a verseny fokát tekintve mindkét termékkör alacsonynak tekinthető. A folyószámlatermék esetében a módszertanunk szerint számított átlagos díjakkal kiegészült modell magasabb PCM-eket, így kisebb versenyt mutatott, mint a korábbi tanulmányok. A személyi kölcsön esetén az értékvesztés közelítő módszerrel történő figyelembe vételével kissé erősebb versenyt tapasztaltunk, mint annak elhanyagolásával. A vizsgált időszakot két részre bontva sem változott lényegesen a verseny foka a vizsgált termékek többsége esetén. A folyószámlahitelt vizsgálva strukturális törést tapasztaltunk, amely a verseny erősödését igazolja a folyószámlatermék piacán a 2006-2007-es év során.

4. Összefoglaló megállapítások és ajánlások

A banki nyereségességi modellek alkalmasak a bankpiaci verseny jellegének megítélésére, illetve a verseny fokának mérésére. A kutatás során adaptált és tesztelt három modell lehetőséget adott arra, hogy érdemi megállapításokat tegyünk a hazai bankpiac fontosabb szegmenseinek természetére, valamint a verseny időbeli alakulására vonatkozóan. A kutatás során több olyan akadállyal is szembesültünk, amelyek korlátozták a megfelelő modellbecslések végrehajtását. Ezek alapján ajánlásokat fogalmazhatunk meg a további vizsgálatokra vonatkozóan.

A szakirodalomban leginkább elterjedt Panzar-Rosse modellből származtatható H-statisztika becsült értékei alapján monopolisztikus versenyt diagnosztizáltunk. Megállapítottuk, hogy bár az 1995-2006 közötti időszakra felírt modellben az időváltozó nem bizonyult szignifikánsnak, a 2001-2006-os időszakban a tökéletes versenyhez közelebb álló értéket kaptunk, mint a korábbi időszakra. A verseny fokát mérő H-statisztika növekedését az idézte elő, hogy a kamatjövedelem-egyenletben a fajlagos működési költségek együtthatója pozitív előjelűvé változott a 2000-es években. A H-ra kapott eredmény azt tükrözi, hogy a kétezres években erősödött a banki verseny, ami összhangban áll a banki struktúra és a kamatmarzsok alakulása alapján az SCP paradigma keretében levont következtetésünkkel. A magyar bankpiacra kapott eredmény ellentmondásban áll az EU-bankrendszerekre vonatkozó legfrissebb számításokkal, amelyek szerint a H értéke 2002 óta szignifikánsan csökken, vagyis gyengül a verseny.

A P-R modell továbbfejlesztett verziója, a versenytársak magatartására való reakciókat is figyelembe vevő feltételezett változás (conjectural variation, CV) modell segítségével a bankok közötti összejátszó magatartásra utaló paramétert becsültük meg. Míg az 1995-2002-es időszakra elvégzett modellbecslés sikeres volt, amennyiben egyértelmű és jók interpretálható eredmény született, a 2006-ig kibővített adatbázison nem sikerült értelmezhető eredményre jutnunk. Feltételezésünk szerint ennek oka abban rejlik, hogy a lakossági hitelpiac éppen 2002 után fejlődött ki dinamikusan, amelynek viselkedése eltér a korábbi időszak hitelpiacát domináló vállalati hitelpiacától. Célszerű lehet nagyobb mintán, esetleg további bankspecifikus változók bevonásával újrabecsülni a modellt.

Nemcsak a CV-modell becslésének kudarca miatt, hanem más megfontolásokból is célszerűnek tartottunk tovább vizsgálni egy MNB-ben felállított, a verseny megítélésére alkalmas jövedelmezőségi modell alapján, amely a tapasztalati ár-

költség marzsokat (PCM) veti össze a Bertrand árverseny és a kartell-megoldás esetén kapható elméleti értékekkel. A modell továbbfejlesztésével és az adatok időbeli frissítésével kapott eredmények nem mondanak ellent az előző modellbecsléseink (hitelpiacokra vonatkozó) eredményeivel, miközben összhangban állnak az MNB-ben kapottakkal, néhány tekintetben pedig kiegészítik azokat. Az új módszerrel számított átlagos díjakkal kiegészült modell a folyószámlatermékre magasabb marzsokat, vagyis gyengébb versenyt mutatott. A személyi kölcsönnél az értékvesztés figyelembe vétele kissé növelte a verseny fokát. Strukturális törést egyedül a folyószámlahitel piacán kaptunk, ami 2006-2007-ben a verseny erősödését jelzi. Az időtáv rövidege azonban korlátot állított a strukturális változások vizsgálatára, ezért célszerű a számításokat újra és újra elvégezni, hogy hosszabb idősor pontosabb választ kaphassunk arra a kérdésre, hogy milyen változások történtek, illetve történnek jelenleg a banki termékek hazai piacán.

A kapott eredmények mindenképp óvatossággal kezelendők, egyrészt az adatsor hossza, másrészt a negyedéves mérési gyakoriság, harmadrészt a piacot nem teljes mértékben lefedő minta, negyedrészt a keresleti és költségfüggvény specifikációs nehézségei (pl. instrumentumválasztás) miatt. Az értékvesztés modellen belüli figyelembe vétele az eredmények további pontosítását tenné lehetővé. A modellkeret azonban alkalmas látszik arra, hogy akár rendszeres mérések történjenek, hosszabb és nagyobb (havi) gyakoriságú adatsorokon.

A jelen kutatás során alkalmazott három alapmodell mindegyikének vannak előnyös vonásai, ezért teljesebb adatbázison mindhárom újrabecslése ajánlható.

- A Panzar–Rosse modellből becsülhető H-statisztika legfőbb előnyét az jelenti, hogy a többi modellből nyerhető információval szemben, a 0 és 1 közötti értékeket fölvevő mutató folytonos változóként tükrözi a verseny fokát. A kartellt tükröző 0 és a tökéletes versenyt tükröző 1 közötti értékekre igaz az, hogy minél közelebb esnek az 1-hez, annál erősebb a verseny, és fordítva. A H-statisztika további előnyös vonása, hogy adatigénye viszonylag kicsi, becslése egyszerű, és a verseny nemzetközi összehasonlítására alkalmas.
- A P-R és a CV-modellek fő hátránya, hogy homogén hitelpiacot tételez fel. A CV-modell alkalmazásának előnyét ugyanakkor az adja, hogy az egyes bankokra külön-külön is meghatározható az „összejátszás” tesztelésére alkalmas magatartási paraméter értéke, így intézményi szinten nézve strukturált képet kaphatunk a bankrendszer versenyviszonyairól.

- A megfigyelt és a Bertrand-verseny ill. kartell állapotokat jellemző ár-költség marzsok összevetésével operáló modell segítségével termékpiaconként minősíthető a verseny, és a hitelpiacok mellett a betéti piacokra és más termékekre is alkalmazható a modell. A modell egyedül hátránya az, hogy nem képes megjeleníteni versenyt minősítő különböző állapotok közötti átmenetet, mivel a modellezési keretben nehezen értelmezhető a „távolság”.

A verseny fokára vonatkozó kutatási eredmények értékelése során ugyanakkor figyelembe kell venni, hogy ezek a modellek kizárólag árjellegű tényezőkre épülnek a nem-ár verseny dominanciája egyes piacok esetében magyarázó tényezője lehet az észlelt alacsony fokú versenynek. A verseny mérésére szolgáló egyik modell sem képes a nem árjellegű versenyt megjelenítésére, holott a lakossági bankpiacon a viszonylag mérsékelt árverseny mellett intenzív a nem-ár verseny, ami főleg a marketingkiadásokban jut kifejezésre. Mindez arra hívja fel a figyelmet, hogy a modellekből levonható következtetéseket más jellegű megfigyelésekkel is célszerű szembesíteni, és a megállapításokat annak alapján árnyalni.

Hivatkozások

- Ábel, I. and I. P. Székely, (1994): Market Structure and Competition in the Hungarian Banking System. Megjelent: Bonin, J. P. – I. P. Székely (eds.) (1994)
- Árvai Zsófia (1998): A piaci és a kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszó, 1992-1998. Bankszemle 2. sz.
- Ashton, J. – Pham, K. (2007): Efficiency and Price Effects of Horizontal Bank Mergers. ESCP Centre for Competition Policy, Working Paper 07-9.
- Bankbizottság (2006): Javaslatok a lakossági bankszolgáltatások problémáinak kezelésére. Lakossági Pénzügyi Szolgáltatásokat Vizsgáló Szakértői Bizottság, kézirat, 2006. december. www.meh.hu
- Berry, S. T. (1994): Estimating Discrete Choice Models of Product Defferentiation; The RAND Journal of Economics, Vol. 25, No. 2. pp. 242-262.
- Bikker, J. A. and Groeneveld, J. M. (1998): Competition and Concentration in EU Banking Industry. Research Series Supervision No. 8, *De Nederlandshe Bank*
- Bikker, J. A. and Spierdijk, L. (2008): How Banking Competition Changed over Time. Utrecht School of Economics. Discussion Paper Series 08-04.
- Carlton D. W., Perloff J.M. (2006): Modern Piacelmélet, Panem
- Claessens, S., Delmirgüc-Kunt, A. and Huizinga H. (2000): The role of Foreign Banks in Domestic Banking Systems. Megjelent: Claessens, S. and M. Jansen (eds) (2000) "The Internalization of Financial Services", The World Bank and World Trade Organizations. *Kluwer Law International*
- Claessens, S. and M. Jansen (eds) (2000) "The Internalization of Financial Services", The World Bank and World Trade Organizations. *Kluwer Law International*
- Dermine, J. (2005): European Banking Integration: Don't Put the Cart before teh Horse. INSEAD, Mimeo, September 2005
- Dick A. (2002): Demand Estimation andand Consumer Welfare in the Banking Industry
- ECB (2006): EU Banking Structures, October 2006. www.ecb.int
- ECB (2007): Financial Stability Report, June 2007. www.ecb.int
- Fries, S. – Taci, A. (2004): Cost efficiency of banks in transition: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries. EBRD, Working Paper No. 86.
- Greene, W. H. (2003) Econometric Analysis, fifth edition, Prentice Hall
- Hasan, I.–Marton, K. (2003): Development and efficiency of the banking sector in transition economies: Hungarian experience. Journal of Banking and Finance, 27 (2003) 2249-2271.
- Holló Dániel – Nagy Márton (2006): Bank efficiency in enlarged EU. MNB Working Paper 2006/3.
- Horváth, Cs. – Krekó, J. – Naszódi, A. (2004): Kamatátgyűrűzés Magyarországon. MNB 2004. Február
- Huizingar, H. P. – Nelissen, J. H. M. – Vander Vennet, R. (2001): Efficiency effects of bank mergers and acquisitions in Europe. Tinbergen Institute WP 2001-088/3
- Kim, M. (1985): Scale Economies in Banking: A Methodological Note, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 17, No. 1. pp. 92-102.

