

KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXIV. ÉVF., 2017. MÁRCIUS (217–237. o.)

STEVEN ONGENA–SCHINDELE IBOLYA–VONNÁK DZSAMILA

Monetáris politika és a bankok hitelkínálata

Vállalati adatokon alapuló elemzés

Növeli-e az alacsony kamatláb a banki hitelkínálatot? Tanulmányunkban egy magyar, vállalati szintű hiteladatbázis panelstruktúrában történő elemzésével keressük a választ a kérdésre. *Kashyap–Stein* [2000] identifikációs módszerét vállalati és idő fix hatásokkal kiegészítve teszteljük a feltételezést, hogy a kamatok csökkenése különbözőképpen befolyásolja-e az alacsony és a magas sajáttőke-hányaddal rendelkező bankok hitelkínálatát. Azt találjuk, hogy a kamatláb csökkenését követően az alacsony tőkehányadú bankok nagyobb valószínűséggel nyújtanak hitelt új felvevőknek, és növelik kihelyezett hitelösszegeiket már meglévő adósaik számára, mint a magas tőkehányadú bankok. Robusztussági becsléseink azt tanúsítják, hogy valóban a bankok sajáttőke-hányada, nem pedig likviditási hányada, teljes eszközértéke vagy tulajdonosi szerkezete korrelál a hitelkínálati reakció erősségével. Megmutatjuk, hogy ezek az eredményeink fennálltak a válság előtti időszakban is, és függetlenek a mintánkban szereplő cégek méretétől. Elemzéseinkből arra következtetünk, hogy Magyarországon a vizsgált időszakban (2005–2011) a kamatláb befolyásolta a hitelkínálat mértékét.*

Journal of Economic Literature (JEL) Kód: E51, E52, G21.

2008-ban a Lehman Brothers összeomlásával kezdődő pénzügyi válság és az azt megelőző, alacsony kamatokkal jellemezhető monetáris környezet gazdasági folyamatai kiemelten fontossá tették a kamatok hitelezésre gyakorolt hatásának megértését. Számos, az elmúlt években napvilágot látott eredmény rámutatott, hogy a pénzügyi válságot előidéző egyik fontos tényező az alacsony kamatokon kihelyezett, kockázatos

* Köszönjük *Kőrösi Gábornak*, hogy biztatásával és szakmai tanácsaival ösztönzött minket a tanulmány megírására. Továbbá köszönjük *Gyöngyösi Győzőnek* javaslatait, *Hosszú Zsuzsannának* és *Oláh Zsoltnak* a magyar bankok mérleg- és eredménykimutatás-adataihoz való hozzáférés lehetőségét, valamint *Koren Miklósnak*, *Orbán Krisztinának* és *Szeidl Ádámnak* a Complex-adatbázis rendelkezésünkre bocsátását. Vonnák Dzsamila köszöni az MTA Vállalati Stratégia és Versenyképesség elnevezésű Lendület-program támogatását.

Steven Ongena, University of Zurich, SFI, KU Leuven és CEPR (steven.ongena@bf.uzh.ch).

Schindele Ibolya, CEU Business School és Magyar Nemzeti Bank (schindelei@business.ceu.edu).

Vonnák Dzsamila, MTA KRTK KTI (vonnak.dzsamila@krtk.mta.hu).

A kézirat első változata 2017. január 5-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2017.3.217>

hitelek állományának a 2000-es évek közepi ugrásszerű növekedése volt (*Demyanyk-van Hemert* [2011], *Mian-Sufi* [2009]). A válságot megelőző időszakban megjelent tanulmányokból azonban hiányoznak a monetáris politika banki hitelezésre gyakorolt ok-okozati hatásának teljes körű elemzései.

Befolyásolja-e a kamatláb a banki hitelkínálat mértékét? A témával először foglalkozó, Ben Bernanke nevével fémjelzett korai irodalom makrogazdasági aggregátumok idősoros elemzésével próbált választ adni a kérdésre (*Bernanke-Blinder* [1992], *Bernanke-Gertler* [1995]). Ezeknek a tanulmányoknak a legfőbb megállapítása az volt, hogy a monetáris politika változásai összefüggnek mind a bankok által gyűjtött betétállomány, mind a bankok által kihelyezett hitelmennyiség nagyságával. A makrogazdasági szinten definiált betét- és hitelállományi adatsorok azonban nem teszik lehetővé sem az ok-okozati kapcsolat irányának megállapítását, sem a hitelkeresleti és hitelkínálati tényezők szétválasztását, így a monetáris politika hitelkínálatra gyakorolt hatásának megfelelő identifikálását sem (*Bernanke-Gertler* [1995]).

Az irodalomban jelentős előrelépést hozott a kevésbé összesített, banki szintű adatok használata. A *Kashyap-Stein* [2000] által alkalmazott identifikációs feltételezés az, hogy a kisebb tőkehányaddal és kevesebb likvid eszközzel működő bankok erőteljesebben reagálnak a monetáris politika változásaira, mint a magasabb tőkehányadú és nagyobb likviditású bankok. Ez a feltételezés ugyan segít a monetáris politika és a banki hitelkínálat között fennálló ok-okozati kapcsolat irányának azonosításában, a keresleti és kínálati hatások szétválasztását ez a megközelítés sem teszi lehetővé.

Mivel a monetáris politika a banki hitelkínálatot és a vállalati hitelkeresletet egyidejűleg befolyásolja, a keresleti és kínálati tényezők szétválasztásának egyik lehetséges módja a vállalati szintű hitelezési adatok elemzése, a vállalati jellemzőket kiszűrő magyarázó változók alkalmazása mellett. Tanulmányunk az irodalomhoz egy magyar, vállalati szintű hitelezési adatbázis elemzésével járul hozzá. Mivel a mintánkban szereplő, vállalatokhoz kihelyezett banki hitelek havi szinten figyeljük meg, becsléseinkben vállalati fix hatások segítségével szűrhetjük ki a vállalati hitelkeresletet meghatározó, időben nem változó jellemzőket. Ezenkívül az idő (hónap) fix hatásokkal kontrollálhatunk a hitelkeresletet és hitelkínálatot egyidejűleg meghatározó makrogazdasági tényezőkre.

Az elemzésünkben alkalmazott identifikációs eljárás így *Kashyap-Stein* [2000] módszertanát vállalati és idő fix hatásokkal egészíti ki. Vizsgált hipotézisünk az, hogy a hitelkeresletet befolyásoló, időben nem változó vállalati jellemzők és az időben változó, a hitelkeresletet befolyásoló makrogazdasági jellemzők kiszűrése után az alacsonyabb tőkehányadú bankok erőteljesebben reagálnak a monetáris politikai változásokra, mint a magasabb tőkehányadú bankok. Eredményeink igazolják feltételezésünket. A 10 bázispontos kamatlábcsökkenés hatására az alacsony sajáttőke-hányadú bankok 0,012 százalékponttal nagyobb valószínűséggel nyújtanak hitelt új hitelfelvevőknek, és 0,026 százalékponttal nagyobb valószínűséggel növelik már meglévő adásaikhoz kihelyezett hitelösszegeiket, mint a magas sajáttőke-hányadú bankok. Mivel mintánkban a hitelfolyósítás feltétel nélküli valószínűsége 0,37 százalék, amelynek 3,24 (7,01) százaléka az extenzív (intenzív) határon becsült hatás, az együttható nemcsak statisztikai, hanem közgazdasági értelemben

is szignifikáns. Számításaink igazolják, hogy az expanzív monetáris politika növeli a hitelkínálatot Magyarországon mind a hitelezés extenzív, mind a hitelezés intenzív határát illetően.

Eredményeink megerősítéséhez további becsléseket végeztünk. Robusztussági vizsgálataink alapján megállapítható, hogy a monetáris politika változásának banki hitelkínálatra gyakorolt hatását valóban a banki saját tőke nagysága, nem pedig a bank likviditási mutatója, teljes eszközállományának nagysága vagy tulajdonosának külföldi volta határozza meg. Eredményeink azt is mutatják, hogy a bank saját tőkéjének és szabályozói tőkéjének nagysága egyaránt használható a monetáris politika hitelkínálatra gyakorolt hatásának identifikálására. A kamatváltozások ok-okozati hatásának bizonyításához részmintákon további robusztussági becsléseket hajtottunk végre. Fentebb leírt eredményeink függetleneknek bizonyultak a mintánkban szereplő cégek méretétől, fennálltak a válságot megelőző időszakban is, és a magyar vállalati szektornak hitelező, de külföldi tulajdonú bankokra is érvényesek.

