

ÁBEL ISTVÁN–ÖCSI BÉLA

Finanszírozási szerkezet és tulajdonforma

A vállalatok tulajdonosi szerkezetének megváltozása a piacgazdasági átmenet meghatározó folyamata. A sikeresség egyik mércéje lehet annak összehasonlítása, hogy jelenleg milyen különbségek tapasztalhatók a különféle tulajdonosi struktúrával működő vállalatok között. Tanulmányunk célja a forrásszerkezetben meglévő különbségek feltárása volt. Azt kerestük, hogy milyen faktorok magyarázzák a vállalatok tőkeáttételének, idegen forrásai összetételének, valamint hitelhez jutási lehetőségeinek eltéréseit; és ezen belül mennyire jelentős a tulajdoni szerkezet szerepe a magyarázó változók közt.

Empirikus vizsgálatunk során arra a következtetésre jutottunk, hogy a piacgazdasági átmenet már 1995-ben jelentősen előrehaladt. Bár ekkor még elevenen hatottak az állami tulajdonnal kapcsolatos fenntartások, a gyakorlatban az állami és a magánvállalatok lényegében ugyanazon piac erőinek voltak alárendelve; viselkedési, valamint alkalmazkodási jellemzőik is hasonlóak voltak már. A különféle tulajdoni struktúrájú vállalatok közt, a tőkeszerkezetben meglévő különbségek jelen vannak ugyan, de egyre kevésbé meghatározók a finanszírozás terén. Az állami és a magáncégek forráshoz jutási lehetőségeiben és finanszírozási politikájában tapasztalható eltérések csökkentek.*

A piacgazdaságra való átmenet egyik hangsúlyos eleme a *vállalatok tulajdonosi szerkezetének átalakulása* volt. A magántulajdonban lévő, különösen pedig a külföldi cégek által alapított vagy megvásárolt vállalkozásokhoz rendszerint eleve a sikeresség képzeete társult, míg az állami vagy akár szövetkezeti vállalatok a bizonytalanságban lévő, fenyegetett vagy egyenesen a veszteséges működés szinonimái voltak. Általános volt az a vélekedés, hogy az eltérő tulajdonforma egyben eltérő viselkedési jellemzőket jelent.

A gazdaság ilyen értelmű kezdeti szegmentáltsága a piacgazdaság térnyerésével valószínűleg mérséklődött, hiszen a megerősödő gazdasági kényszerek a tulajdonformától függetlenül mindenkire egyformán érvényesek (amennyiben nem monopolhelyzetű vagy speciális szabályozás alá tartozó, hanem versenyzői szektort vizsgálunk). Így az átmenet sikeressége lemérhető abban, hogy hol tartanak az eltérő tulajdonosi háttérrel rendelkező gazdasági szereplők a lényeges gazdálkodási jellemzők kezdeti különbségeinek felszá-

* A tanulmány a BKE vállalatgazdaságtan tanszékén folyó Versenyben a világgal című és az MTA OTKA T 18211, valamint az ACE P95-2052-R kutatási program támogatásával készült. A szerzők köszönettel tartoznak *Király Júliának*, *Reiff Ádámnak* és *Virág Gábornak* hasznos megjegyzéseikért és javaslataikért.

Ábel István egyetemi tanár, a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem és a Magyar Nemzeti Bank munkatársa.

Öcsi Béla a Nemzetközi Bankárképző Központ munkatársa és a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem PhD hallgatója.

molásában – milyen eltérések tapasztalhatók *jelenleg* a különféle tulajdonosi struktúrával működő vállalatok között. Jelen esetben azonban célunk nem hatékonysági mutatók vizsgálata, hanem a *forrásszerkezetben* meglévő különbségek feltárása. Azt keressük, hogy milyen faktorok magyarázzák az elmélet alapján és a gyakorlatban az egyes vállalatok finanszírozási struktúrájának eltéréseit; ezen belül pedig mennyire jelentős a magyarázó változók közt a *tulajdoni szerkezet* szerepe.