- Király, J. et al (2000): Experience with Internationalization of Financial Sector Providers – Case Study: Hungary. Megjelent: Claessens, S. and M. Jansen (eds) (2000)
- Majid, A. et al. (2007): Consolidation, Market Structure and Competition in the Malaysian Banking Industry: Empirical Evidence from Malaysia. Mimeo.
- Majnoni, G.–Shankar, R.–Várhegyi, É. (2003): The Dynamics of Foreign Bank Ownership. Evidence from Hungary. Policy Research Working Paper No 3114. *The World Bank*, Washington, August 2003. pp 30.
- Mérő, K.–Valentinyiné, M. (2003): The Role of Foreign Banks in Five Central and Eastern European Countries. MNB Working Paper 2003/10. November
- MNB (2006): A fizetési kártyaüzletág Magyarországon, 2006.
- MNB (2007): Jelentés a pénzügyi stabilitásról, 2007. április.
- Molnár József (2007): Market Power and Merger Simulation in Retail Banking
- Molnár, J.– Nagy, M. – Horváth, Cs. (2007): A Structural Empirical Analysis of Retail Banking Competition: the Case of Hungary, MNB Working Paper 2007/1.
- Molyneux, P. (1999): Increasing concentration and competition in European banking: The end of anti-trust? EIB Papers, Vol. 4. No 1. 2002.
- Móré Csaba – Nagy Márton (2004): Verseny a magyar bankpiacon, MNB Füzetek 2004/9.
- Motta, M. (2007): Versenypolitika. Gazdasági Versenyhivatal Versenykultúra Központ. Budapest
- Nemzetközi Bankárképző Központ (2007): Tanulmány a banki tranzakciós díjak vizsgálatáról, a Gazdasági Versenyhivatal részére; 2007. szeptember 17.
- Papi and Revoltella (2000): Foreign Direct Investment in the Banking Sector: A Transitional Economic Perspective. Megjelent: Claessens, S. and M. Jansen (eds) (2000)
- Pastor, José M. et al. (2000): The Opening of the Spanish Banking System: 1985-98. Megjelent: Claessens, S. and M. Jansen (eds) (2000)
- Peria, M. S. M. – Mody, A. (2004): How Foreign Participation and Market Concentration Impact Bank Spreads: Evidence from Latin America. Policy Research Working Paper No 3210. *The World Bank*, Washington, February 2004. pp 32.
- Rozas, L. G. (2007): Testing for competition in the Spanish banking industry; The Panzar-Rosse approach revisited. Bnaco de Espana, Documentos de Trabajo. No. 0726.
- Rossi, S. – Schwaiger, M. – Winkler, G. (2004): Banking efficiency in Central and Eastern Europe. ONB. Financial Stability Report 8.
- RZB (2006): CEE Banking Sector Report. RZB Group, September 2006.
- Várhegyi Éva (2001a): Külföldi tulajdon a magyar bankrendszerben. Közgazdasági Szemle, 7–8. sz.
- Várhegyi Éva (2003): Bankverseny Magyarországon. Közgazdasági Szemle, 12. sz.
- Várhegyi, É. (2004): Bank Competition in Hungary. *Acta Oeconomica*, Vol 54(3) 2004.
- Világi B.–Vincze J. (1996): A kamatláb-transzmissziós mechanizmus Magyarországon. Bankszemle, 7-8. sz.

1. SZ. FÜGGELÉK A H-STATISZTIKA BECSLÉSE A PANZAR-ROSSE MODELLEL

1. A P-R modell alkalmazhatóságát biztosító egyensúlyi hipotézis tesztje

Dependent Variable: LOG(ROE?)
 Method: GLS (Cross Section Weights)
 Sample: 1995 2006
 Included observations: 12
 Total panel observations 110
 Convergence achieved after 13 iteration(s)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.903278	0.520237	-1.736281	0.0854
LOG(IC?)	0.145080	0.084845	1.709953	0.0902
LOG(OC?)	-0.146497	0.087733	-1.669801	0.0979
LOG(AF?)	0.440523	0.044666	9.862525	0.0000
LOG(EQ?)	0.457852	0.120648	3.794930	0.0002

Weighted Statistics

R-squared	0.980233	Mean dependent var	6.712864
Adjusted R-squared	0.979480	S.D. dependent var	6.634211
S.E. of regression	0.950339	Sum squared resid	94.83013
Log likelihood	-2.668745	F-statistic	1301.719
Durbin-Watson stat	1.002750	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.209574	Mean dependent var	2.606715
Adjusted R-squared	0.179463	S.D. dependent var	1.049158
S.E. of regression	0.950364	Sum squared resid	94.83512
Durbin-Watson stat	1.367581		

Dependent Variable: LOG(ROA?)
 Method: GLS (Cross Section Weights)
 Sample: 1995 2006
 Included observations: 12
 Total panel observations 109
 Convergence achieved after 12 iteration(s)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.027981	0.509630	-2.017111	0.0463
LOG(IC?)	0.138221	0.083634	1.652685	0.1014
LOG(OC?)	-0.149384	0.086328	-1.730412	0.0865
LOG(AF?)	0.445875	0.043427	10.26722	0.0000
LOG(EQ?)	1.443870	0.118445	12.19025	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.832410	Mean dependent var	0.903449
Adjusted R-squared	0.825965	S.D. dependent var	1.964612
S.E. of regression	0.819588	Sum squared resid	69.85934
Log likelihood	7.894609	F-statistic	129.1408
Durbin-Watson stat	0.973800	Prob(F-statistic)	0.000000

Unweighted Statistics

R-squared	0.283824	Mean dependent var	0.147726
Adjusted R-squared	0.256279	S.D. dependent var	0.950385
S.E. of regression	0.819605	Sum squared resid	69.86220
Durbin-Watson stat	0.969840		

Banki nyereségességi modell – Függelék

A ROE behelyettesítése a P-R modell redukált egyenletébe 99%-os, a ROA behelyettesítése 94%-os szignifikanciaszinten $H=0$ értéket adott, vagyis a modell alkalmazható a magyar viszonyokra.

2. 1995-2006 időszak, két tényezőárral

1) Panelbecslés

Az összes bankspecifikus magyarázó változó bevonása esetén kapott alacsony D-W-értékek autokorrelációra utaltak, ezért az AF és LO változókat elhagytuk:

Időváltozó nélkül

Dependent Variable: LOG(IR?)

Method: GLS (Variance Components)

Sample: 1995 2006

Included observations: 12

Total panel observations 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.227995	0.121505	1.876428	0.0632
LOG(IC?)	0.663061	0.022439	29.54897	0.0000
LOG(OC?)	-0.060889	0.032488	-1.874159	0.0635
LOG(OI?)	0.067989	0.022273	3.052550	0.0028
LOG(BR?)	0.030725	0.015733	1.952920	0.0533
LOG(EQ?)	0.046313	0.026722	1.733179	0.0858
Random Effects				
_BB--C	0.125610			
_CIB--C	-0.085798			
_ERS--C	-0.023213			
_HVB--C	-0.084310			
_IEB--C	0.016149			
_KH--C	-0.024451			
_MKB--C	-0.030480			
_OTP--C	0.143824			
_RB--C	0.022610			
_VOL--C	-0.059942			
GLS Transformed Regression				
R-squared	0.953779	Mean dependent var	-2.134152	
Adjusted R-squared	0.951751	S.D. dependent var	0.432830	
S.E. of regression	0.095074	Sum squared resid	1.030445	
Durbin-Watson stat	1.311609			
Unweighted Statistics including Random Effects				
R-squared	0.958812	Mean dependent var	-2.134152	
Adjusted R-squared	0.957005	S.D. dependent var	0.432830	
S.E. of regression	0.089748	Sum squared resid	0.918238	
Durbin-Watson stat	1.471885			

A specifikáció jónak bizonyult: mindegyik változó szignifikáns. $H=0,60$

Időváltozóval

Dependent Variable: LOG(IR?)

Method: GLS (Variance Components)

Sample: 1995 2006

Banki nyereségességi modell – Függelék

Included observations: 12
Total panel observations 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.093266	0.136974	0.680899	0.4973
LOG(IC?)	0.627628	0.033216	18.89562	0.0000
LOG(OC?)	-0.044654	0.033027	-1.352046	0.1791
LOG(EQ?)	0.046302	0.026532	1.745112	0.0837
LOG(BR?)	0.034695	0.017916	1.936490	0.0553
LOG(OI?)	0.046312	0.025119	1.843696	0.0678
T	-0.009588	0.006489	-1.477672	0.1423
Random Effects				
_BB--C	0.137483			
_CIB--C	-0.100949			
_ERS--C	-0.017946			
_HVB--C	-0.098437			
_IEB--C	0.027042			
_KH--C	-0.021186			
_MKB--C	-0.041513			
_OTP--C	0.150401			
_RB--C	0.031633			
_VOL--C	-0.066528			
GLS Transformed Regression				
R-squared	0.956202	Mean dependent var		-2.134152
Adjusted R-squared	0.953877	S.D. dependent var		0.432830
S.E. of regression	0.092956	Sum squared resid		0.976411
Durbin-Watson stat	1.373155			
Unweighted Statistics including Random Effects				
R-squared	0.960603	Mean dependent var		-2.134152
Adjusted R-squared	0.958511	S.D. dependent var		0.432830
S.E. of regression	0.088163	Sum squared resid		0.878309
Durbin-Watson stat	1.526529			

Időváltozó bevonása rontott a becslésen: sem T, sem a H-mutató szempontjából fontos OC nem szignifikáns még 10%-os szinten sem. H= 0,58

2) Instrumentális becslés

Időváltozó nélkül

Estimation Method: Three-Stage Least Squares

Sample: 1995 2006

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 7 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.041046	0.032034	1.281322	0.2029
C(9)	0.001042	0.000158	6.590157	0.0000
C(2)	0.666385	0.002361	282.2021	0.0000
C(3)	-0.027355	0.003844	-7.115883	0.0000
C(4)	-0.021243	0.003662	-5.800662	0.0000
C(6)	0.032582	0.000941	34.61126	0.0000
C(7)	0.028542	0.002153	13.25631	0.0000
C(12)	-0.285696	0.030163	-9.471799	0.0000
C(13)	-0.134899	0.032008	-4.214508	0.0001
C(14)	-0.272383	0.020240	-13.45782	0.0000
C(15)	-0.172553	0.032985	-5.231325	0.0000

Banki nyereségességi modell – Függelék

C(16)	-0.096338	0.028663	-3.361003	0.0011
C(17)	-0.198997	0.026673	-7.460542	0.0000
C(18)	0.149704	0.020853	7.178983	0.0000
C(19)	-0.151600	0.025800	-5.875993	0.0000
C(20)	-0.300406	0.033581	-8.945625	0.0000
Determinant residual covariance		7.98E-31		
Equation: LOG(IR_BB)=C(11)+EXP(C(9)*T_BB)*(C(2)*LOG(IC_BB)+C(3)*LOG(OC_BB)) +C(4)*LOG(BR_BB) + C(6)*LOG(OI_BB) + C(7)*LOG(EQ_BB)				
Observations: 12				
R-squared	0.950791	Mean dependent var	-1.989247	
Adjusted R-squared	0.891739	S.D. dependent var	0.470210	
S.E. of regression	0.154713	Sum squared resid	0.119681	
Durbin-Watson stat	1.032553			
Equation: LOG(IR_CIB)=C(12)+EXP(C(9)*T_CIB)*(C(2)*LOG(IC_CIB) +C(3)*LOG(OC_CIB))+C(4)*LOG(BR_CIB)+ C(6)*LOG(OI_CIB) + C(7)*LOG(EQ_CIB)				
Observations: 12				
R-squared	0.963286	Mean dependent var	-2.420483	
Adjusted R-squared	0.919229	S.D. dependent var	0.448351	
S.E. of regression	0.127422	Sum squared resid	0.081182	
Durbin-Watson stat	1.832173			
Equation: LOG(IR_ERS)=C(13)+EXP(C(9)*T_ERS)*(C(2)*LOG(IC_ERS) +C(3)*LOG(OC_ERS))+C(4)*LOG(BR_ERS)+ C(6)*LOG(OI_ERS) + C(7)*LOG(EQ_ERS)				
Observations: 12				
R-squared	0.946832	Mean dependent var	-1.991497	
Adjusted R-squared	0.883031	S.D. dependent var	0.455464	
S.E. of regression	0.155772	Sum squared resid	0.121325	
Durbin-Watson stat	2.223193			
Equation: LOG(IR_HVB)=C(14)+EXP(C(9)*T)*(C(2)*LOG(IC_HVB)+C(3)*LOG(OC_HVB)) +C(4)*LOG(BR_HVB)+ C(6)*LOG(OI_HVB) + C(7)*LOG(EQ_HVB)				
Observations: 12				
R-squared	0.987067	Mean dependent var	-2.404325	
Adjusted R-squared	0.971546	S.D. dependent var	0.384490	
S.E. of regression	0.064857	Sum squared resid	0.021032	
Durbin-Watson stat	2.866132			
Equation: LOG(IR_IEB)=C(15)+EXP(C(9)*T_IEB)*(C(2)*LOG(IC_IEB) +C(3)*LOG(OC_IEB))+C(4)*LOG(BR_IEB)+ C(6)*LOG(OI_IEB) + C(7)*LOG(EQ_IEB)				
Observations: 12				
R-squared	0.949980	Mean dependent var	-2.046737	
Adjusted R-squared	0.889956	S.D. dependent var	0.452072	
S.E. of regression	0.149966	Sum squared resid	0.112448	
Durbin-Watson stat	1.262677			
Equation: LOG(IR_KH)=C(16)+EXP(C(9)*T)*(C(2)*LOG(IC_KH)+C(3)*LOG(OC_KH)) +C(4)*LOG(BR_KH)+ C(6)*LOG(OI_KH) + C(7)*LOG(EQ_KH)				
Observations: 12				
R-squared	0.953268	Mean dependent var	-2.097581	
Adjusted R-squared	0.897190	S.D. dependent var	0.451776	
S.E. of regression	0.144858	Sum squared resid	0.104919	
Durbin-Watson stat	0.787271			
Equation: LOG(IR_MKB)=C(17)+EXP(C(9)*T_MKB)*(C(2)*LOG(IC_MKB) +C(3)*LOG(OC_MKB))+C(4)*LOG(BR_MKB)+ C(6)*LOG(OI_MKB) + C(7)*LOG(EQ_MKB)				
Observations: 12				
R-squared	0.933672	Mean dependent var	-2.218004	
Adjusted R-squared	0.854078	S.D. dependent var	0.310427	