Tanulmányunk kapcsolódik az utóbbi években kibontakozó, a bankok makrogazdasági sokkokra adott hitelkínálati reakcióját vállalati adatok segítségével vizsgáló irodalomhoz. *Khwaja–Mian* [2008] például megmutatta, hogy Pakisztánban a bankokat érintő likviditási sokkok csökkentik a felkínált vállalati hitelmennyiséget. *Becker–Ivashina* [2014] a banki hitelkínálat ciklikusságát vizsgálta egy amerikai vállalatokból álló mintán, amelyben mind bankhitelt felvevő, mind pedig vállalati kötvényeket kibocsátó cégek szerepeltek. Ebben az elemzésben a többféle vállalati hitelkibocsátás (bankhitelfelvétel és kötvénykibocsátás) figyelembevétele tette lehetővé, hogy vállalat–idő fix hatásokat alkalmazzanak a gazdasági ciklus hitelkeresletet is érintő tényezőinek kiszűrésére. *Jimenez és szerzőtársai* [2012] és [2014] spanyol vállalati adatokon tanulmányozta a monetáris politika változásának banki hitelkínálatra gyakorolt hatását. E tanulmányok a több pénzintézethez hitelért folyamodó vállalatok hitelkérelmeinek elfogadási valószínűségét becsülték a kamatlábváltozás és a pénzintézeti sajáttőke-hányad függvényében. Az egy adott időperióduson belül több bankhoz benyújtott hitelkérelmek megfigyelése tette lehetővé a vállalat–idő fix hatásokat alkalmazását, így a vállalati szintű hitelkereslet időben változó heterogenitásának kontrollálását. Elemzésünk közel áll e tanulmányok identifikációs stratégiájához: a monetáris politika ok-okozati hatását mi is a különböző sajáttőke-hányaddal jellemezhető bankok eltérő hitelkínálati reakciójából származtatjuk. Mivel adatbázisunkban folyósított vállalati hiteleket (nem pedig hitelkérelmeket) figyelünk meg, vállalat–idő fix hatásokat nem alkalmazhatunk becsléseinkben: elemzésünk a monetáris politika hatásának identifikációja során a hitelkeresletnek csak az időben nem változó heterogenitására kontrollál.

Tanulmányunk kapcsolódik a monetáris politika banki hitelkínálatra gyakorolt hatását közép-európai országokban vizsgáló irodalomhoz is. *Matousek–Sarantis* [2009] például banki szinten összesített hitelezési adatokon vizsgálta a banki hitelkínálat kamatváltozásokra adott reakcióját nyolc közép-európai országban, és megállapította, hogy az egyes országokban különböző a reakció erőssége. A szerzőpáros magyar adatokra – *Kashyap–Stein* [2000] módszere alapján – úgy találta, hogy a hatás nehezen identifikálható, és csakis a banki likviditás és a bank mérete

szerint – és csak gyenge mértékben – differenciálható a bankok kamatlábváltozásokra adott hitelkínálati reakciója. További országos szinten végzett tanulmányok eredményei is igazolták a kamatlábmozgások hitelkínálatot befolyásoló hatását: bankszintű hitelaggregátumok alapján *Horváth–Krekó–Naszódi* [2006] Magyarországra, *Pruteanu–Podpiera* [2007] a Cseh Köztársaságra és *Havrylchyk–Jurzyk* [2005] Lengyelországra kimutatták, hogy a kamatváltozás hatással van a hitelkínálatra. Ehhez az irodalomhoz tanulmányunk egy vállalati szintű adatbázis elemzésével járul hozzá, amely lehetővé teszi a kamatok banki hitelkínálatra gyakorolt hatásának pontosabb identifikálását, valamint a kamatváltozások hitelezés valószínűségére gyakorolt hatásának kiszámítását is.

Végül tanulmányunk kapcsolódik a magyarországi banki hitelezés 2000-es évekbeli expanzióját vizsgáló irodalomhoz is (*Banai–Király* [2012], *Endrész–Gyöngyösi–Harasztosi* [2012], *Erdős* [2010], *Hudecz* [2012], *Király–Simonovits* [2015]). E tanulmányok középpontjában a devizában történő hitelfelvétel és eladósodás kockázatainak és okainak kérdése áll. Ettől eltérően írásunk célja a monetáris politika – devizától független – hitelkínálati hatásának megértése és megbecslése.

Tanulmányunkban először bemutatjuk a vizsgálatunk alapjául szolgáló adatokat, ezt követően ismertetjük az identifikációs stratégiát, majd pedig becslési módszerünket és az alkalmazott változókat. Az eredmények részletes leírása után összegezzük megállapításainkat.

Adatok

A Központi Hitelinformációs Rendszer (KHR) az összes Magyarországon működő hitelintézet által nyújtott hitelről tartalmaz információt. Elemzésünk során azokat a vállalati hiteleket vizsgáljuk, amelyeket kereskedelmi bank vagy külföldi bank magyarországi fiókja Magyarországon bejegyzett vállalatnak nyújtott. Az e hitelekből összeállított minta az összes Magyarországon folyósított vállalati hitel 66 százalékát teszi ki. Elemzésünk a 2005 és 2011 közötti időszakra vonatkozik, és havi gyakoriságú adatokat használ, vállalat–hónap szintű megfigyelési egységekre aggregálva. A KHR hiteladatait összevontuk a Nemzeti Adó- és Vámhivatal (NAV) által nyilvántartott vállalati adatokkal. A NAV adatbázisa a társasági adóbevallásra kötelezett vállalatok mérleg- és eredménykimutatásából származó adatokat tartalmazza éves bontásban. Továbbá használunk havi bontású banki mérlegadatokat. Ezek az adatok a Magyar Nemzeti Bankban elérhető bankfelügyeleti jelentésekből származnak. Végül használjuk a Complex cégtár adatbázisát, amelynek segítségével bankszámlaszámok alapján rekonstruáljuk a cégek és a bankok között fennálló kapcsolatokat.¹ A vállalatok jelentős része (74 százaléka) csak egy bankkal áll kapcsolatban, így esetükben egyértelmű, hogy melyik a hitelnyújtó bank. A több banknál számlát vezető vállalatok esetében azonban nem tudjuk egyértelműen megállapítani, hogy melyik

¹ A Complex-adatbázisra azért van szükségünk, mert a KHR csak a hitelfelvevő vállalat azonosítóját tartalmazza, a hitelnyújtó bank azonosítóját nem.

banktól vették fel a hitelt. Ezen esetekben a vállalattal kapcsolatban álló bankok átlagos mérleg- és eredményadatait használjuk.

Az így létrejött adatbázis 12 220 411 vállalat–hónap megfigyelést tartalmaz a 2005. január és 2011. december közötti időszakra vonatkozóan. A 222. oldalon található 1. táblázatban láthatók a legfontosabb leíró statisztikák. Adatbázisunkban összesen 318 411 egyedi cég és 39 bank található. A regressziókat tízszázalékos véletlen mintán becsüljük.

Identifikáció

Segítik-e az alacsony kamatok a hitelkínálat bővülését? Mivel a kamat változása mind a hitelkeresletet, mind pedig a hitelkínálatot befolyásolja, a kérdés megválaszolásához szét kell választanunk a kamatcsökkenés hitelkeresletre és hitelkínálatra gyakorolt hatásait. Elemzésünk a kamatváltozás banki hitelezésre gyakorolt hatásának identifikációját egyrészt vállalati és idő fix hatások segítségével, másrészt a kamatváltozás – és egyéb makrogazdasági mutatók (GDP, infláció) –, valamint a banki tőkehányad interakcióinak együtthatóbecslésével valósítja meg. Identifikációs stratégiánk három fő elemét mutatjuk be részletesen a következőkben.

Vállalati és idő fix hatások

Alapspecifikációnk a monetáris politikának a hitelezés extenzív határára gyakorolt hatását becsüli, azaz a hitelfelvétel valószínűségét vizsgálja új hitelfelvevő vállalatok esetében. A hitelezés intenzív határát is megfigyeljük egy olyan részmintán, amelyben bankhitellel már rendelkező vállalatok szerepelnek.

Identifikációs stratégiánk a monetáris politika hitelkínálatra gyakorolt hatását panelstruktúrában elemző irodalom alapjául szolgáló *Kashyap–Stein* [2000] típusú identifikációra és az újabb irodalomra jellemző, fix hatásokat alkalmazó modern módszertanra (*Jimenez és szerzőtársai* [2012] és [2014]) épít.