Banki nyereségességi modell – Függelék

S.E. of regression	0.118582	Sum squared resid	0.070309
Durbin-Watson stat	0.898894		

$$\text{Equation: LOG(IR_OTP)} = C(18) + \text{EXP}(C(9) * T_OTP) * (C(2) * \text{LOG(IC_OTP)} + C(3) * \text{LOG(OC_OTP)}) + C(4) * \text{LOG(BR_OTP)} + C(6) * \text{LOG(OI_OTP)} + C(7) * \text{LOG(EQ_OTP)})$$

Observations: 12

R-squared	0.972710	Mean dependent var	-1.923629
Adjusted R-squared	0.939962	S.D. dependent var	0.409742
S.E. of regression	0.100398	Sum squared resid	0.050399
Durbin-Watson stat	1.888924		

$$\text{Equation: LOG(IR_RB)} = C(19) + \text{EXP}(C(9) * T_RB) * (C(2) * \text{LOG(IC_RB)} + C(3) * \text{LOG(OC_RB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_RB)} + C(6) * \text{LOG(OI_RB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_RB)})$$

Observations: 12

R-squared	0.966029	Mean dependent var	-1.918533
Adjusted R-squared	0.925265	S.D. dependent var	0.365504
S.E. of regression	0.099920	Sum squared resid	0.049920
Durbin-Watson stat	0.856525		

$$\text{Equation: LOG(IR_VOL)} = C(20) + \text{EXP}(C(9) * T_VOL) * (C(2) * \text{LOG(IC_VOL)} + C(3) * \text{LOG(OC_VOL)}) + C(4) * \text{LOG(BR_VOL)} + C(6) * \text{LOG(OI_VOL)} + C(7) * \text{LOG(EQ_VOL)})$$

Observations: 12

R-squared	0.843908	Mean dependent var	-2.331486
Adjusted R-squared	0.656597	S.D. dependent var	0.264200
S.E. of regression	0.154823	Sum squared resid	0.119850
Durbin-Watson stat	1.085976		

H = 0,64, Wald teszt: C(2)+C(3)+C(4)=0 p=0,0000, C(2)+C(3)+C(4)=1 p=0,0000

Időváltozóval

Estimation Method: Three-Stage Least Squares

Sample: 1995 2006

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 7 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.041046	0.032034	1.281322	0.2029
C(9)	0.001042	0.000158	6.590157	0.0000
C(2)	0.666385	0.002361	282.2021	0.0000
C(3)	-0.027355	0.003844	-7.115883	0.0000
C(4)	-0.021243	0.003662	-5.800662	0.0000
C(6)	0.032582	0.000941	34.61126	0.0000
C(7)	0.028542	0.002153	13.25631	0.0000
C(12)	-0.285696	0.030163	-9.471799	0.0000
C(13)	-0.134899	0.032008	-4.214508	0.0001
C(14)	-0.272383	0.020240	-13.45782	0.0000
C(15)	-0.172553	0.032985	-5.231325	0.0000
C(16)	-0.096338	0.028663	-3.361003	0.0011
C(17)	-0.198997	0.026673	-7.460542	0.0000
C(18)	0.149704	0.020853	7.178983	0.0000
C(19)	-0.151600	0.025800	-5.875993	0.0000
C(20)	-0.300406	0.033581	-8.945625	0.0000
Determinant residual covariance	7.98E-31			

$$\text{Equation: LOG(IR_BB)} = C(11) + \text{EXP}(C(9) * T_BB) * (C(2) * \text{LOG(IC_BB)} + C(3) * \text{LOG(OC_BB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_BB)} + C(6) * \text{LOG(OI_BB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_BB)})$$

Observations: 12

R-squared	0.950791	Mean dependent var	-1.989247
Adjusted R-squared	0.891739	S.D. dependent var	0.470210
S.E. of regression	0.154713	Sum squared resid	0.119681

Banki nyereségességi modell – Függelék

Durbin-Watson stat	1.032553		
Equation: $\text{LOG(IR_CIB)} = C(12) + \text{EXP}(C(9) * T_CIB) * (C(2) * \text{LOG(IC_CIB)} + C(3) * \text{LOG(OC_CIB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_CIB)} + C(6) * \text{LOG(OI_CIB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_CIB)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.963286	Mean dependent var	-2.420483
Adjusted R-squared	0.919229	S.D. dependent var	0.448351
S.E. of regression	0.127422	Sum squared resid	0.081182
Durbin-Watson stat	1.832173		
Equation: $\text{LOG(IR_ERS)} = C(13) + \text{EXP}(C(9) * T_ERS) * (C(2) * \text{LOG(IC_ERS)} + C(3) * \text{LOG(OC_ERS)}) + C(4) * \text{LOG(BR_ERS)} + C(6) * \text{LOG(OI_ERS)} + C(7) * \text{LOG(EQ_ERS)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.946832	Mean dependent var	-1.991497
Adjusted R-squared	0.883031	S.D. dependent var	0.455464
S.E. of regression	0.155772	Sum squared resid	0.121325
Durbin-Watson stat	2.223193		
Equation: $\text{LOG(IR_HVB)} = C(14) + \text{EXP}(C(9) * T) * (C(2) * \text{LOG(IC_HVB)} + C(3) * \text{LOG(OC_HVB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_HVB)} + C(6) * \text{LOG(OI_HVB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_HVB)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.987067	Mean dependent var	-2.404325
Adjusted R-squared	0.971546	S.D. dependent var	0.384490
S.E. of regression	0.064857	Sum squared resid	0.021032
Durbin-Watson stat	2.866132		
Equation: $\text{LOG(IR_IEB)} = C(15) + \text{EXP}(C(9) * T_IEB) * (C(2) * \text{LOG(IC_IEB)} + C(3) * \text{LOG(OC_IEB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_IEB)} + C(6) * \text{LOG(OI_IEB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_IEB)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.949980	Mean dependent var	-2.046737
Adjusted R-squared	0.889956	S.D. dependent var	0.452072
S.E. of regression	0.149966	Sum squared resid	0.112448
Durbin-Watson stat	1.262677		
Equation: $\text{LOG(IR_KH)} = C(16) + \text{EXP}(C(9) * T) * (C(2) * \text{LOG(IC_KH)} + C(3) * \text{LOG(OC_KH)}) + C(4) * \text{LOG(BR_KH)} + C(6) * \text{LOG(OI_KH)} + C(7) * \text{LOG(EQ_KH)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.953268	Mean dependent var	-2.097581
Adjusted R-squared	0.897190	S.D. dependent var	0.451776
S.E. of regression	0.144858	Sum squared resid	0.104919
Durbin-Watson stat	0.787271		
Equation: $\text{LOG(IR_MKB)} = C(17) + \text{EXP}(C(9) * T_MKB) * (C(2) * \text{LOG(IC_MKB)} + C(3) * \text{LOG(OC_MKB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_MKB)} + C(6) * \text{LOG(OI_MKB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_MKB)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.933672	Mean dependent var	-2.218004
Adjusted R-squared	0.854078	S.D. dependent var	0.310427
S.E. of regression	0.118582	Sum squared resid	0.070309
Durbin-Watson stat	0.898894		
Equation: $\text{LOG(IR_OTP)} = C(18) + \text{EXP}(C(9) * T_OTP) * (C(2) * \text{LOG(IC_OTP)} + C(3) * \text{LOG(OC_OTP)}) + C(4) * \text{LOG(BR_OTP)} + C(6) * \text{LOG(OI_OTP)} + C(7) * \text{LOG(EQ_OTP)}$			
Observations: 12			
R-squared	0.972710	Mean dependent var	-1.923629
Adjusted R-squared	0.939962	S.D. dependent var	0.409742
S.E. of regression	0.100398	Sum squared resid	0.050399
Durbin-Watson stat	1.888924		
Equation: $\text{LOG(IR_RB)} = C(19) + \text{EXP}(C(9) * T_RB) * (C(2) * \text{LOG(IC_RB)} + C(3) * \text{LOG(OC_RB)}) + C(4) * \text{LOG(BR_RB)} + C(6) * \text{LOG(OI_RB)} + C(7) * \text{LOG(EQ_RB)}$			

Banki nyereségességi modell – Függelék

Observations:	12		
R-squared	0.966029	Mean dependent var	-1.918533
Adjusted R-squared	0.925265	S.D. dependent var	0.365504
S.E. of regression	0.099920	Sum squared resid	0.049920
Durbin-Watson stat	0.856525		

$$\text{Equation: LOG(IR_VOL)=C(20)+EXP(C(9)*T_VOL)*(C(2)*LOG(IC_VOL) + C(3)*LOG(OC_VOL))+C(4)*LOG(BR_VOL)+ C(6)*LOG(OI_VOL) + C(7)*LOG(EQ_VOL)}$$

Observations:	12		
R-squared	0.843908	Mean dependent var	-2.331486
Adjusted R-squared	0.656597	S.D. dependent var	0.264200
S.E. of regression	0.154823	Sum squared resid	0.119850
Durbin-Watson stat	1.085976		

H = 0,64, Wald teszt: C(2)+C(3)+C(4)=0 p=0,0000, C(2)+C(3)+C(4)=1 p=0,0000

Az instrumentális modellbecslés hasonló eredménnyel járt, mint a panelbecslés. Kiderült, hogy az időváltozó sem lineárisan, sem exponenciális formában beépítve nem javítja a magyarázó erőt, és érdemben nem befolyásolja a H értékét.

3. 2001-2006 között, három tényezőárral

1) Panelbecslés

Időváltozóval

Dependent Variable: LOG(IR?)
Method: GLS (Variance Components)
Sample: 2001 2006
Included observations: 6
Total panel observations 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.081211	0.209105	-0.388372	0.6993
LOG(IC?)	0.531673	0.039531	13.44940	0.0000
LOG(SC?)	0.085819	0.037817	2.269299	0.0274
LOG(CC?)	0.101843	0.040177	2.534854	0.0143
LOG(OI?)	0.112996	0.038641	2.924212	0.0051
LOG(BR?)	0.056481	0.019269	2.931121	0.0050
LOG(LO?)	-0.474192	0.175345	-2.704344	0.0092
T?	-0.008009	0.006787	-1.180096	0.2433
Random Effects				
_BB--C	0.085885			
_CIB--C	-0.083124			
_ERS--C	-0.015683			
_HVB--C	-0.041623			
_IEB--C	0.043253			
_KH--C	-0.057265			
_MKB--C	0.020061			
_OTP--C	0.050948			
_RB--C	-0.029202			
_VOL--C	0.026750			

GLS Transformed Regression

R-squared	0.933757	Mean dependent var	-2.463766
Adjusted R-squared	0.924840	S.D. dependent var	0.221499

Banki nyereségességi modell – Függelék

S.E. of regression	0.060725	Sum squared resid	0.191749
Durbin-Watson stat	1.250177		

Unweighted Statistics including Random Effects

R-squared	0.944638	Mean dependent var	-2.463766
Adjusted R-squared	0.937185	S.D. dependent var	0.221499
S.E. of regression	0.055514	Sum squared resid	0.160253
Durbin-Watson stat	1.495893		

T nem szignifikáns, a D-W nem utal autokorrelációra, H = 0,72

Időváltozó nélkül:

Dependent Variable: LOG(IR?)