Kashyap–Stein [2000] módszertana arra a feltételezésre épül, hogy a gyengébb tőkeerőségű bankok hitelkínálata erősebben reagál a kamatláb változására. E hipotézis tesztelhető a számunkra is rendelkezésre álló, banki szinten nyilvántartott hitelezési adatok segítségével. A hipotézis azonban nemcsak a hitelezés kínálatoldali alkalmazkodásával magyarázható, hanem keresletoldali változásokkal is összefügghet. Pontosan ez teszi fontossá a vállalati szintű hiteladatok alkalmazását: a vállalati paneladatokat lehetővé teszik a keresletoldali folyamatok elkülönítését. Identifikációs stratégiánk vállalati fix hatások segítségével kontrollál a kamatlábcsökkenés vállalati hitelkeresletben előidézett változására, ezáltal különítve el a kamatváltozás hitelkeresletre és hitelkínálatra gyakorolt hatásait. A vállalati fix hatások azonban csak az időben állandó, vállalati hitelkeresletet meghatározó tényezőket szűrik. Az időben nem állandó, a kamatváltozás által érintett és egyidejűleg a hitelkeresletet is befolyásoló vállalati szintű tényezőkre – például a vállalat exportlehetőségeire – becsléseink nem kontrollálnak. Ezért tanulmányunk a modern irodalomhoz viszonyítva kevésbé

I. táblázat
Összefoglaló statisztikák

Változó	Definíció	Átlag	Szórás	Min	Medián	Max
<i>Függő változók</i>						
HITEL _{<i>t</i>}	1, ha az <i>i</i> -edik vállalat bankhitelt kap a <i>t</i> -edik hónapban, feltéve, hogy nem kapott hitelt a (<i>t</i> - 1)-edik hónapban; 0 egyébként	0,0037	0,0604	0	0	1
HITELÖSSZEG-NÖVEKEDÉS _{<i>t</i>}	1, ha az <i>i</i> -edik vállalat összes hitelének nominális értéke a <i>t</i> -edik hónapban meghaladja a (<i>t</i> - 1)-edik hónapbeli nominális értékét; 0 egyébként	0,0150	0,1214	0	0	1
<i>Független változók</i>						
Makrogazdasági változók						
Δ KAMATLÁB _{<i>t-1m</i>}	3 hónapos magyar állampapír hozamának éves változása	-0,0073	0,0239	-0,0529	0,0007	0,0425
Δ GDP _{<i>t-1q</i>}	magyar bruttó hazai termék éves növekedési üteme	0,0081	0,0359	-0,0800	0,0170	0,0470
Δ CPI _{<i>t-1m</i>}	magyar fogyasztói árindex éves növekedése	-0,0040	0,0275	-0,0410	-0,0105	0,0673
Δ DEVIZAÁRFOLYAM _{<i>t-1m</i>}	a forint nominál effektív devizaárfolyam-indexének éves növekedése	0,0171	0,0668	-0,1154	0,0184	0,1577
Δ KÜLFÖLDI MŰKÖDŐTŐKE _{<i>t-1m</i>}	magyarországi külföldi működőtőke éves növekedése	0,2183	0,2098	-0,0466	0,1616	0,7579
Δ CDS-FELÁR _{<i>t-1q</i>}	magyar 5 éves szuverén CDS-felár éves növekedése	0,5159	1,4242	-3,5320	0,1872	4,1893
Δ HOZAMGÖRBE _{<i>t-1m</i>}	magyar 10 és 1 éves állampapír-hozamok különbségének éves változása	-0,0003	0,0099	-0,0092	-0,0044	0,0273
Banki jellemzők						
BANK TŐKEHÁNYADA _{<i>t-1m</i>}	a bank saját tőkéjének és összes eszközeinek hányadosa	0,13	0,15	-0,25	0,09	1,00
BANK ÖSSZES ESZKÖZÉ _{<i>t-1m</i>}	a bank összes eszközeinek természetes alapú logaritmusa	12,18	1,81	5,15	12,26	15,76
BANK LIKVIDITÁSI HÁNYADA _{<i>t-1m</i>}	a bank likvid eszközeinek és összes eszközeinek hányadosa	0,19	0,17	0,00	0,14	0,99

Az 1. táblázat folytatása

Változó	Definíció	Átlag	Szórás	Min	Medián	Max
BANKI ESZKÖZMEGTÉRÜLÉSI MUTATÓ _{it-1m}	a bank adózás előtti nyereségének és összes eszközeinek hányadosa	0,00	0,05	-2,29	0,00	0,29
BANK KÉTES HITELEINEK ARÁNYA _{it-1m}	a 90 napon túl nemfizető hitelek és a teljes hitelállomány hányadosa	0,06	0,05	0,00	0,06	1,00
KÜLFÖLDI TULAJDONÚ BANK _{it-1m}	1, ha a bank legalább 50%-ban külföldi tulajdonú; 0 egyébként	0,93	0,25	0	1	1
Vállalati jellemzők						
VÁLLALAT TŐKEHÁNYADA _{it-1y}	a vállalat saját tőkéjének és összes eszközeinek hányadosa	0,40	0,35	0,00	0,34	1,00
VÁLLALAT ÖSSZES ESZKÖZE _{it-1y}	a vállalat összes eszközeinek természetes alapú logaritmusa	9,17	2,30	2,89	9,17	15,80
VÁLLALAT LIKVIDITÁSI HÁNYADA _{it-1y}	a vállalat likvid eszközeinek és összes eszközeinek hányadosa	0,72	0,30	0,00	0,83	1,00
VÁLLALATI ESZKÖZMEGTÉRÜLÉSI MUTATÓ _{it-1y}	a vállalat nettó árbevételeinek és összes eszközeinek hányadosa	-0,28	1,31	-9,41	0,00	0,92
VÁLLALAT EXPORTHÁNYADA _{it-1y}	a vállalat exportértékesítésből származó bevételeinek és teljes értékesítésből származó bevételeinek hányadosa	0,05	0,18	0,00	0,00	1,00

A mintában szereplő megfigyelések száma 12 220 411, a bankok száma 39, a vállalatok száma pedig 318 411.

A 2-5. táblázatban bemutatott regressziókat 10 százalékos véletlen mintán becsültük.

A megfigyelési időszak 2005. januártól 2011. decemberig tart. A vállalatokra és bankokra vonatkozó összefoglaló statisztikák a vállalatok és bankok időszakai átlagos mutatóján alapulnak. A változók időszakra vonatkozó indexe a fő regresszióban alkalmazott időszakra utal, ahol $(t - 1)$ -edik egyhavi (m), negyedéves (q) vagy éves (y) késleltetést jelez. Az adatok jelentési gyakorisága miatt egyperiódusos késleltetett értékként a GDP és a CDS esetén az előző negyedévi, cégjellemzők esetén pedig az előző évi adatot használjuk.

exogén módon identifikálja a kamatok hitelezésre gyakorolt hatását. *Jimenez és szerzőtársai* [2012] és [2014] például vállalat-idő fix hatásokat alkalmaz, így szűrve ki a kamatváltozások hitelkeresletre gyakorolt hatásának időben változó heterogenitását is. Elemzésükben a vállalat-idő fix hatások alkalmazását egy olyan spanyol adatbázis teszi lehetővé, amelyben minden vállalat több bankhoz folyamodik hitelért, és az elutasított vállalati hitelkérelmek is megfigyelhetők. Mivel hasonló, a hitelkérelmeket nyilvántartó adatok magyar vállalatokra vonatkozóan nem állnak rendelkezésre, elemzésünk nem teszi lehetővé a vállalat-idő fix hatások regressziós becslésben történő használatát. Mivel azonban vállalati adataink havi gyakoriságúak, a vállalati fix hatások mellett idő (hónap) fix hatásokat is alkalmazhatunk. Becsült modelljeinkben az idő fix hatások a makrogazdasági folyamatoknak mind a hitelkeresletet, mind a hitelkínálatot befolyásoló hatásaira kontrollálnak.

A kamatváltozás és a banki tőkehányad interakciója

A vállalati és az idő fix hatások alkalmazásán túl a kamatlábváltozás hitelkínálatra gyakorolt hatását a *Kashyap–Stein* [2000]-féle metodológia segítségével identifikáljuk. Hipotézisünk az, hogy a kamatok csökkenését követően az alacsony tőkehányadú bankok jobban növelik hitelkínálatukat, mint a magas tőkehányadúak.

Hipotézisünk vizsgálatát a *Kashyap–Stein* [2000]-féle interakciós tag segítségével végezzük: regressziós elemzésünk középpontjában a kamatlábváltozás és a banki tőkehányad interakciójának együtthatója áll. Mivel a monetáris politika alakulását a rövid lejáratú állami hitelek kamatváltozása tükrözi leginkább, *Angeloni–Kashyap–Mojon* [2013] elemzéséhez hasonlóan, a kamatváltozás mértékét a három hónapos államkötvény kamatlábjának éves változásával mérjük. Mivel a banki sajáttőke-hányad és más banki jellemzők várhatóan erősen korrelálnak, robusztusságvizsgálatokban a kamatlábváltozás és a bank szabályozói tőkéje, valamint a banki likviditás, a bank külföldi tulajdonát jelző változó és a bank teljes eszközállományának értéke közötti interakciós tagok együtthatóit is megbecsüljük. Elemzésünkben vállalati hitelfelvételek valószínűségét becsüljük, ezért a hibatagokat vállalati szinten klaszterezzük.