Method: GLS (Cross Section Weights)

Sample: 2001 2006

Included observations: 6

Total panel observations 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IC?)	0.574362	0.028948	19.84143	0.0000
LOG(SC?)	0.075743	0.021375	3.543584	0.0007
LOG(CC?)	0.076668	0.028948	2.648481	0.0102
LOG(OI?)	0.087518	0.025155	3.479104	0.0009
LOG(LO?)	-0.592678	0.100673	-5.887150	0.0000
LOG(BR?)	0.081778	0.018779	4.354702	0.0000
Fixed Effects				
_BB--C	0.090253			
_CIB--C	-0.206027			
_ERS--C	-0.143377			
_HVB--C	-0.148251			
_IEB--C	-0.027377			
_KH--C	-0.196980			
_MKB--C	-0.100013			
_OTP--C	-0.087085			
_RB--C	-0.205948			
_VOL--C	-0.037661			

Weighted Statistics

R-squared	0.999545	Mean dependent var	-3.661911
Adjusted R-squared	0.999390	S.D. dependent var	2.247410
S.E. of regression	0.055523	Sum squared resid	0.135645
F-statistic	19324.03	Durbin-Watson stat	1.887902
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.949787	Mean dependent var	-2.463766
Adjusted R-squared	0.932669	S.D. dependent var	0.221499
S.E. of regression	0.057475	Sum squared resid	0.145348
Durbin-Watson stat	1.555255		

A becslés nem lett rosszabb, H = 0,80

Banki nyereségességi modell – Függelék

2) Instrumentális becslés

Időváltozóval:

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 2001 2006

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 6 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	-0.022615	0.141900	-0.159370	0.8741
C(9)	-0.004547	0.001981	-2.295446	0.0266
C(2)	0.578132	0.026601	21.73352	0.0000
C(3)	0.087400	0.021447	4.075233	0.0002
C(4)	0.193278	0.033059	5.846390	0.0000
C(6)	-1.001429	0.081660	-12.26341	0.0000
C(7)	-0.107335	0.028508	-3.765125	0.0005
C(8)	0.347669	0.045942	7.567617	0.0000
C(12)	-0.354702	0.149481	-2.372889	0.0222
C(13)	-0.222522	0.135541	-1.641733	0.1079
C(14)	-0.320870	0.147143	-2.180672	0.0347
C(15)	-0.190090	0.135419	-1.403718	0.1676
C(16)	-0.264428	0.136061	-1.943448	0.0585
C(17)	-0.312332	0.148689	-2.100573	0.0416
C(18)	-0.020044	0.132141	-0.151686	0.8801
C(19)	-0.163200	0.137195	-1.189546	0.2408
C(20)	-0.282112	0.142677	-1.977286	0.0544

Determinant residual covariance 0.000000

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_BB}) = \text{C}(11) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_BB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_BB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_BB}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_BB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_BB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_BB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_BB})$

Observations: 6

R-squared	0.812196	Mean dependent var	-2.388625
S.D. dependent var	0.202246	Sum squared resid	0.038409
Durbin-Watson stat	1.169490		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_CIB}) = \text{C}(12) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_CIB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_CIB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_CIB}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_CIB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_CIB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_CIB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_CIB})$

Observations: 6

R-squared	0.848921	Mean dependent var	-2.715939
S.D. dependent var	0.207647	Sum squared resid	0.032571
Durbin-Watson stat	1.573071		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_ERS}) = \text{C}(13) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_ERS}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_ERS}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_ERS}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_ERS})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_ERS}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_ERS}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_ERS})$

Observations: 6

R-squared	0.970068	Mean dependent var	-2.390560
S.D. dependent var	0.170582	Sum squared resid	0.004355
Durbin-Watson stat	1.822626		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_HVB}) = \text{C}(14) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_HVB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_HVB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_HVB}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_HVB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_HVB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_HVB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_HVB})$

Observations: 6

R-squared	0.972802	Mean dependent var	-2.738280
S.D. dependent var	0.170877	Sum squared resid	0.003971
Durbin-Watson stat	1.915366		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_IEB}) = \text{C}(15) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_IEB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_IEB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_IEB}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_IEB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_IEB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_IEB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_IEB})$

Observations: 6

Banki nyereségességi modell – Függelék

R-squared	0.990477	Mean dependent var	-2.411255
S.D. dependent var	0.265986	Sum squared resid	0.003369
Durbin-Watson stat	1.128907		

$$\text{Equation: } \text{LOG}(\text{IR_KH}) = \text{C}(16) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_KH}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_KH}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_KH}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_KH})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_KH}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_KH}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_KH})$$

Observations: 6

R-squared	0.984413	Mean dependent var	-2.456181
S.D. dependent var	0.142895	Sum squared resid	0.001591
Durbin-Watson stat	3.025582		

$$\text{Equation: } \text{LOG}(\text{IR_MKB}) = \text{C}(17) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_MKB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_MKB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_MKB}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_MKB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_MKB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_MKB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_MKB})$$

Observations: 6

R-squared	0.944251	Mean dependent var	-2.494856
S.D. dependent var	0.096040	Sum squared resid	0.002571
Durbin-Watson stat	1.999818		

$$\text{Equation: } \text{LOG}(\text{IR_OTP}) = \text{C}(18) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_OTP}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_OTP}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_OTP}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_OTP})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_OTP}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_OTP}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_OTP})$$

Observations: 6

R-squared	0.943726	Mean dependent var	-2.293325
S.D. dependent var	0.131232	Sum squared resid	0.004846
Durbin-Watson stat	2.246184		

$$\text{Equation: } \text{LOG}(\text{IR_RB}) = \text{C}(19) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_RB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_RB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_RB}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_RB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_RB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_RB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_RB})$$

Observations: 6

R-squared	0.876578	Mean dependent var	-2.208515
S.D. dependent var	0.100449	Sum squared resid	0.006227
Durbin-Watson stat	1.436500		

$$\text{Equation: } \text{LOG}(\text{IR_VOL}) = \text{C}(20) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_VOL}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_VOL}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{SC_VOL}) + \text{C}(4) * \text{LOG}(\text{CC_VOL})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_VOL}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_VOL}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{EQ_VOL})$$

Observations: 6

R-squared	0.670272	Mean dependent var	-2.540121
S.D. dependent var	0.066207	Sum squared resid	0.007227
Durbin-Watson stat	1.423858		

$H = \exp(C9) * (C2 + C3 + C4) = 0,85$, $C9 = -0,0045$ negatív, tehát H időben nő

Wald teszt: $C(2) + C(3) + C(4) = 0$ $p = 0,0000$, $C(2) + C(3) + C(4) = 1$ $p = 0,0102$

Időváltozó nélkül

Estimation Method: Iterative Weighted Least Squares

Sample: 2001 2006

Convergence achieved after: 14 weight matrices, 15 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	0.090414	0.107662	0.839794	0.4056
C(2)	0.575757	0.023845	24.14632	0.0000
C(3)	0.078767	0.018672	4.218436	0.0001
C(4)	0.072540	0.021050	3.446051	0.0013
C(6)	-0.626050	0.081264	-7.703874	0.0000
C(7)	0.085256	0.019566	4.357406	0.0001
C(8)	0.086820	0.011337	7.658159	0.0000
C(12)	-0.210433	0.120879	-1.740865	0.0887
C(13)	-0.149158	0.105800	-1.409807	0.1656
C(14)	-0.153038	0.116779	-1.310498	0.1968

Banki nyereségességi modell – Függelék

C(15)	-0.025981	0.115440	-0.225060	0.8230
C(16)	-0.206638	0.106675	-1.937074	0.0592
C(17)	-0.106789	0.121985	-0.875423	0.3861
C(18)	-0.103406	0.097226	-1.063565	0.2933
C(19)	-0.219655	0.100092	-2.194537	0.0335
C(20)	-0.032920	0.121917	-0.270024	0.7884
Determinant residual covariance		0.000000		
Equation: LOG(IR_BB)=C(11)+(C(2)*LOG(IC_BB)+C(3)*LOG(SC_BB)+C(4)*LOG(CC_BB)) + C(6)*LOG(LO_BB)+ C(7)*LOG(OI_BB)+C(8)*LOG(BR_BB)				
Observations: 6				
R-squared	0.793702	Mean dependent var	-2.388625	
S.D. dependent var	0.202246	Sum squared resid	0.042191	
Durbin-Watson stat	1.238189			
Equation: LOG(IR_CIB)=C(12)+(C(2)*LOG(IC_CIB)+C(3)*LOG(SC_CIB) +C(4)*LOG(CC_CIB))+ C(6)*LOG(LO_CIB)+ C(7)*LOG(OI_CIB) +C(8)*LOG(BR_CIB)				
Observations: 6				
R-squared	0.816848	Mean dependent var	-2.715939	
S.D. dependent var	0.207647	Sum squared resid	0.039485	
Durbin-Watson stat	1.276167			
Equation: LOG(IR_ERS)=C(13)+(C(2)*LOG(IC_ERS)+C(3)*LOG(SC_ERS) +C(4)*LOG(CC_ERS)) + C(6)*LOG(LO_ERS)+ C(7)*LOG(OI_ERS) +C(8)*LOG(BR_ERS)				
Observations: 6				
R-squared	0.952424	Mean dependent var	-2.390560	
S.D. dependent var	0.170582	Sum squared resid	0.006922	
Durbin-Watson stat	1.596533			
Equation: LOG(IR_HVB)=C(14)+(C(2)*LOG(IC_HVB)+C(3)*LOG(SC_HVB) +C(4)*LOG(CC_HVB)) + C(6)*LOG(LO_HVB)+ C(7)*LOG(OI_HVB) +C(8)*LOG(BR_HVB)				
Observations: 6				
R-squared	0.991944	Mean dependent var	-2.738280	
S.D. dependent var	0.170877	Sum squared resid	0.001176	
Durbin-Watson stat	3.020204			
Equation: LOG(IR_IEB)=C(15)+(C(2)*LOG(IC_IEB)+C(3)*LOG(SC_IEB) +C(4)*LOG(CC_IEB))+C(6)*LOG(LO_IEB)+ C(7)*LOG(OI_IEB) +C(8)*LOG(BR_IEB)				
Observations: 6				
R-squared	0.951196	Mean dependent var	-2.411255	
S.D. dependent var	0.265986	Sum squared resid	0.017264	
Durbin-Watson stat	1.147260			
Equation: LOG(IR_KH)=C(16)+(C(2)*LOG(IC_KH)+C(3)*LOG(SC_KH)+C(4)*LOG(CC_KH)) + C(6)*LOG(LO_KH)+ C(7)*LOG(OI_KH)+C(8)*LOG(BR_KH)				
Observations: 6				
R-squared	0.961760	Mean dependent var	-2.456181	
S.D. dependent var	0.142895	Sum squared resid	0.003904	
Durbin-Watson stat	2.026237			
Equation: LOG(IR_MKB)=C(17)+(C(2)*LOG(IC_MKB)+C(3)*LOG(SC_MKB) +C(4)*LOG(CC_MKB))+C(6)*LOG(LO_MKB)+ C(7)*LOG(OI_MKB) +C(8)*LOG(BR_MKB)				
Observations: 6				
R-squared	0.798543	Mean dependent var	-2.494856	
S.D. dependent var	0.096040	Sum squared resid	0.009291	
Durbin-Watson stat	1.995071			
Equation: LOG(IR_OTP)=C(18)+(C(2)*LOG(IC_OTP)+C(3)*LOG(SC_OTP) +C(4)*LOG(CC_OTP))+C(6)*LOG(LO_OTP)+ C(7)*LOG(OI_OTP) +C(8)*LOG(BR_OTP)				

Banki nyereségességi modell – Függelék

Observations:	6		
R-squared	0.898858	Mean dependent var	-2.293325
S.D. dependent var	0.131232	Sum squared resid	0.008709
Durbin-Watson stat	0.759879		

$$\text{Equation: LOG(IR_RB)} = C(19) + C(2) * \text{LOG(IC_RB)} + C(3) * \text{LOG(SC_RB)} + C(4) * \text{LOG(CC_RB)} + C(6) * \text{LOG(LO_RB)} + C(7) * \text{LOG(OI_RB)} + C(8) * \text{LOG(BR_RB)}$$

Observations:	6		
R-squared	0.674583	Mean dependent var	-2.208515
S.D. dependent var	0.100449	Sum squared resid	0.016417
Durbin-Watson stat	1.254040		

$$\text{Equation: LOG(IR_VOL)} = C(20) + C(2) * \text{LOG(IC_VOL)} + C(3) * \text{LOG(SC_VOL)} + C(4) * \text{LOG(CC_VOL)} + C(6) * \text{LOG(LO_VOL)} + C(7) * \text{LOG(OI_VOL)} + C(8) * \text{LOG(BR_VOL)}$$

Observations:	6		
R-squared	0.954515	Mean dependent var	-2.540121
S.D. dependent var	0.066207	Sum squared resid	0.000997
Durbin-Watson stat	2.324795		

Az együtthatók szignifikánsan különböznek 0-tól, az előjelek rendben vannak, $H=0,73$

Wald teszt: $C(2)+C(3)+C(4)=0$ $p=0,0000$, $C(2)+C(3)+C(4)=1$ $p=0,0000$

4. 2001-2006 között, két tényezőárral

1) Panelbecslés

Időváltozóval:

Dependent Variable: LOG(IR?)
Method: GLS (Cross Section Weights)
Sample: 2001 2006
Included observations: 6
Total panel observations 60
Convergence achieved after 17 iteration(s)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IC?)	0.552242	0.026085	21.17071	0.0000
LOG(OC?)	0.149037	0.026593	5.604337	0.0000
LOG(OI?)	0.076351	0.023620	3.232468	0.0019
LOG(BR?)	0.109722	0.023170	4.735565	0.0000
LOG(LO?)	-0.604455	0.097403	-6.205680	0.0000
T?	-0.004502	0.004254	-1.058291	0.2939
Fixed Effects				
_BB--C	-0.207264			
_CIB--C	-0.546202			
_ERS--C	-0.470180			
_HVB--C	-0.488998			
_IEB--C	-0.261832			
_KH--C	-0.514123			
_MKB--C	-0.442952			
_OTP--C	-0.442945			
_RB--C	-0.563836			
_VOL--C	-0.288064			

Weighted Statistics				
R-squared	0.999622	Mean dependent var	-3.960932	
Adjusted R-squared	0.999494	S.D. dependent var	2.379306	

Banki nyereségességi modell – Függelék

S.E. of regression	0.053536	Sum squared resid	0.126108
F-statistic	23298.51	Durbin-Watson stat	2.017924
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.956427	Mean dependent var	-2.463766
Adjusted R-squared	0.941573	S.D. dependent var	0.221499
S.E. of regression	0.053540	Sum squared resid	0.126127
Durbin-Watson stat	1.690827		

T nem szignifikáns, a D-W nem utal autokorrelációra, H = 0,70, ami alig tér el a 3-tényezőáras hasonló specifikáció becslési eredményétől (0,72).

Időváltozó nélkül:

Dependent Variable: LOG(IR?)

Method: GLS (Cross Section Weights)

Sample: 2001 2006

Included observations: 6

Total panel observations 60

Convergence achieved after 15 iteration(s)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IC?)	0.570967	0.022204	25.71503	0.0000
LOG(OC?)	0.144314	0.026300	5.487293	0.0000
LOG(OI?)	0.072915	0.022058	3.305571	0.0015
LOG(BR?)	0.092857	0.018178	5.108151	0.0000
LOG(LO?)	-0.658859	0.093590	-7.039862	0.0000
Fixed Effects				
_BB--C	-0.217141			
_CIB--C	-0.589001			
_ERS--C	-0.503847			
_HVB--C	-0.533613			
_IEB--C	-0.323796			
_KH--C	-0.546002			
_MKB--C	-0.494072			
_OTP--C	-0.454709			
_RB--C	-0.583643			
_VOL--C	-0.353964			

Weighted Statistics

R-squared	0.999522	Mean dependent var	-3.858685
Adjusted R-squared	0.999373	S.D. dependent var	2.116995
S.E. of regression	0.053017	Sum squared resid	0.126487
F-statistic	23506.56	Durbin-Watson stat	2.059808
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.956299	Mean dependent var	-2.463766
Adjusted R-squared	0.942703	S.D. dependent var	0.221499
S.E. of regression	0.053020	Sum squared resid	0.126499
Durbin-Watson stat	1.675430		

A becslés nem lett rosszabb, a D-W nem utal autokorrelációra, H = 0,71, ami alacsonyabb a 3-tényezőáras hasonló specifikáció becslési eredményénél (0,80).

Banki nyereségességi modell – Függelék

2) Instrumentális becslés

Időváltozóval:

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 2001 2006

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 4 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	-0.419251	0.156354	-2.681420	0.0103
C(9)	0.003345	0.002856	1.171440	0.2477
C(2)	0.548926	0.035503	15.46121	0.0000
C(3)	0.160975	0.027989	5.751315	0.0000
C(6)	-0.686853	0.092874	-7.395505	0.0000
C(7)	0.032367	0.023913	1.353556	0.1828
C(8)	0.104473	0.020885	5.002192	0.0000
C(12)	-0.803002	0.162362	-4.945759	0.0000
C(13)	-0.719343	0.155565	-4.624067	0.0000
C(14)	-0.729589	0.153223	-4.761620	0.0000
C(15)	-0.504277	0.147434	-3.420369	0.0014
C(16)	-0.755229	0.153350	-4.924887	0.0000
C(17)	-0.714221	0.161802	-4.414170	0.0001
C(18)	-0.644098	0.145368	-4.430813	0.0001
C(19)	-0.805661	0.153357	-5.253489	0.0000
C(20)	-0.558476	0.160309	-3.483746	0.0011

Determinant residual covariance 0.000000

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_BB}) = \text{C}(11) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_BB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_BB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_BB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_BB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_BB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_BB})$

Observations: 6

R-squared	0.844174	Mean dependent var	-2.388625
S.D. dependent var	0.202246	Sum squared resid	0.031869
Durbin-Watson stat	1.285224		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_CIB}) = \text{C}(12) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_CIB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_CIB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_CIB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_CIB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_CIB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_CIB})$

Observations: 6

R-squared	0.841408	Mean dependent var	-2.715939
S.D. dependent var	0.207647	Sum squared resid	0.034191
Durbin-Watson stat	1.652200		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_ERS}) = \text{C}(13) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_ERS}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_ERS}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_ERS})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_ERS}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_ERS}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_ERS})$

Observations: 6

R-squared	0.973407	Mean dependent var	-2.390560
S.D. dependent var	0.170582	Sum squared resid	0.003869
Durbin-Watson stat	1.041715		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_HVB}) = \text{C}(14) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_HVB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_HVB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_HVB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_HVB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_HVB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_HVB})$

Observations: 6

R-squared	0.989359	Mean dependent var	-2.738280
S.D. dependent var	0.170877	Sum squared resid	0.001554
Durbin-Watson stat	2.842948		

Equation: $\text{LOG}(\text{IR_IEB}) = \text{C}(15) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_IEB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_IEB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_IEB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_IEB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_IEB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_IEB})$

Observations: 6

R-squared	0.950260	Mean dependent var	-2.411255
-----------	----------	--------------------	-----------

Banki nyereségességi modell – Függelék

S.D. dependent var	0.265986	Sum squared resid	0.017595
Durbin-Watson stat	1.109379		
Equation: $\text{LOG}(\text{IR_KH}) = \text{C}(16) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_KH}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_KH}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_KH})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_KH}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_KH}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_KH})$			
Observations: 6			
R-squared	0.956000	Mean dependent var	-2.456181
S.D. dependent var	0.142895	Sum squared resid	0.004492
Durbin-Watson stat	2.258695		
Equation: $\text{LOG}(\text{IR_MKB}) = \text{C}(17) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_MKB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_MKB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_MKB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_MKB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_MKB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_MKB})$			
Observations: 6			
R-squared	0.898594	Mean dependent var	-2.494856
S.D. dependent var	0.096040	Sum squared resid	0.004677
Durbin-Watson stat	1.959876		
Equation: $\text{LOG}(\text{IR_OTP}) = \text{C}(18) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_OTP}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_OTP}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_OTP})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_OTP}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_OTP}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_OTP})$			
Observations: 6			
R-squared	0.941274	Mean dependent var	-2.293325
S.D. dependent var	0.131232	Sum squared resid	0.005057
Durbin-Watson stat	1.135094		
Equation: $\text{LOG}(\text{IR_RB}) = \text{C}(19) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_RB}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_RB}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_RB})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_RB}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_RB}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_RB})$			
Observations: 6			
R-squared	0.774071	Mean dependent var	-2.208515
S.D. dependent var	0.100449	Sum squared resid	0.011398
Durbin-Watson stat	1.252619		
Equation: $\text{LOG}(\text{IR_VOL}) = \text{C}(20) + \text{EXP}(\text{C}(9) * \text{T_VOL}) * (\text{C}(2) * \text{LOG}(\text{IC_VOL}) + \text{C}(3) * \text{LOG}(\text{OC_VOL})) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{LO_VOL}) + \text{C}(7) * \text{LOG}(\text{OI_VOL}) + \text{C}(8) * \text{LOG}(\text{BR_VOL})$			
Observations: 6			
R-squared	0.892820	Mean dependent var	-2.540121
S.D. dependent var	0.066207	Sum squared resid	0.002349
Durbin-Watson stat	2.281224		

T együtthatója, C9 nem különbözik szignifikánsan 0-tól, H = 0,71, nem különbözik a 3-tényezőáras becsléstől (0,72).

Időváltozó nélkül:

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 2001 2006

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	-0.346461	0.125041	-2.770778	0.0081
C(2)	0.576052	0.021999	26.18539	0.0000
C(3)	0.160363	0.026804	5.982751	0.0000
C(6)	-0.711898	0.083909	-8.484138	0.0000
C(7)	0.044631	0.020159	2.213935	0.0319
C(8)	0.089213	0.015570	5.729989	0.0000
C(12)	-0.751292	0.138381	-5.429148	0.0000
C(13)	-0.659707	0.128893	-5.118247	0.0000
C(14)	-0.685261	0.131697	-5.203320	0.0000
C(15)	-0.474650	0.132029	-3.595027	0.0008
C(16)	-0.696120	0.127207	-5.472335	0.0000
C(17)	-0.664512	0.138402	-4.801311	0.0000
C(18)	-0.578759	0.116395	-4.972347	0.0000