Egyéb makrogazdasági változók és a banki tőkehányad interakciója

Identifikációs stratégiánk harmadik eleme a kamatlábváltozás hatásának összehasonlítása egyéb, a monetáris politikát érintő, fontosabb makrogazdasági változók (a GDP és az inflációs ráta változásának) banki hitelkínálatra gyakorolt hatásaival. Ennek szellemében empirikus elemzésünk a kamatváltozás és a banki tőkehányad interakciójának együtthatója mellett a GDP és az inflációs ráta banki tőkehányaddal alkotott interakcióinak együtthatóit is vizsgálja. Ezen interakciós tagok egyrészt mérik a kamatlábváltozás hitelkínálatra gyakorolt hatásának jelentőségét, másrészt kontrollváltozóként működnek, mivel kontrollálnak a vállalati és az idő fix hatások által nem megfogható makrogazdasági változások hatásaira.

Metodológia és a változók definíciója

A következőkben bemutatjuk a feltételezésünk vizsgálatára felírt alapspecifikációt és a becsléseinkben használt kulcs- és kontrollváltozókat. Először a hitellel nem rendelkező, új hitelfelvevő vállalatokhoz történő hitelkihelyezés valószínűségét becsljük (extenzív határ). Ezután a már hitellel rendelkező vállalatoknak nyújtott hitelösszegek növekedési valószínűségét vizsgáljuk (intenzív határ). Mivel becsléseink mind vállalati és idő fix hatásokat, mind interakciós tagokat tartalmaznak, lineáris valószínűségi modellt becslünk.

Az alapspecifikáció az (1) egyenlettel írható le [lásd a 2. táblázat (4) modelljét]:

$$\text{HITEL}_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta \Delta \text{KAMATLÁB}_{t-1} + \gamma \Delta \text{KAMATLÁB}_{t-1} \times \text{BANK TŐKEHÁNYADA}_{it-1} + \delta \text{KONTROLLVÁLTOZÓK} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

A függő változó, HITEL_{it} egyenlő eggyel, ha az i -edik vállalat a t -edik hónapban bankhitelt kap, feltéve, hogy $(t-1)$ -edik hónapban nem volt bankhitele, egyébként nulla. Az alapspecifikációban az extenzív határt vizsgáljuk, a függő változó ekkor az új hitelfolyósítás. Ezután az intenzív határt is elemezzük, ekkor a függő változó a $\text{HITELÖSSZEG-NÖVEKEDÉS}_{it}$, ami egyenlő eggyel, ha az i -edik vállalat összes hitelének nominális értéke a t -edik hónapban meghaladja a vállalat hitelösszegének $(t-1)$ -edik hónapi értékét, egyébként nulla.

A két kulcsváltozó a $\Delta \text{KAMATLÁB}_{t-1}$, amely a magyar három hónapos lejáratú államkötvény hozamának éves változását méri a $(t-1)$ -edik hónapban, valamint a $\text{BANK TŐKEHÁNYADA}_{it-1}$, amely az i -edik vállalattal kapcsolatban álló összes bank $(t-1)$ -edik hónapi átlagos tőkehányada, vagyis a banki saját tőke és teljes eszközállomány hányadosainak átlaga.

A hipotézisvizsgálat szempontjából releváns együtthatók (β és γ) a KAMATLÁB-VÁLTOZÁS , valamint a $\text{KAMATLÁBVÁLTOZÁS} \times \text{BANKI TŐKEHÁNYAD}$ interakciós tag együtthatói. Az alapspecifikáció vállalati és idő fix hatásokat is tartalmaz, amelyeket az α_i és az α_t jelölnek. Továbbá az alapspecifikációban kontrollváltozóként használjuk a $\text{BANKI TŐKEHÁNYAD} \times \text{GDP NÖVEKEDÉSI RÁTÁJA}$ és a $\text{BANKI TŐKEHÁNYAD} \times \text{INFLÁCIÓS RÁTA}$ interakciókat, valamint a BANKI TŐKEHÁNYAD értékét, a $\text{BANK TELJES ESZKÖZÉRTÉKÉT}$, $\text{LIKVIDITÁSI HÁNYADÁT}$, $\text{ESZKÖZMEGTÉRÜLÉSI MUTATÓJÁT}$, $\text{KÉTES HITELEINEK ARÁNYÁT}$ és $\text{TULAJDONOSI STRUKTÚRÁJÁT}$, továbbá a $\text{VÁLLALAT TŐKEHÁNYADÁT}$, $\text{TELJES ESZKÖZÉRTÉKÉT}$, $\text{LIKVIDITÁSI HÁNYADÁT}$, PROFITABILITÁSÁT és EXPORTHÁNYADÁT . Végül azokban a specifikációkban, amelyekben nem alkalmazunk idő fix hatásokat, a $\text{GDP NÖVEKEDÉSI RÁTÁJA}$, az INFLÁCIÓS RÁTA , a $\text{DEVIZAÁRFOLYAM-VÁLTOZÁS}$, a $\text{KÜLFÖLDI MŰKÖDŐTŐKE VÁLTOZÁSA}$, a $\text{CDS-FELÁR VÁLTOZÁSA}$ és a $\text{HOZAMGÖRBE-VÁLTOZÁS}$ is szerepelnek kontrollváltozóként.

A fő magyarázó változó a három hónapos államkötvény kamatlábának éves változása. Az 1. táblázatban látható leíró statisztikák mutatják, hogy a vizsgált 2005 és 2011 közötti időszakban a három hónapos kamatláb átlagos éves változása $-0,73$ százalékpont volt, és az éves változás $-5,29$ és $4,25$ százalékpont között mozgott. A makrogazdasági változók statisztikáiból azt is látjuk, hogy az átlagos GDP-növekedés $0,81$ és az átlagos éves infláció $-0,4$ százalék volt. Továbbá a GDP éves növekedési üteme $-8,00$

és 4,70 százalék között, valamint az éves infláció $-4,10$ és $6,73$ százalék között mozgott. A további makrogazdasági kontrollváltozók között találjuk a NOMINÁLIS EFFEKTÍV ÁRFOLYAMRÁTA ÉVES VÁLTOZÁSÁT, a magyarországi KÜLFÖLDI TŐKEBEFEKTÉSEK ÉVES VÁLTOZÁSÁT, amelyet a Magyar Nemzeti Bank DEVIZATARTALÉK-ÁLLOMÁNYÁNAK ÉVES VÁLTOZÁSÁVAL közelítünk, az ötéves magyar államkötvényekre kötött CDS-CSEREÜGYLETEK ÁRFOLYAMRÁTÁJÁNAK ÉVES VÁLTOZÁSÁT és az EGY- ÉS TÍZÉVES LEJÁRATÚ ÁLLAMKÖTVÉNYEK HOZAMRÁTA-KÜLÖNBségÉNEK ÉVES VÁLTOZÁSÁT. A makrogazdasági változók havi adatai állnak rendelkezésre, kivéve a GDP növekedési rátájának és a devizatartalék-állománynak az adatai, amelyek negyedéves bontásban érhetőek el. A közbenső hónapokra a negyedév végi GDP-növekedésre és devizatartalék-állományra vonatkozó adatokat használjuk.

A fő banki változó a BANK TŐKEHÁNYADA. E változó szerint mérjük a bankok kamatlábváltozásra adott heterogén hitelkínálati reakcióját. A vizsgált időszak során a mintánkban szereplő bankok átlagos tőkehányada $12,76$ százalék. A tőkehányad mellett számos más banki jellemző is befolyásolhatja a hitelkihelyezés mértékét, ezért további banki változókra is kontrollálunk. A bank méretét a teljes eszközállomány értékének természetes alapú logaritmusával (BANK ÖSSZES ESZKÖZE), eszközeinek likviditását pedig a likvid eszközök és a teljes eszközállomány hányadosával (BANK LIKVIDITÁSI HÁNYADA) mérjük. A bank működési eredményességére a BANKI ESZKÖZMEGTÉRÜLÉSI MUTATÓ, hitelfortfóliójának kockázatára a KÉTES HITELEK ARÁNYA magyarázó változóként való bevonásával kontrollálunk. A hazai és külföldi bankok forrásszerzési és hitelkihelyezési képessége különbözőségének kiszűréséhez becsléseinkben egy külföldi tulajdonú jelző kétértékű változót is használunk (KÜLFÖLDI TULAJDONÚ BANK). Végül robusztussági vizsgálatokban a BANKI TŐKEHÁNYAD változót a BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEHÁNYADÁVAL (szabályozói tőke és a kockázattal súlyozott eszközérték hányadosa) helyettesítjük, és becslésünkben a kamatváltozás és a banki szabályozói tőke interakciójának együtthatóját vizsgáljuk. Mivel becsléseinkben a vállalattal kapcsolatban álló összes bank átlagos mutatóit használjuk, elemzésünk sajátossága az, hogy a vállalati fix hatások kontrollálnak az időben állandó banki jellemzőkre is. Az egybankos vállalati részmintán a vállalati fix hatások egyben bank fix hatásként is működnek, teljes mértékben kiszűrve az időben állandó banki heterogenitást.

A banki változókat havi gyakoriságban figyeljük meg. Becsléseinkben a mérlegbeli adatoknak a t -edik hónapi értékét a $(t - 1)$ -edik hónapi, az eredménykimutatásból származó adatok t -edik hónapi értékét a $(t - 1)$ -edik hónapi értékének egy évre vetített értékével közelítjük.

A vállalati hitelkereslet mennyiségére és minőségére vállalati jellemzők és vállalati fix hatások alkalmazásával kontrollálunk. Kontrollváltozóként használjuk a vállalat saját tőkéjének a teljes eszközállomány értékére vetített hányadát (VÁLLALAT TŐKEHÁNYADA), a vállalat folyóeszközeinek a teljes eszközállomány értékére vetített hányadát (VÁLLALAT LIKVIDITÁSI HÁNYADA), a teljes eszközállomány mérlegértékének természetes alapú logaritmusát (VÁLLALAT ÖSSZES ESZKÖZE), a nettó árbevétel és az összes eszköz hányadosaként definiált VÁLLALATI ESZKÖZMEGTÉRÜLÉSI MUTATÓT, valamint az exportból és a teljes értékesítésből származó bevételek hányadosát (VÁLLALAT EXPORTHÁNYADA).

A vállalati jellemzőket éves adatokon figyeljük meg. Egy adott évben a mérlegadatok havi értékét az előző év végi értékükkel, az eredménykimutatásból származó adatok havi értékét az előző éves értékükkel közelítjük.

Eredmények

Az alapspecifikációban a hitelfelvétel extenzív határát teszteljük. Azt vizsgáljuk, hogy a monetáris politika hogyan érinti a hitellel még nem rendelkező vállalatok számára történő banki hitelfolyósítás valószínűségét. Eredményeinket a 2. táblázatban mutatjuk be.

Az első négy modellt a teljes vállalati sokaság 10 százalékos véletlen mintáján becsültük. Az (1) modell a hitelfolyósítást magyarázza makrogazdasági, banki és vállalati jellemzőkkel. Ebben a specifikációban a kulcsváltozó a kamatlábváltozás. Várakozásaink alapján az alacsonyabb kamatláb növeli a kihelyezett hitelmennyiséget, vagyis a kamatláb együttthatója negatív. Az 1. modellben azonban előzetes várakozásainkkal ellentétben a kamatláb hatása, habár negatív, nem szignifikáns.

A (2) modell az (1) modell magyarázó változói mellett tartalmazza a makrogazdasági változók banki tőkehányaddal vett szorzatát is. Ezen interakciós tagok jelenítik meg, hogy a modellben a monetáris politika eltérő mértékben befolyásolja a különböző tőkehányadú bankok hitelkínálatát. Eredményeink azt mutatják, hogy a kamatlábváltozás hatása negatív és szignifikáns, vagyis a kamatláb csökkenése növeli a hitelmennyiséget. Ugyanakkor a kamatlábváltozás és a bankitőkehányad-változás interakciós tag együttthatójának előjele pozitív és szignifikáns, ami jelzi, hogy az alacsonyabb tőkehányadú bankok erőteljesebben reagálnak a kamatláb változására. Tehát az alacsony kamatláb az alacsony tőkehányadú bankok esetében jobban növeli a hitelfolyósítás valószínűségét, mint a magas tőkehányadú bankok esetében, ami bizonyítja, hogy a kamatláb változása – az Egyesült Államokhoz (lásd *Kashyap–Stein* [2000]), illetve Spanyolországhoz (lásd *Jimenez és szerzőtársai* [2012]) hasonlóan – Magyarországon is befolyásolja a banki hitelkínálat mértékét.

A kamatlábváltozás hitelkínálatra gyakorolt gazdasági hatását az interakciós változó becsült együttthatója alapján számoljuk ki. Az együtttható értéke 0,3896. Ebből arra következtetünk, hogy 10 bázispontos kamatcsökkenés a hitelfolyósítás valószínűségét az alacsony tőkehányaddal rendelkező bankok esetében 0,012 százalékponttal jobban növeli, mint a magas tőkehányaddal bíró bankok esetében.² Mintánkban a hitelfolyósítás feltétel nélküli valószínűsége 0,37 százalék, amelynek 3,24 százaléka a becsült hatás, így a becsült együtttható nemcsak statisztikai, hanem közgazdasági értelemben is szignifikáns.

A (2) modellben becsült specifikáció kizárólag vállalati mutatókkal szűri azokat a tényezőket, amelyek a hitelkereslet mennyiségén és minőségén keresztül befolyásolják a hitelkínálatot. A (3) és (4) modellek ehhez képest egy robusztus, vállalati fix hatások alkalmazásán alapuló specifikációt használnak. A (3) modell kizárólag

² Az alacsony és a magas tőkehányadú bankok közötti különbséget a banki tőkehányad mintabeli szórásának kétszereseként ($2 \times 0,15$) definiáljuk. Egy 10 bázispontos kamatcsökkenés hitelfolyósításra gyakorolt hatása így $(2 \times 0,15) \times 0,3896 \times 0,1 = 0,0117$ százalékponttal erősebb az alacsony tőkehányadú bankok esetében.

2. táblázat
Regressziós eredmények, extenzív határ

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
		minden vállalat				egybankos vállalatok		
Δ KAMATLÁB	-0,0272 (-1,56)	-0,0638* (-1,86)	-0,0649*** (-7,67)		-0,0183 (-1,39)	-0,0446* (-1,69)	-0,0417*** (-5,08)	
Δ KAMATLÁB \times BANK TŐKEHÁNYADA		0,3896* (1,91)	0,4122*** (6,30)	0,5059*** (7,56)		0,2751* (1,70)	0,2699*** (4,13)	0,3344*** (5,03)
Δ GDP	0,0070 (0,58)	0,0260** (2,08)	0,0002 (0,03)		-0,0010 (-0,10)	0,0146 (1,43)	-0,0121 (-1,45)	
Δ GDP \times BANK TŐKEHÁNYADA		-0,2117** (-2,50)	-0,1891*** (-4,27)	-0,1059** (-2,36)		-0,1706*** (-2,76)	-0,1393*** (-3,23)	-0,0728* (-1,67)
Δ CPI	0,0181* (1,97)	0,0106 (0,52)	-0,0003 (-0,04)		0,0088 (1,29)	-0,0023 (-0,14)	-0,0120 (-1,62)	
Δ CPI \times BANK TŐKEHÁNYADA		0,0792 (0,57)	0,1119** (1,98)	0,1240** (2,17)		0,1178 (0,96)	0,1573*** (2,65)	0,1308** (2,19)
MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK	igen	igen	igen	nem	igen	igen	igen	nem
BANKI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI FIX HATÁS	nem	nem	igen	igen	nem	nem	igen	igen
HÓNAP FIX HATÁS	nem	nem	nem	igen	nem	nem	nem	igen
Megfigyelések száma	1 041 270	1 041 270	1 041 270	1 041 270	750 986	750 986	750 986	750 986
R^2	0,0013	0,0014	0,0010	0,0020	0,0011	0,0012	0,0006	0,0012

Megjegyzés: lásd a következő oldalon.

Megjegyzés a 2. táblázathoz:

A táblázat lineáris valószínűségi modellben becsült eredményeket mutat be.

A magyarázott változó, a vállalatnak nyújtott új hitel kétértékű változó, amelynek értéke 1, ha az adott hónapot megelőző $[(t - 1)$ -edik] hónapban a vállalatnak nincs fennálló hitele, és az adott (t) -edik hónapban a vállalat hitelt vesz fel, egyébként 0.

Δ KAMATLÁB a magyar három hónapos lejáratú államkötvény hozamának éves változása a $(t - 1)$ -edik hónapban mérve,

Δ GDP a GDP éves növekedési rátája a t -edik hónapot megelőző negyedévben mérve,

Δ CPI változó pedig a $(t - 1)$ -edik hónapi éves inflációs ráta.

A BANK TŐKEHÁNYADA egyenlő a vállalattal kapcsolatban álló összes bank $(t - 1)$ -edik hónapi átlagos tőkehányadával, azaz az átlagos saját tőke és teljes eszközállomány hányadosával. A MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK, BANKI KONTROLLOK ÉS A VÁLLALATI KONTROLLOK definícióit az 1. táblázat tartalmazza.

Az (1)–(4) oszlopok regresszióit a mintában szereplő összes vállalatra becsüljük.

Az (5)–(8) oszlopok regresszióit az egy banki kapcsolattal rendelkező vállalatokra szűkített almintán becsüljük.