Banki nyereségességi modell – Függelék

C(19)	-0.732443	0.121195	-6.043492	0.0000
C(20)	-0.523722	0.141750	-3.694694	0.0006
Determinant residual covariance		0.000000		
Equation: LOG(IR_BB)=C(11)+(C(2)*LOG(IC_BB)+C(3)*LOG(OC_BB))+ C(6)*LOG(LO_BB)+ C(7)*LOG(OI_BB)+C(8)*LOG(BR_BB)				
Observations: 6				
R-squared	0.822443	Mean dependent var	-2.388625	
S.D. dependent var	0.202246	Sum squared resid	0.036313	
Durbin-Watson stat	1.310201			
Equation: LOG(IR_CIB)=C(12)+(C(2)*LOG(IC_CIB)+C(3)*LOG(OC_CIB))+ C(6)*LOG(LO_CIB)+ C(7)*LOG(OI_CIB)+C(8)*LOG(BR_CIB)				
Observations: 6				
R-squared	0.841424	Mean dependent var	-2.715939	
S.D. dependent var	0.207647	Sum squared resid	0.034187	
Durbin-Watson stat	1.566513			
Equation: LOG(IR_ERS)=C(13)+(C(2)*LOG(IC_ERS)+C(3)*LOG(OC_ERS)) + C(6)*LOG(LO_ERS)+ C(7)*LOG(OI_ERS)+C(8)*LOG(BR_ERS)				
Observations: 6				
R-squared	0.969648	Mean dependent var	-2.390560	
S.D. dependent var	0.170582	Sum squared resid	0.004416	
Durbin-Watson stat	0.967325			
Equation: LOG(IR_HVB)=C(14)+(C(2)*LOG(IC_HVB)+C(3)*LOG(OC_HVB)) + C(6)*LOG(LO_HVB)+ C(7)*LOG(OI_HVB)+C(8)*LOG(BR_HVB)				
Observations: 6				
R-squared	0.987858	Mean dependent var	-2.738280	
S.D. dependent var	0.170877	Sum squared resid	0.001773	
Durbin-Watson stat	2.840826			
Equation: LOG(IR_IEB)=C(15)+(C(2)*LOG(IC_IEB)+C(3)*LOG(OC_IEB)) +C(6)*LOG(LO_IEB)+ C(7)*LOG(OI_IEB)+C(8)*LOG(BR_IEB)				
Observations: 6				
R-squared	0.943868	Mean dependent var	-2.411255	
S.D. dependent var	0.265986	Sum squared resid	0.019856	
Durbin-Watson stat	1.095398			
Equation: LOG(IR_KH)=C(16)+(C(2)*LOG(IC_KH)+C(3)*LOG(OC_KH))+ C(6)*LOG(LO_KH)+ C(7)*LOG(OI_KH)+C(8)*LOG(BR_KH)				
Observations: 6				
R-squared	0.953746	Mean dependent var	-2.456181	
S.D. dependent var	0.142895	Sum squared resid	0.004722	
Durbin-Watson stat	1.950024			
Equation: LOG(IR_MKB)=C(17)+(C(2)*LOG(IC_MKB)+C(3)*LOG(OC_MKB)) +C(6)*LOG(LO_MKB)+ C(7)*LOG(OI_MKB)+C(8)*LOG(BR_MKB)				
Observations: 6				
R-squared	0.919775	Mean dependent var	-2.494856	
S.D. dependent var	0.096040	Sum squared resid	0.003700	
Durbin-Watson stat	2.281933			
Equation: LOG(IR_OTP)=C(18)+(C(2)*LOG(IC_OTP)+C(3)*LOG(OC_OTP)) +C(6)*LOG(LO_OTP)+ C(7)*LOG(OI_OTP)+C(8)*LOG(BR_OTP)				
Observations: 6				
R-squared	0.962154	Mean dependent var	-2.293325	
S.D. dependent var	0.131232	Sum squared resid	0.003259	
Durbin-Watson stat	1.863719			
Equation: LOG(IR_RB)=C(19)+(C(2)*LOG(IC_RB)+C(3)*LOG(OC_RB))+C(6)*LOG(LO_RB) + C(7)*LOG(OI_RB)+C(8)*LOG(BR_RB)				
Observations: 6				
R-squared	0.752647	Mean dependent var	-2.208515	

Banki nyereségességi modell – Függelék

S.D. dependent var	0.100449	Sum squared resid	0.012479
Durbin-Watson stat	1.243349		
Equation: $\text{LOG}(\text{IR_VOL}) = C(20) + (C(2) * \text{LOG}(\text{IC_VOL}) + C(3) * \text{LOG}(\text{OC_VOL})) + C(6) * \text{LOG}(\text{LO_VOL}) + C(7) * \text{LOG}(\text{OI_VOL}) + C(8) * \text{LOG}(\text{BR_VOL})$			
Observations: 6			
R-squared	0.888806	Mean dependent var	-2.540121
S.D. dependent var	0.066207	Sum squared resid	0.002437
Durbin-Watson stat	2.265467		

Az összes változó szignifikáns, $H = 0,74$, nem különbözik a 3-tényezős becsléstől (0,73). Levonhatjuk tehát azt a következtetést, hogy a publikus banki jelentésekből származó 2-tényezős modellből is igen jó közelítéssel lehet becsülni a verseny fokát jelző H-statisztikát.

2. SZ. FÜGGELÉK A CV-MODELL BECSLÉSE 1995-2006-RA

A becslés során változók előtti L-ek a logaritmust, a 2 a négyzetet, az R a reciprokot jelölik. A fontosabb együtthatókat vastagítottan jelöltük.

1. Közös kooperációs együttható: C(18)

Az összejátszó magatartás először közös kooperációs együtthatóval teszteltük. Ebben az esetben egyedül annál a specifikációnál kaptunk 0—tól szignifikánsan eltérő együtthatót, ahol a kínálati függvényben a fiókhálózat volt a bankspecifikus változó, és makro-változó egyáltalán nem szerepelt:

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 1995 2006

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 20 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(21)	12.26812	0.157653	77.81709	0.0000
C(1)	-0.310965	0.088809	-3.501494	0.0005
C(2)	-0.189824	0.096409	-1.968949	0.0498
C(4)	0.501246	0.033200	15.09771	0.0000
C(22)	13.21423	0.180782	73.09494	0.0000
C(23)	12.71462	0.151240	84.06941	0.0000
C(24)	12.88019	0.176811	72.84740	0.0000
C(25)	12.06976	0.198705	60.74199	0.0000
C(26)	12.86562	0.134659	95.54218	0.0000
C(27)	13.27097	0.166514	79.69884	0.0000
C(28)	13.07215	0.118307	110.4933	0.0000
C(29)	12.84274	0.182112	70.52105	0.0000
C(30)	11.46944	0.213301	53.77115	0.0000
C(37)	-3.288620	2.129942	-1.543995	0.1236
C(7)	1.523931	0.247249	6.163541	0.0000
C(8)	-0.026212	0.012525	-2.092824	0.0372
C(9)	0.574063	0.464057	1.237051	0.2170
C(10)	0.013569	0.235111	0.057714	0.9540
C(11)	0.058821	0.015186	3.873383	0.0001
C(12)	-0.013446	0.022995	-0.584714	0.5592
C(13)	0.040700	0.023253	1.750258	0.0810
C(14)	0.003978	0.010150	0.391905	0.6954
C(15)	-0.049066	0.046653	-1.051734	0.2937
C(38)	-3.763109	2.126702	-1.769457	0.0778
C(39)	-3.477872	2.124951	-1.636683	0.1027
C(40)	-3.713495	2.128901	-1.744325	0.0821
C(41)	-3.583322	2.127940	-1.683939	0.0932
C(42)	-3.383083	2.127848	-1.589908	0.1129
C(43)	-3.647671	2.126738	-1.715149	0.0873
C(44)	-3.271254	2.133955	-1.532954	0.1263
C(45)	-3.666660	2.128324	-1.722792	0.0859
C(46)	-3.454844	2.072969	-1.666616	0.0966
C(53)	-0.012720	0.006210	-2.048404	0.0413
C(18)	18.08018	8.901898	2.031047	0.0431
C(54)	-0.007342	0.005597	-1.311727	0.1906
C(55)	-0.016543	0.007910	-2.091453	0.0373
C(56)	-0.013380	0.004504	-2.970974	0.0032
C(57)	-0.010671	0.006268	-1.702504	0.0896
C(58)	-0.004250	0.007105	-0.598257	0.5501

Banki nyereségességi modell – Függelék

C(59)	-0.001073	0.005263	-0.203901	0.8386
C(60)	0.030780	0.006516	4.723536	0.0000
C(61)	0.009186	0.005780	1.589259	0.1130
C(62)	-0.026137	0.005906	-4.425177	0.0000
Determinant residual covariance		0.000000		
Equation: LLA1 = C(21) + C(1)*LPSA1 + C(2)*LPMA1 + C(4)*LBRA1				
Observations: 12				
R-squared	0.319253	Mean dependent var	11.93814	
Adjusted R-squared	0.063973	S.D. dependent var	0.172267	
S.E. of regression	0.166665	Sum squared resid	0.222219	
Durbin-Watson stat	0.523612			
Equation: LLA2 = C(22) + C(1)*LPSA2 + C(2)*LPMA2 + C(4)*LBRA2				
Observations: 12				
R-squared	0.935463	Mean dependent var	12.58966	
Adjusted R-squared	0.911262	S.D. dependent var	0.501852	
S.E. of regression	0.149496	Sum squared resid	0.178793	
Durbin-Watson stat	0.861858			
Equation: LLA3 = C(23) + C(1)*LPSA3 + C(2)*LPMA3 + C(4)*LBRA3				
Observations: 12				
R-squared	0.426236	Mean dependent var	12.66827	
Adjusted R-squared	0.211075	S.D. dependent var	0.284528	
S.E. of regression	0.252722	Sum squared resid	0.510946	
Durbin-Watson stat	0.945468			
Equation: LLA4 = C(24) + C(1)*LPSA4 + C(2)*LPMA4 + C(4)*LBRA4				
Observations: 12				
R-squared	0.942415	Mean dependent var	12.28816	
Adjusted R-squared	0.920820	S.D. dependent var	0.470618	
S.E. of regression	0.132427	Sum squared resid	0.140295	
Durbin-Watson stat	1.363071			
Equation: LLA5 = C(25) + C(1)*LPSA5 + C(2)*LPMA5 + C(4)*LBRA5				
Observations: 12				
R-squared	-0.315677	Mean dependent var	11.14744	
Adjusted R-squared	-0.809056	S.D. dependent var	0.208380	
S.E. of regression	0.280273	Sum squared resid	0.628423	
Durbin-Watson stat	0.354925			
Equation: LLA6 = C(26) + C(1)*LPSA6 + C(2)*LPMA6 + C(4)*LBRA6				
Observations: 12				
R-squared	0.346442	Mean dependent var	13.05303	
Adjusted R-squared	0.101358	S.D. dependent var	0.221789	
S.E. of regression	0.210248	Sum squared resid	0.353635	
Durbin-Watson stat	0.458803			
Equation: LLA7 = C(27) + C(1)*LPSA7 + C(2)*LPMA7 + C(4)*LBRA7				
Observations: 12				
R-squared	0.608399	Mean dependent var	12.85450	
Adjusted R-squared	0.461549	S.D. dependent var	0.277685	
S.E. of regression	0.203764	Sum squared resid	0.332157	
Durbin-Watson stat	0.385671			
Equation: LLA8 = C(28) + C(1)*LPSA8 + C(2)*LPMA8 + C(4)*LBRA8				
Observations: 12				
R-squared	0.481353	Mean dependent var	13.63487	
Adjusted R-squared	0.286860	S.D. dependent var	0.217968	
S.E. of regression	0.184069	Sum squared resid	0.271051	
Durbin-Watson stat	0.608516			
Equation: LLA9 = C(29) + C(1)*LPSA9 + C(2)*LPMA9 + C(4)*LBRA9				
Observations: 12				
R-squared	0.935154	Mean dependent var	12.10971	

Banki nyereségességi modell – Függelék

Adjusted R-squared	0.910837	S.D. dependent var	0.698190
S.E. of regression	0.208480	Sum squared resid	0.347713
Durbin-Watson stat	0.371043		

$$\text{Equation: LLA10} = C(30) + C(1)*LPSA10 + C(2)*LPMA10 + C(4)*LBRA10$$

Observations: 12

R-squared	0.857719	Mean dependent var	10.41513
Adjusted R-squared	0.804363	S.D. dependent var	0.784617
S.E. of regression	0.347043	Sum squared resid	0.963508
Durbin-Watson stat	0.775965		

$$\text{Equation: LTCA1} = C(37) + C(7)*LLA1 + C(8)/2*LL2A1 + C(9)*LICA1 + C(10)*LOCA1 + C(11)*LLLICA1 + C(12)*LLLOCA1 + C(13)*LIC2A1 + C(14)*LOC2A1 + C(15)*LICOCA1$$

Observations: 12

R-squared	0.905745	Mean dependent var	10.02947
Adjusted R-squared	0.481600	S.D. dependent var	0.368032
S.E. of regression	0.264983	Sum squared resid	0.140432
Durbin-Watson stat	0.827534		

$$\text{Equation: LTCA2} = C(38) + C(7)*LLA2 + C(8)/2*LL2A2 + C(9)*LICA2 + C(10)*LOCA2 + C(11)*LLLICA2 + C(12)*LLLOCA2 + C(13)*LIC2A2 + C(14)*LOC2A2 + C(15)*LICOCA2$$

Observations: 12

R-squared	0.941160	Mean dependent var	10.05908
Adjusted R-squared	0.676382	S.D. dependent var	0.370201
S.E. of regression	0.210598	Sum squared resid	0.088703
Durbin-Watson stat	1.298836		

$$\text{Equation: LTCA3} = C(39) + C(7)*LLA3 + C(8)/2*LL2A3 + C(9)*LICA3 + C(10)*LOCA3 + C(11)*LLLICA3 + C(12)*LLLOCA3 + C(13)*LIC2A3 + C(14)*LOC2A3 + C(15)*LICOCA3$$

Observations: 12

R-squared	0.957067	Mean dependent var	10.73041
Adjusted R-squared	0.763871	S.D. dependent var	0.297202
S.E. of regression	0.144420	Sum squared resid	0.041714
Durbin-Watson stat	1.649035		

$$\text{Equation: LTCA4} = C(40) + C(7)*LLA4 + C(8)/2*LL2A4 + C(9)*LICA4 + C(10)*LOCA4 + C(11)*LLLICA4 + C(12)*LLLOCA4 + C(13)*LIC2A4 + C(14)*LOC2A4 + C(15)*LICOCA4$$

Observations: 12

R-squared	0.984746	Mean dependent var	9.818399
Adjusted R-squared	0.916103	S.D. dependent var	0.260409
S.E. of regression	0.075427	Sum squared resid	0.011379
Durbin-Watson stat	1.774737		

$$\text{Equation: LTCA5} = C(41) + C(7)*LLA5 + C(8)/2*LL2A5 + C(9)*LICA5 + C(10)*LOCA5 + C(11)*LLLICA5 + C(12)*LLLOCA5 + C(13)*LIC2A5 + C(14)*LOC2A5 + C(15)*LICOCA5$$

Observations: 12

R-squared	0.948809	Mean dependent var	9.108718
Adjusted R-squared	0.718450	S.D. dependent var	0.303621
S.E. of regression	0.161105	Sum squared resid	0.051910
Durbin-Watson stat	1.730492		

$$\text{Equation: LTCA6} = C(42) + C(7)*LLA6 + C(8)/2*LL2A6 + C(9)*LICA6 + C(10)*LOCA6 + C(11)*LLLICA6 + C(12)*LLLOCA6 + C(13)*LIC2A6 + C(14)*LOC2A6 + C(15)*LICOCA6$$

Observations: 12

R-squared	0.911620	Mean dependent var	11.01424
Adjusted R-squared	0.513909	S.D. dependent var	0.303779
S.E. of regression	0.211795	Sum squared resid	0.089715
Durbin-Watson stat	0.665653		

Banki nyereségességi modell – Függelék

$$\text{Equation: LTCA7} = C(43) + C(7)*LLA7 + C(8)/2*LL2A7 + C(9)*LICA7 + C(10)*LOCA7 + C(11)*LLLICA7 + C(12)*LLLOCA7 + C(13)*LIC2A7 + C(14)*LOC2A7 + C(15)*LICOCA7$$

Observations: 12

R-squared	0.664214	Mean dependent var	10.54203
Adjusted R-squared	-0.846823	S.D. dependent var	0.123140
S.E. of regression	0.167344	Sum squared resid	0.056008
Durbin-Watson stat	0.710102		

$$\text{Equation: LTCA8} = C(44) + C(7)*LLA8 + C(8)/2*LL2A8 + C(9)*LICA8 + C(10)*LOCA8 + C(11)*LLLICA8 + C(12)*LLLOCA8 + C(13)*LIC2A8 + C(14)*LOC2A8 + C(15)*LICOCA8$$

Observations: 12

R-squared	0.966711	Mean dependent var	11.57799
Adjusted R-squared	0.816911	S.D. dependent var	0.295213
S.E. of regression	0.126319	Sum squared resid	0.031913
Durbin-Watson stat	2.484658		

$$\text{Equation: LTCA9} = C(45) + C(7)*LLA9 + C(8)/2*LL2A9 + C(9)*LICA9 + C(10)*LOCA9 + C(11)*LLLICA9 + C(12)*LLLOCA9 + C(13)*LIC2A9 + C(14)*LOC2A9 + C(15)*LICOCA9$$

Observations: 12

R-squared	0.980374	Mean dependent var	10.04694
Adjusted R-squared	0.892059	S.D. dependent var	0.478811
S.E. of regression	0.157310	Sum squared resid	0.049493
Durbin-Watson stat	0.796428		

$$\text{Equation: LTCA10} = C(46) + C(7)*LLA10 + C(8)/2*LL2A10 + C(9)*LICA10 + C(10)*LOCA10 + C(11)*LLLICA10 + C(12)*LLLOCA10 + C(13)*LIC2A10 + C(14)*LOCA10 + C(15)*LICOCA10$$

Observations: 12

R-squared	0.995362	Mean dependent var	8.121938
Adjusted R-squared	0.974491	S.D. dependent var	0.633455
S.E. of regression	0.101172	Sum squared resid	0.020471
Durbin-Watson stat	2.938692		

$$\text{Equation: PSA1} = C(53) + ACA1*(C(7) + C(8)*LLA1 + C(11)*LICA1 + C(12)*LOCA1) - 1/(C(1)*RPSA1 + C(18)*C(2)*RPMA1)$$

Observations: 12

R-squared	0.941601	Mean dependent var	0.151167
Adjusted R-squared	0.839402	S.D. dependent var	0.069494
S.E. of regression	0.027850	Sum squared resid	0.003102
Durbin-Watson stat	0.836254		

$$\text{Equation: PSA2} = C(54) + ACA2*(C(7) + C(8)*LLA2 + C(11)*LICA2 + C(12)*LOCA2) - 1/(C(1)*RPSA2 + C(18)*C(2)*RPMA2)$$

Observations: 12

R-squared	0.939241	Mean dependent var	0.098667
Adjusted R-squared	0.832914	S.D. dependent var	0.054545
S.E. of regression	0.022296	Sum squared resid	0.001988
Durbin-Watson stat	2.337683		

$$\text{Equation: PSA3} = C(55) + ACA3*(C(7) + C(8)*LLA3 + C(11)*LICA3 + C(12)*LOCA3) - 1/(C(1)*RPSA3 + C(18)*C(2)*RPMA3)$$

Observations: 12

R-squared	0.885343	Mean dependent var	0.150083
Adjusted R-squared	0.684694	S.D. dependent var	0.068826
S.E. of regression	0.038647	Sum squared resid	0.005974
Durbin-Watson stat	1.206989		

$$\text{Equation: PSA4} = C(56) + ACA4*(C(7) + C(8)*LLA4 + C(11)*LICA4 + C(12)*LOCA4) - 1/(C(1)*RPSA4 + C(18)*C(2)*RPMA4)$$

Observations: 12

R-squared	0.945362	Mean dependent var	0.096583
Adjusted R-squared	0.849745	S.D. dependent var	0.036605

Banki nyereségességi modell – Függelék

S.E. of regression	0.014189	Sum squared resid	0.000805
Durbin-Watson stat	1.017318		
Equation: $PSA5 = C(57) + ACA5*(C(7) + C(8)*LLA5 + C(11)*LICA5 + C(12)*LOCA5) - 1/(C(1)*RPSA5+C(18)*C(2)*RPMA5)$			
Observations: 12			
R-squared	0.918238	Mean dependent var	0.141417
Adjusted R-squared	0.775156	S.D. dependent var	0.061444
S.E. of regression	0.029135	Sum squared resid	0.003395
Durbin-Watson stat	1.276874		
Equation: $PSA6 = C(58) + ACA6*(C(7) + C(8)*LLA6 + C(11)*LICA6 + C(12)*LOCA6) - 1/(C(1)*RPSA6+C(18)*C(2)*RPMA6)$			
Observations: 12			
R-squared	0.908741	Mean dependent var	0.135500
Adjusted R-squared	0.749038	S.D. dependent var	0.066720
S.E. of regression	0.033424	Sum squared resid	0.004469
Durbin-Watson stat	0.636131		
Equation: $PSA7 = C(59) + ACA7*(C(7) + C(8)*LLA7 + C(11)*LICA7 + C(12)*LOCA7) - 1/(C(1)*RPSA7+C(18)*C(2)*RPMA7)$			
Observations: 12			
R-squared	0.892365	Mean dependent var	0.113750
Adjusted R-squared	0.704003	S.D. dependent var	0.035379
S.E. of regression	0.019248	Sum squared resid	0.001482
Durbin-Watson stat	0.589329		
Equation: $PSA8 = C(60) + ACA8*(C(7) + C(8)*LLA8 + C(11)*LICA8 + C(12)*LOCA8) - 1/(C(1)*RPSA8+C(18)*C(2)*RPMA8)$			
Observations: 12			
R-squared	0.926342	Mean dependent var	0.157583
Adjusted R-squared	0.797441	S.D. dependent var	0.062961
S.E. of regression	0.028337	Sum squared resid	0.003212
Durbin-Watson stat	1.448388		
Equation: $PSA9 = C(61) + ACA9*(C(7) + C(8)*LLA9 + C(11)*LICA9 + C(12)*LOCA9) - 1/(C(1)*RPSA9+C(18)*C(2)*RPMA9)$			
Observations: 12			
R-squared	0.938413	Mean dependent var	0.156417
Adjusted R-squared	0.830637	S.D. dependent var	0.059905
S.E. of regression	0.024653	Sum squared resid	0.002431
Durbin-Watson stat	0.888233		
Equation: $PSA10 = C(62) + ACA10*(C(7) + C(8)*LLA10 + C(11)*LICA10 + C(12)*LOCA10) - 1/(C(1)*RPSA10+C(18)*C(2)*RPMA10)$			
Observations: 12			
R-squared	0.750819	Mean dependent var	0.100500
Adjusted R-squared	0.314752	S.D. dependent var	0.029100
S.E. of regression	0.024089	Sum squared resid	0.002321
Durbin-Watson stat	0.636936		

Wald-teszt: a $C(18)=1$ 0-hipotézisnél $p=0,042$, $C(18)=1$ 0-hipotézisné $p=0,055$, vagyis 5%-os szignifikanciaszint mellett mind a tökéletes verseny, mind a Cournot-Nash egyensúly elvethető.

2. Egyedi együttthatók a nagyobb bankokra

Megpróbáltunk a mintában szereplő bankok nagyobbik részére (7 bankra) egyedi koordinációs együttthatót szerepeltetni, azonban semmilyen specifikáció mellett nem kaptunk 0-tól szignifikánsan különböző eredményeket (a valószínűségi szintek 0,3-0,4 között voltak), és a Wald-teszt szerint 1-től sem különböztek szignifikánsan.

3. SZ. FÜGGELÉK KERESLETI OLDAL, REGRESSZIÓS EREDMÉNYEK

a) Folyószámlatermék:

Model Description(a)		Type of Variable
Equation 1	Piacirészesedés	dependent
	Kamat	predictor
	Betétekszolgáltatásdíja	predictor
	Szolgáltatásminősége	predictor
	hálózati egységek száma	predictor
	BUBOR	instrumental
	Tőke megfelelési mutató	instrumental
	Összes hitelösszes eszköze	instrumental
	Szem. jell. ktg. foglalkoztatottak száma	instrumental
	Rosshitelek	instrumental

MOD_1

a Regression through the Origin

Model Summary

Equation 1	Multiple R	,980
	R Square(a)	,961
	Adjusted R Square	,956
	Std. Error of the Estimate	,042

a For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

ANOVA

		Sum of Squares(a)	df	Mean Square	F	Sig.
Equation 1	Regression	1,328	4	,332	188,964	,000
	Residual	,054	31	,002		
	Total	1,382	35			

a This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

Coefficients

		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error	B	Std. Error	B
Equation 1	Kamat	,816	,592	,135	1,378	,178
	Betétekszolgáltatásdíja	-,638	,894	-,143	-,713	,481
	Szolgáltatásminősége	-,001	,002	-,115	-,579	,567
	hálózati egységek száma	,001	,000	1,048	13,964	,000

b) Lekötött betét, 3 hónap:

Banki nyereségességi modell – Függelék

Model Description(a)

		Type of Variable
Equation 1	Piacirészesedés	dependent
	Kamat	predictor
	BUBOR	instrumental
	Tőke megfelelésimutató	instrumental
	Összes hitelösszes eszköze	instrumental
	Szem. jell. ktg foglalkoztatottak száma	instrumental
	Roszhitelek	instrumental