Zárójelben robusztus, vállalati szinten klaszterezett standard hibákon alapuló t -statisztikák.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

vállalati, a (4) modell mind vállalati, mind idő fix hatásokat alkalmaz, így jobban szűri a hitelfolyósítást befolyásoló, időben változó makrogazdasági hatásokat is. A KAMATLÁB és a BANKI TŐKEHÁNYAD interakciós tag együtthatója mindkét regresszióban pozitív és szignifikáns, így mindkét becslés megerősíti a (2) modell eredményeiből levont következtetéseinket. A (3) és a (4) modell alapján 10 bázispontos kamatcsökkenést követően az alacsony és a magas tőkehányadú bankok hitelfolyósítási valószínűsége közötti különbség 0,012, illetve 0,015 százalékpont, ami 3,33, illetve 4,09 százalékos félrugalmasságnak felel meg.

A következő négy oszlopban bemutatott (5)–(8) modellek esetében csak az egybankos kapcsolattal rendelkező vállalatokra szűkítettük a 10 százalékos véletlen mintát. E vállalatok esetében a hitelnyújtó bank egyértelműen azonosítható. Eredményeink megerősítik a több-bankos vállalatokat is tartalmazó mintán becsült eredményeket. Az (5) modell nem tartalmaz interakciós tagokat. Ebben a modellben a kamatláb becsült együtthatója – hasonlóan az (1) modellben becsült együtthatóhoz – nem szignifikáns. A makrogazdasági változók banki tőkehányaddal vett szorzatának bevezetésével [(6) modell] a kamatláb hatása várakozásainknak megfelelően negatív és szignifikáns, míg a kamatláb és a banki tőkehányad interakciójához tartozó együtthatója pozitív és szignifikáns. Eredményeink robusztusak a vállalati, valamint a vállalati és idő fix hatások használatára [(7) és (8) modell] is.

Az alapspecifikációban a banki tőkehányad függvényében vizsgáltuk a bankok hitelezési hajlandóságát. A 3.a) és b) táblázatban szereplő becslések azt elemzik, hogy más banki változókkal is mérhető-e a monetáris politika hitelezési hajlandóságra gyakorolt hatása. A 3.a) táblázat a teljes vállalati sokaságból vett 10 százalékos véletlen mintán, a 3.b) pedig az egybankos kapcsolattal rendelkező vállalatokra szűkített almintán becsült eredményeinket mutatja be. Valamennyi regresszió tartalmaz idő (hónap) és vállalati fix hatásokat is. A 3.a) táblázat lényegében a 2. táblázat (4) modelljének, a 3.b) táblázat pedig a 2. táblázat (8) modelljének robusztusságvizsgálatait tartalmazza.

3.a) táblázat

Robusztusságvizsgálat, extenzív határ, minden vállalat a mintában

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Δ KAMATLÁB \times BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEARÁNYA	0,0175*** (5,35)					
Δ KAMATLÁB \times BANK LIKVIDITÁSI HÁNYADA		0,0006 (0,01)			0,0232 (0,58)	0,0297 (0,74)
Δ KAMATLÁB \times BANK ÖSSZES ESZKÖZE			-0,0023 (-0,91)			-0,0024 (-0,93)
Δ KAMATLÁB \times KÜLFÖLDI TULAJDONÚ BANK				-0,0111 (-0,63)		-0,0224 (-1,25)
Δ KAMATLÁB \times BANK TŐKEHÁNYADA					0,5335*** (7,72)	0,5514*** (7,93)
GDP és CPI interakciói	igen	igen	igen	igen	igen	igen
MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK	nem	nem	nem	nem	nem	nem
BANKI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
HÓNAP FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Megfigyelések száma	1 005 026	1 041 270	1 041 270	1 041 270	1 041 270	1 041 270
R^2	0,0020	0,0019	0,0019	0,0019	0,0020	0,0020

A táblázat lineáris valószínűségi modellben becsült eredményeket mutat be.

A magyarázott változó, a vállalatnak nyújtott új hitel kétértékű változó, amelynek értéke 1, ha az adott hónapot megelőző [($t - 1$)-edik] hónapban a vállalatnak nincs fennálló hitele, és az adott (t -edik) hónapban a vállalat hitelt vesz fel, egyébként 0.

A magyarázó változók definícióját lásd a 2. táblázatban. A BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEHÁNYADA a szabályozói tőke és a kockázattal súlyozott eszközérték hányadosa.

GDP és CPI interakciója: Δ GDP \times BANK TŐKEHÁNYADA és Δ CPI \times BANK TŐKEHÁNYADA interakciója.

A táblázat regresszióit a teljes 10 százalékos véletlen mintán becsüljük.

Zárójelben robusztus, vállalati szinten klaszterezett standard hibákon alapuló t -statisztikák.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Elsőként 3.a), illetve 3.b) táblázatban szereplő (1) modellben a BANKI TŐKEHÁNYAD változó helyett a BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEHÁNYADA változót (szabályozói tőke és a kockázattal súlyozott eszközérték hányadosa) használjuk fő banki változóként. Eredményeink mutatják, hogy a kamatlábváltozás és a bank szabályozói tőkehányadának interakciója pozitív és szignifikáns, azaz a banki tőkeerősség mérőszámának változtatása nem befolyásolja eredményeink robusztusságát.

Ezt követően megmutatjuk, hogy valóban a bank sajáttőke-hányada, nem pedig likviditása, mérete vagy tulajdonosi szerkezete korrelál a hitelkínálati reakció erősségével. A banki tőkehányad helyett a banki likviditási hányad [(2) modell], összes

3.b) táblázat

Robusztusságvizsgálat, extenzív határ, csak egybankos vállalatok a mintában

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Δ KAMATLÁB \times BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEARÁNYA	0,0121*** (3,77)					
Δ KAMATLÁB \times BANK LIKVIDITÁSI HÁNYADA		-0,0507 (-1,33)			-0,0263 (-0,68)	-0,0276 (-0,71)
Δ KAMATLÁB \times BANK ÖSSZES ESZKÖZE			-0,0014 (-0,59)			-0,0017 (-0,70)
Δ KAMATLÁB \times KÜLFÖLDI TULAJDONÚ BANK				-0,0318* (-1,95)		-0,0382** (-2,32)
Δ KAMATLÁB \times BANK TŐKEHÁNYADA					0,3478*** (5,00)	0,3565*** (5,37)
GDP és CPI interakciói	igen	igen	igen	igen	igen	igen
MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK	nem	nem	nem	nem	nem	nem
BANKI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
HÓNAP FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Megfigyelések száma	722 407	750 986	750 986	750 986	750 986	750 986
R^2	0,0012	0,0012	0,0012	0,0012	0,0012	0,0012

A táblázat lineáris valószínűségi modellben becsült eredményeket mutat be.

A magyarozott változó, a vállalatnak nyújtott új hitel kétértékű változó, amelynek értéke 1, ha az adott hónapot megelőző $[(t - 1)$ -edik] hónapban a vállalatnak nincs fennálló hitele, és az adott (t) -edik hónapban a vállalat hitelt vesz fel, egyébként 0.

A magyarzó változók definícióját lásd a 2. táblázatban. A BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEHÁNYADA a szabályozói tőke és a kockázattal súlyozott eszközérték hányadosa.

GDP és CPI interakciója: Δ GDP \times BANK TŐKEHÁNYADA és Δ CPI \times BANK TŐKEHÁNYADA interakciója.

A regressziókat az egybankos kapcsolattal rendelkező vállalatokra szűkített almintán becsüljük. Zárójelben robusztus, vállalati szinten klaszterezett standard hibákon alapuló t -statisztikák.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

eszközérték [(3) modell], illetve a bank külföldi tulajdonát jelző változó [(4) modell] kamatlábbal vett interakcióját szerepeltetjük a regressziókban. Ezen interakciós tagok – a külföldi tulajdont jelző indikátor kivételével az egybankos vállalatok esetén – nem szignifikánsak.

Ezt követően a kamatláb és a banki tőkehányad interakcióját együtt szerepeltetjük más banki változók – az (5) modellben a likviditási hányad, a (6) modellben pedig a likviditási hányad, a teljes eszközérték és a tulajdonosi szerkezet – tőkehányaddal vett interakciójával. Láthatjuk, hogy a banki tőkehányad kamatlábbal vett interakciója valamennyi regresszióban pozitív és szignifikáns marad. Az eredmény jelzi, hogy

4.a) táblázat

Robusztusságvizsgálat, intenzív határ, minden vállalat a mintában

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Δ KAMATLÁB	-0,1030*** (-6,37)		-0,0919*** (-6,10)		-0,0712*** (-4,72)	
Δ KAMATLÁB \times BANK TŐKEHÁNYADA	0,6470*** (5,26)	0,8648*** (6,86)				
Δ KAMATLÁB \times BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEARÁNYA			0,0322*** (4,50)	0,0249*** (3,62)		
Δ KAMATLÁB \times BANK LIKVIDITÁSI HÁNYADA					0,1676** (2,29)	-0,0779 (-1,00)
GDP és CPI interakciói	igen	igen	igen	igen	igen	igen
MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK	igen	nem	igen	nem	igen	nem
BANKI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
HÓNAP FIX HATÁS	nem	igen	nem	igen	nem	igen
Megfigyelések száma	1 041 270	1 041 270	1 005 026	1 005 026	1 041 270	1 041 270
R^2	0,0007	0,0016	0,0007	0,0016	0,0007	0,0015

A táblázat lineáris valószínűségi modellben becsült eredményeket mutat be.

A magyarázott változó, a vállalatnak kihelyezett hitelösszeg növekedése kétértékű változó, amely egyenlő 1-gyel, ha a vállalat összes hitelének nominális értéke a t -edik hónapban meghaladja a vállalat hitelösszegének ($t - 1$)-edik hónapi értékét, egyébként 0.

A magyarázó változók definícióját lásd a 2. és 3. táblázatban.

GDP és CPI interakciója: Δ GDP \times BANK TŐKEHÁNYADA és Δ CPI \times BANK TŐKEHÁNYADA interakciója.

A táblázat regresszióit a teljes 10 százalékos véletlen mintán becsüljük.

Zárójelben robusztus, vállalati szinten klaszterezett standard hibákon alapuló t -statisztikák.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

valóban a bankok tőkeerőssége, nem pedig az egyéb banki jellemzők határozzák meg a kamatlábváltozás által előidézett hitelkínálati reakció nagyságát.

Az alapspecifikációban a hitelezés extenzív határát vizsgáltuk: azt becsültük, hogy a bank mekkora valószínűséggel nyújt hitelt egy hitellel még nem rendelkező vállalati ügyfél számára. A 4.a) és 4.b) táblázatban bemutatott robusztussági vizsgálatokban a hitelezés intenzív határát elemezzük: annak valószínűségét becsüljük, hogy egy hitellel már rendelkező vállalat újabb hitelt vesz fel. E táblázatok regresszióiban a függő változó a HITELÖSSZEG-NÖVEKEDÉS _{it} , amely egyenlő 1-gyel, ha az i -edik vállalat összes hitelének nominális értéke a t -edik hónapban meghaladja a vállalat hitelösszegének ($t - 1$)-edik hónapi értékét, egyébként 0. A 4.a) táblázat a teljes vállalati sokaságból

4.b) táblázat

Robusztusságvizsgálat, intenzív határ, csak egybankos vállalatok a mintában

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Δ KAMATLÁB	-0,0868*** (-6,20)		-0,0609*** (-5,11)		-0,0328** (-2,50)	
Δ KAMATLÁB \times BANK TŐKEHÁNYADA	0,6108*** (5,75)	0,7312*** (6,78)				
Δ KAMATLÁB \times BANK SZABÁLYOZÓI TŐKEARÁNYA			0,0208*** (4,46)	0,0198*** (4,51)		
Δ KAMATLÁB \times BANK LIKVIDITÁSI HÁNYADA					0,0053 (0,08)	-0,1317* (-1,88)
GDP és CPI interakciói	igen	igen	igen	igen	igen	igen
MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK	igen	nem	igen	nem	igen	nem
BANKI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
HÓNAP FIX HATÁS	nem	igen	nem	igen	nem	igen
Megfigyelések száma	750 986	722 407	750 986	750 986	722 407	750 986
R^2	0,0003	0,0003	0,0003	0,0008	0,0008	0,0008

A táblázat lineáris valószínűségi modellben becsült eredményeket mutat be.

A magyarázott változó, a vállalatnak kihelyezett hitelösszeg növekedése kétértékű változó, amely egyenlő 1-gyel, ha a vállalat összes hitelének nominális értéke a t -edik hónapban meghaladja a vállalat hitelösszegének $(t - 1)$ -edik hónapi értékét, egyébként 0.

A regressziókat az egybankos kapcsolattal rendelkező vállalatokra szűkített almintán becsüljük. GDP és CPI interakciója: Δ GDP \times BANK TŐKEHÁNYADA és Δ CPI \times BANK TŐKEHÁNYADA interakciója.

A magyarázó változók definícióját lásd a 2. és 3. táblázatban.

Zárójelben robusztus, vállalati szinten klaszterezett standard hibákon alapuló t -statisztikák. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

vett véletlen mintán, a 4.b) táblázat pedig az egybankos kapcsolattal rendelkező vállalatokra szűkített almintán becsült eredményeinket tartalmazza. Megvizsgáljuk a bankok hitelkínálati reakcióját a bank tőkehányada [(1) és (2) modell], szabályozói tőkearánya [(3) és (4) modell] és likviditási hányada [(5) és (6) modell] függvényében. A becsléseket elvégezzük vállalati fix hatással (páratlan modellek), valamint vállalati és idő fix hatással (páros modellek) is.

Az interakciós tagok együtthatói a két tőkeérték esetében valamennyi specifikációban pozitívak és szignifikánsak. A banki likviditási hányad esetében nem kapunk konzisztens eredményeket a különböző modellekben. Becsléseink alapján megállapíthatjuk, hogy hasonlóan az extenzív határ vizsgálatánál látottakhoz, a kamatláb

5. táblázat

Robusztusságvizsgálat részmintákon, extenzív határ

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	csak külföldi tulajdonú bankok		2005. január – 2008. szeptember		medián feletti teljes eszköztértékű vállalatok	
	minden vállalat	egybankos vállalatok	minden vállalat	egybankos vállalatok	minden vállalat	egybankos vállalatok
Δ KAMATLÁB \times BANK TÖKEHÁNYADA	0,4781*** (5,79)	0,4525*** (5,39)	1,7407*** (9,97)	1,2895*** (6,75)	0,5224*** (4,42)	0,3771*** (3,16)
GDP és CPI interakciói	igen	igen	igen	igen	igen	igen
MAKROGAZDASÁGI KONTROLLOK	nem	nem	nem	nem	nem	nem
BANKI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI KONTROLLOK	igen	igen	igen	igen	igen	igen
VÁLLALATI FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
HÓNAP FIX HATÁS	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Megfigyelések száma	694 025	565 687	513 213	363 295	519 842	425 171
R^2	0,0018	0,0014	0,0016	0,0011	0,0016	0,0010

A táblázat lineáris valószínűségi modellben becsült eredményeket mutat be.

A magyarázott változó, a vállalatnak nyújtott új hitel kétértékű változó, amelynek értéke 1, ha az adott hónapot megelőző $(t-1)$ -edik hónapban a vállalatnak nincs fennálló hitele, és az adott $(t-1)$ -edik hónapban a vállalat hitelt vesz fel, egyébként 0.

A magyarázó változók definícióját lásd a 2. és 3. táblázatban.

Az (1) és (2) regressziókban kizárólag a külföldi tulajdonú banktól hitel felvevő vállalatok szerepelnek a mintában.

A (3) és (4) regressziókban csak a 2008. szeptember előtti időszak szerepel a mintában.

Az (5) és (6) regressziókban a medián összes eszköztértnél nagyobb teljes eszközállománnyal rendelkező cégek szerepelnek a mintában.

Az (1), (3), (5) regressziókat a mintában szereplő összes vállalatra, a (2), (4), (6) regressziókat az egybankos kapcsolatban álló vállalatokra becsültük. GDP és CPI interakciója: Δ GDP \times BANK TÖKEHÁNYADA és Δ CPI \times BANK TÖKEHÁNYADA interakciója.

Zárójelben robusztus, vállalati szinten klaszterezett standard hibákon alapuló t -statisztikák. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

változásának a banki hitelkínálat intenzív határára gyakorolt hatását a banki tőke – mind a saját tőke, mind pedig a szabályozói tőke – nagysága, nem pedig a bank likviditási mutatója határozza meg.

A becslt együtthatók alapján kiszámított gazdasági hatás az intenzív határ mentén is jelentős. Például a (2) modell 0,8648 nagyságú együtthatója azt jelzi, hogy 10 bázispontos kamatcsökkenés a teljes kihelyezett hitelösszeg növekedésének valószínűségét az alacsony tőkehányadú bankok esetében 0,026 százalékponttal jobban növeli, mint a magas tőkehányadúak esetében. Mintánkban a hitelösszeg-növekedés feltétel nélküli valószínűsége 1,5 százalék, amelynek 1,71 százaléka a becslt hatás.

További robusztusságvizsgálatok elvégzésével megmutatjuk, hogy eredményeink fennállnak a külföldi tulajdonú bankok esetében is, a válság előtti időszakra vonatkozóan is, valamint függetlenek a mintánkban szereplő cégek méretétől. Az 5. táblázat különböző részmintákon végzett becslések eredményeit tartalmazza. Mindegyik specifikációban használunk vállalati és idő fix hatásokat is.