MOD_1

a Regression through the Origin

Model Summary

Equation 1	Multiple R	,642
	R Square(a)	,412
	Adjusted R Square	,406
	Std. Error of the Estimate	,129

a For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

ANOVA

		Sum of Squares(a)	df	Mean Square	F	Sig.
Equation 1	Regression	1,105	1	1,105	65,926	,000
	Residual	1,576	94	,017		
	Total	2,681	95			

a This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

Coefficients

		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error			
Equation 1	Kamat	1,917	,236	,676	8,119	,000

c) Lekötött betét, 12 hónap:

Model Description(a)

		Type of Variable
Equation 1	Piacirészesedés	dependent
	Kamat	predictor
	BUBOR	instrumental
	Tőke megfelelésimutató	instrumental
	Összes hitelösszes eszköze	instrumental
	Szem. jell. ktg foglalkoztatottak száma	instrumental
	Roszhitelek	instrumental

Banki nyereségességi modell – Függelék

MOD_1

a Regression through the Origin

Model Summary

Equation 1	Multiple R	,652
	R Square(a)	,425
	Adjusted R Square	,419
	Std. Error of the Estimate	,121

a For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

ANOVA

		Sum of Squares(a)	df	Mean Square	F	Sig.
Equation 1	Regression	1,107	1	1,107	76,155	,000
	Residual	1,497	103	,015		
	Total	2,604	104			

a This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

Coefficients

		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error			
Equation 1	Kamat	1,927	,221	,680	8,727	,000

d) Folyószámlahitel:

Model Description(a)

		Type of Variable
Equation 1	Piacirészesedés	dependent
	kamatNTHM	predictor
	Hitelek szolgáltatásdíja	predictor
	Szolgáltatásminősége	predictor
	hálózategységek száma	predictor
	BUBOR	instrumental
	Tőke megfelelésimutató	instrumental
	Összehitelösszes eszköz	instrumental
	Szem.jell.ktgfoglalkoztatottsága	instrumental
	Roszhitelek	instrumental

MOD_3

a Regression through the Origin

Model Summary

Equation 1	Multiple R	,841
	R Square(a)	,707
	Adjusted R Square	,696
	Std. Error of the Estimate	,054

Banki nyereségességi modell – Függelék

a For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

ANOVA

		Sum of Squares(a)	df	Mean Square	F	Sig.
Equation 1	Regression	,783	4	,196	66,835	,000
	Residual	,325	111	,003		
	Total	1,108	115			

a This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

Coefficients

		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error	B	Std. Error	B
Equation 1	kamatNTHM	-,447	,334	-,571	-1,338	,184
	Hiteleszolgáltatásdíja	-1,072	,670	-,254	-1,600	,112
	Szolgáltatásminősége	,001	,002	,178	,422	,674
	hálózati egységek száma	,001	,000	1,560	6,817	,000

e) Személyi kölcsön:

Model Description(a)

		Type of Variable
Equation 1	Piacirészesedés	dependent
	Kamat	predictor
	Hiteleszolgáltatásdíja	predictor
	Szolgáltatásminősége	predictor
	hálózati egységek száma	predictor
	BUBOR	instrumental
	Tőke megfelelési mutató	instrumental
	Összes hitelösszes eszköze	instrumental
	Szem.jell.ktgfoglalkoztatottak száma	instrumental
	Rosshitelek	instrumental

MOD_1

a Regression through the Origin

Model Summary

Equation 1	Multiple R	,863
	R Square(a)	,744
	Adjusted R Square	,733
	Std. Error of the Estimate	,052

a For regression through the origin (the no-intercept model), R Square measures the proportion of variability in the dependent variable about the origin explained by regression. This CANNOT be compared to R Square for models which include an intercept.

Banki nyereségességi modell – Függelék

ANOVA

		Sum of Squares(a)	df	Mean Square	F	Sig.
Equation 1	Regression	,544	3	,181	66,855	,000
	Residual	,187	69	,003		
	Total	,732	72			

a This total sum of squares is not corrected for the constant because the constant is zero for regression through the origin.

Coefficients

		Unstandardized Coefficients		Beta	t	Sig.
		B	Std. Error	B	Std. Error	B
Equation 1	Kamat	-,250	,085	-,362	-2,954	,004
	Hiteleszolgáltatásdíja	-,398	,533	-,108	-,746	,458
	hálózategységek száma	,001	,000	1,252	9,271	,000

Excluded Variables

		Beta In	Partial Correlation	Minimum Tolerance	t	Sig.
Equation 1	Szolgáltatásminőség	-,097	-,002	9,49E-005	-,024	,981

4. SZ. FÜGGELÉK KÖLTSÉGOLDAL, REGRESSZIÓS EREDMÉNYEK

a) Folyószámlatermék:

Folyószámlatermék; c becslés				
Variable	B	Std.	t	p
		Error		
lnQ1	0,61305	0,32825	1,87	0,0635
lnQ2	0,17936	0,2266	0,79	0,4297
lnP1	0,78127	0,3271	2,39	0,018
lnP2	0,21873	0,3271	0,67	0,5046
0,5lnQ1lnQ1	0,01573	0,01644	0,96	0,3399
0,5lnQ1lnQ2	-0,08386	0,06157	-1,36	0,175
0,5lnQ2lnQ2	0,05396	0,037	1,46	0,1466
0,5lnP1lnP1	-0,45482	0,08428	-5,4	0,0001
0,5lnP1lnP2	0,87559	0,1149	7,62	0,0001
0,5lnP2lnP2	-0,42077	0,04269	-9,86	0,0001
lnQ1lnP1	0,10946	0,03346	3,27	0,0013
lnQ1lnP2	-0,09718	0,02791	-3,48	0,0006
lnQ2lnP1	-0,03713	0,0455	-0,82	0,4156
lnQ2lnP2	0,02485	0,03998	0,62	0,535

A korrigált R négyzet értéke 0,992

Megfigyelések száma: 181

b) Lekötött betét:

Lekötött betét, c becslés				
Variable	B	Std.	t	p
		Error		
lnQ1	0,57505	0,20613	2,79	0,0058
lnQ2	-0,07748	0,19787	-0,39	0,6958
lnP1	1,16316	0,19274	39602	0,0001
lnP2	-0,16316	0,19274	-0,85	0,3983
0,5lnQ1lnQ1	0,12279	0,02078	5,91	0,0001
0,5lnQ1lnQ2	-0,21724	0,04884	-4,45	0,0001
0,5lnQ2lnQ2	0,1316	0,03506	3,75	0,0002
0,5lnP1lnP1	-0,18108	0,0656	-2,76	0,0063
0,5lnP1lnP2	0,29141	0,09916	2,94	0,0037
0,5lnP2lnP2	-0,11033	0,04346	-2,54	0,0119
lnQ1lnP1	-0,04113	0,031	-1,33	0,1862
lnQ1lnP2	0,05447	0,01977	2,76	0,0064
lnQ2lnP1	0,02806	0,03249	0,86	0,3889
lnQ2lnP2	-0,04139	0,02197	-1,88	0,061

A korrigált R négyzet értéke 0,9992

Megfigyelések száma: 209

Banki nyereségességi modell – Függelék

c) Folyószámla hitel:

Folyószámla hitel, c becslés				
Variable	B	Std. Error	t	p
lnQ1	-0,43576	0,12598	-3,46	0,0007
lnQ2	1,13687	0,09803	11,60	0,0001
lnP1	-0,67795	0,34871	-1,94	0,0537
lnP2	1,67795	0,34871	4,81	0,0001
0,5lnQ1lnQ1	0,01812	0,01484	1,22	0,224
0,5lnQ1lnQ2	0,08658	0,02776	3,12	0,0022
0,5lnQ2lnQ2	-0,09315	0,01791	-5,20	0,0001
0,5lnP1lnP1	-0,36219	0,07647	-4,74	0,0001
0,5lnP1lnP2	0,70356	0,09631	7,31	0,0001
0,5lnP2lnP2	-0,34137	0,02879	-11,86	0,0001
lnQ1lnP1	-0,02812	0,02491	-1,13	0,2608
lnQ1lnP2	0,03967	0,0216	1,84	0,0682
lnQ2lnP1	0,16932	0,03928	4,31	0,0001
lnQ2lnP2	-0,18087	0,03603	-5,02	0,0001

A korrigált R négyzet értéke 0,9995

Megfigyelések száma: 165

d) Személyi kölcsön:

személyi kölcsön, c becslés				
Variable	B	Std. Error	t	p
lnQ1	1.28635	0.31123	4,13	0.0001
lnQ2	-0.04644	0.22151	-0.21	0.8343
lnP1	-2.56843	1.21231	-2.12	0.0365
lnP2	3.56843	1.21231	2.94	0.0040
0,5lnQ1lnQ1	0.02877	0.02112	1.36	0.1761
0,5lnQ1lnQ2	-0.20992	0.05311	-3.95	0.0001
0,5lnQ2lnQ2	0.10700	0.03919	2.73	0.0074
0,5lnP1lnP1	-0.07536	0.13665	-0.55	0.5825
0,5lnP1lnP2	0.19811	0.23909	0.83	0.4092
0,5lnP2lnP2	-0.12276	0.11483	-1.07	0.2875
lnQ1lnP1	0.00528	0.04179	0.13	0.8997
lnQ1lnP2	0.00722	0.03931	0.18	0.8547
lnQ2lnP1	0.25633	0.11632	2,2	0.0298
lnQ2lnP2	-0.26883	0.11523	-2.33	0.0216

A korrigált R négyzet értéke 0,9997

Megfigyelések száma: 114

5. SZ. FÜGGELÉK A PCM-EK IDŐBELI ALAKULÁSA

Lekötött betét, 3 hónap		
Időszak	Relatív PCM	Abszolút PCM
Bertrand		
2004-2005	0,124	0,672
2006-2007	0,129	0,581
Kartell		
2004-2005	0,586	3,572
2006-2007	0,812	3,997
Megfigyelt		
2004-2005	0,461	2,809
2006-2007	0,618	3,042

A kamat regressziós együtthatója:

- 2004-2007: 1,917
- 2004-2005: 1,736
- 2006-2007: 1,968

Lekötött betét, 12 hónap		
Időszak	relatív PCM	Abszolút PCM
Bertrand		
2004-2005	0,125	0,608
2006-2007	0,131	0,581
Kartell		
2004-2005	0,389	2,128
2006-2007	0,617	3,108
Megfigyelt		
2004-2005	0,621	3,393
2006-2007	0,575	2,899

A kamat regressziós együtthatója:

- 2004-2007: 1,927
- 2004-2005: 1,908
- 2006-2007: 1,943

Folyószámlahitel		
Időszak	relatív PCM	Abszolút PCM
Bertrand		
2004-2005	0,149	3,109
2006-2007	0,163	3,205
Kartell		
2004-2005	0,368	6,63
2006-2007	0,766	13,080
Megfigyelt		
2004-2005	0,510	9,192
2006-2007	0,630	10,760

A kamat regressziós együtthatója:

- 2004-2007: -0,444
- 2004-2005: -0,412
- 2006-2007: -0,494

6. SZ. FÜGGELÉK CHOW TESZT EREDMÉNYEI

Lekötött, 3 hó		F=	0,096
SSE egész=	1,576		
SSE (töréspont előtt)=	0,899	F 95% (1,93)=	3,94
SSE (töréspont után)=	0,536		
k=	1		
n1+n2=	95		
NINCS TÖRÉS			

Lekötött, 12 hó		F=	1,102
SSE egész=	1,497		
SSE (töréspont előtt)=	0,891	F 95% (1,102)=	3,94
SSE (töréspont után)=	0,59		
k=	1		
n1+n2=	104		
NINCS TÖRÉS			

Folyószámlahitel		F=	5,33
SSE egész=	0,325		
SSE (töréspont előtt)=	0,11	F 95% (4,109)=	2,46
SSE (töréspont után)=	0,161	F 99% (4,109)=	3,51
k=	4		
n1+n2=	115		
STRUKTURÁLIS TÖRÉS			

Személyi kölcsön		F=	0,00011
SSE egész=	0,187		
SSE (töréspont előtt)=	0,016	F 95% (3,66)=	2,74
SSE (töréspont után)=	0,167		
n1+n2=	72		
NINCS TÖRÉS			