Elsőként a csak külföldi tulajdonban lévő bankoktól hitelt felvevő vállalatok részmintáját elemezzük [(1) és (2) modell]. Becslési eredményeink hasonlítanak az alapspecifikációban bemutatott eredményekhez, amiből arra következtetünk, hogy a külföldi tulajdonlás nem befolyásolja a kamatmozgások banki hitelkínálatra gyakorolt hatását. A (3) és (4) modellek a Lehman Brothers bukása előtti időszak – a 2008 szeptemberét megelőző hónapok – megfigyelésin megbecsült regressziós eredményeket mutatják. A becslt együtthatók nagyobbak, mint a teljes időszak megfigyeléseit figyelembe vevő modellekben, ami azt mutatja, hogy a válság előtti időszakban a monetáris politika változásai erősebben érintették a banki hitelkínálat mennyiségét. Végül, az (5) és (6) modellekben, a medián összes eszközértéknél nagyobb teljes eszközállománnyal rendelkező cégek szerepelnek mintánkban. Az e modellekben becslt együtthatók hasonló nagyságrendűek, mint a teljes mintán futtatott becslések együtthatói: az eredmények mutatják, hogy a bankok hitelkínálati reakciójának erőssége nem függ a mintában szereplő vállalatok méretétől.

Összegzés

Tanulmányunkban empirikus módszerekkel vizsgáltuk a monetáris politika banki hitelkínálatra gyakorolt hatását. Az elemzést egy panelstruktúrába rendezett vállalati szintű adatbázison végeztük el. A becslésekhez *Kashyap–Stein* [2000] identifikációs eljárását alkalmaztuk vállalati és idő fix hatásokkal kiegészítve.

Kashyap–Stein [2000] módszertana arra épül, hogy a gyengébb tőkeerőségű bankok hitelkínálata erősebben reagál a kamatláb változására. Ezt a differenciált hatást – *Kashyap–Stein* [2000] elemzését követve – a kamatváltozás és a banki tőkehányad interakciójának együtthatóbecslésével ragadtuk meg. Arra számítottunk, hogy a kamatlábváltozás együtthatója negatív értéket vesz fel, mivel a kamatláb növekedése csökkenti a hitelmennyiséget. A kamatváltozás és a banki tőkehányad interakciójának együtthatójára pedig pozitív értéket vártunk, mivel a reakció erősebb az alacsonyabb tőkehányadú bankok esetében. Annak érdekében, hogy az interakciós tagok

bevonásával valóban a kínálat változását mérjük, a kereslet változására vállalati és idő fix hatásokkal kontrolláltunk.

Alapbecsléseink során az extenzív határra összpontosítottunk: annak valószínűségét vizsgáltuk, hogy a bank egy hitellel nem rendelkező ügyfelének nyújt hitelt. Mivel adataink nem teszik lehetővé, hogy több-bankos vállalatok esetén meghatározzuk a hitelnyújtót, elemzésünket megismételtük az egybankos vállalatok részmintáján is. A kamatváltozás és a banki tőkehányad interakciós együtthatója pozitív szignifikáns értékeket vett fel, ami alátámasztja a hipotézist, hogy a kamat növekedése csökkenti a hitelkínálatot.

Robusztussági vizsgálatok során teszteltük, hogy valóban a bank tőkeerőssége, nem pedig likviditása, mérete vagy tulajdonosi struktúrája korrelál a banki hitelkínálati reakció erősségével, és megmutattuk, hogy a hitelkínálat az intenzív határon is reagál a kamat változására. Végül beláttuk, hogy eredményeink teljesülnek a válság előtti időszakban, a csak külföldi tulajdonú bankokkal kapcsolatban levő cégek és a mediánnál nagyobb cégek részmintáján is.

A 2008-ban kezdődő globális gazdasági válság és az azt megelőző hitelboom időszaka fontossá és szükségessé tette a monetáris politika gazdaságra kifejtett hatásának mélyreható tanulmányozását. Vállalati szintű hitelezési adatbázisunk lehetővé tette, hogy a keresleti hatásokat is figyelembe véve vizsgáljuk meg a kamatváltozások banki hitelezésre gyakorolt hatását Magyarországon. Becslési eredményeink igazolják a fel-tételezést, hogy a kamatláb növekedése csökkenti a hitelkínálatot.

Hivatkozások

- ANGELONI, I.–KASHYAP, A. K.–MOJON, B. [2013]: *Monetary Transmission in the Euro Area*. Cambridge University Press, Cambridge.
- BANAI ÁDÁM–KIRÁLY JÚLIA [2012]: A „flow” és a „stock” árnyalatai. Gazdasági esszé a devizahitelezés kapcsán. Megjelent: *Muraközy László* (szerk.): *Feldobott kő – tények és tendenciák a 21. században*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- BANAI ÁDÁM–KIRÁLY JÚLIA–NAGY MÁRTON [2010]: *Az aranykor vége Magyarországon. Külföldi szakmai és lokális tulajdonú bankok – válság előtt és válság után*. *Közgazdasági Szemle*, 57. évf. 1. sz. 105–131. o.
- BECKER, B.–IVASHINA, V. [2014]: *Cyclicality of Credit Supply: Firm Level Evidence*. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 62. 76–93. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.10.002>.
- BERNANKE, B.–BLINDER, A. [1992]: *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*. *American Economic Review*, Vol. 82. No. 4. 901–921. o.
- BERNANKE, B.–GERTLER, M. [1995]: *Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission*. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9. No. 4. 27–48. o. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.9.4.27>.
- DEMYANYK, J.–VAN HEMERT, O. [2011]: *Understanding the Subprime Mortgage Crisis*. *Review of Financial Studies*, Vol. 24. No. 6. 1848–1880. o. <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhp033>.
- ENDRÉSZ MARIANN–GYÖNGYÖSI GYŐZŐ–HARASZTOSI PÉTER [2012]: *Currency Mismatch and the Sub-Prime Crisis: Firm-Level Stylised Facts from Hungary*. No. 8. Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/letoltes/wp-2012-8-final.pdf>.

- ERDŐS TIBOR [2010]: Forintárfolyam, kamatszint és devizaalapú eladósodás. *Közgazdasági Szemle*, 57. évf. 10. sz. 847–867. o.
- HAVRYLCHYK, O.–JURZYK, E. [2005]: Does the Bank Lending Channel Work in a Transition Economy? A Case of Poland. *European University Viadrina, Frankfurt (Oder)*.
- HORVÁTH CSILLA–KREKÓ JUDIT–NASZÓDI ANNA [2006]: Is there a Bank Lending Channel in Hungary? Evidence from Bank Panel Data. No. 7. Magyar Nemzeti Bank, Budapest. <https://www.mnb.hu/letoltes/wp2006-7.pdf>.
- HUDE CZ ANDRÁS [2012]: Párhuzamos történetek. A lakossági devizahitelezés kialakulása és kezelése Lengyelországban, Romániában és Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 59. évf. 4. sz. 349–411. o.
- JIMENEZ, G.–ONGENA, S.–PEYDRO, J.-L.–SAURINA, J. [2012]: Credit Supply and Monetary Policy: Identifying the Bank Balance-Sheet Channel with Loan Applications. *American Economic Review*, Vol. 102. No. 5. 2301–2326. o. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.102.5.2301>.
- JIMENEZ, G.–ONGENA, S.–PEYDRO, J.-L.–SAURINA, J. [2014]: Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking? *Econometrica*, Vol. 82. No. 2. 463–505. o. <http://dx.doi.org/10.3982/ECTA10104>.
- KASHYAP, A.–STEIN, J. [2000]: What Do a Million Observations of Banks Say about the Transmission of Monetary Policy. *American Economic Review*, Vol. 90. No. 3. 407–428. o. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.90.3.407>.
- KHWAJA, A. I.–MIAN, A. [2008]: Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market. *American Economic Review*, Vol. 98. No. 4. 1413–1432. o. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.98.4.1413>.
- KIRÁLY JÚLIA–SIMONOVITS ANDRÁS [2015]: Jelzáloghitel-törlesztés forintban és devizában – egyszerű modellek. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 1. sz. 1–26. o.
- MATOUSEK, R.–SARANTIS, N. [2009]: The Bank Lending Channel and Monetary Transmission in Central and Eastern European Countries. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 37. 321–334. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2008.09.008>.
- MIAN, A.–SUFU, A. [2009]: The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the U.S. Mortgage Credit Default Crisis. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124. No. 4. 1449–1496. o. <http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2009.124.4.1449>.
- PRUTEANU-PODPIERA, A. M. [2007]: The Role of Banks in the Czech Monetary Policy Transmission Mechanism. *Economics of Transition*, 15. 393–428. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0351.2007.00281.x>.