A tulajdonosi struktúra különféle más tényezőkre gyakorolt hatásairól – kelet-közép-európai tapasztalatok alapján – már született néhány tanulmány, a *finanszírozási szerkezet* azonban ilyen szempontból felderítetlen terület maradt. *Barbone és szerzőtársai* [1996] a termelékenység, méret és tulajdonosi szerkezet összefüggését vizsgálja lengyel adaton, míg *Konings és szerzőtársai* [1996] a létszámváltozások jellemzőit elemzi a tulajdonosi szerkezet összefüggésében. Magyarországra vonatkozóan *Csermely* [1996], valamint *Csermely–Székely* [1997] igen részletes elemzése érinti a kérdéskör egyes részeit (például a tőkeáttétel adómegetakarítási oldalát, a banki hitelkereslet szerkezeti jellemzőit), de e tanulmányok sem vizsgálják közvetlenül a tulajdonforma hatását.

Írásunkban a finanszírozási szerkezetet tágan értelmezve, három kérdéskört érintünk, három egymástól némileg eltérő irányban indulunk el. Az adatbázis ismertetése után először – általánosabb szinten mozogva – azt nézzük, hogy (az információs aszimmetriára alapozó úgynevezett hierarchiaelmélet alapján) a tulajdonosi szerkezet és más változók hogyan befolyásolják a vállalatok *tőkeáttételét*, pontosabban a belső és külső források (adósság) arányát, helyettesíthetőségének mértékét. Ezután, nagyrészt empirikus alapon, részletesebben vizsgáljuk a cégek *rövid lejáratú forrásainak* (hitelek, szállítóállomány stb.) összetételét. A harmadik egységben pedig a bankhitelhez jutás problémáját – a *hiteladagolás* jelenségét – tekintjük át elméleti oldalról, majd empirikusan is. Végül röviden összefoglaljuk a dolgozat főbb megállapításait és következtetéseit.

Az adatbázisról

Az empirikus elemzéshez szükséges adatbázist elsősorban a Versenyben a világgal kutatási program keretében 1996 elején kitöltött vállalati *kérdőív* pénzügyekkel foglalkozó részének adatai alkották.

Az 1996-os vizsgálat mintájába az 50 főnél nagyobb létszámú és már 1992 előtt is létező 5618 vállalat közül 593 került. Ehhez mi még hozzávettük a Figyelő 1995-ös Top 200 listájában szereplő vállalatokat. Az átfedések miatt összesen 665 vállalathoz került el a kérdőív. Ez a minta – amely a vállalatok számának 0,6 százalékát, a GDP termelésének 18 százalékát, a foglalkoztatottak 18 százalékát és az export 46 százalékát fogta át – nem tekinthető reprezentatívnak: a jelentősebb vállalatok jóval nagyobb súllyal szerepelnek benne, mint a kisebb vállalkozások. A minta foglalkoztatottak száma szerinti százalékos összetétele a következő képet adta:

- 1000 főnél többet foglalkoztató vállalat 21 százalék,
- 500–1000 főt foglalkoztató vállalat 20 százalék,
- 300–500 főt foglalkoztató vállalat 19 százalék,
- 100–300 főt foglalkoztató vállalat 25 százalék,
- 50–100 főt foglalkoztató vállalat 15 százalék.

A mintában a feldolgozóipari vállalatok aránya 44 százalék, míg a fogyasztói szolgáltatások (14 százalék) és a közösségi szolgáltatások (12 százalék) szintén túlréprezentáltak. Az árbevétel szerint a legnagyobb árbevételt elérő vállalatok a mintában jóval nagyobb arányban szerepelnek, mint az átlagosban. Az egymilliárd forintot meghaladó éves árbevételt elérő vállalkozások aránya a mintában 56 százalék. Az árbevétel 500–

1000 millió forint között van a mintában szereplő vállalatok 13 százaléka esetében, 100 millió forintos árbevételnél kisebb bevétellel viszont csak a mintabeli vállalatok 6 százaléka rendelkezik.

A kérdőívet visszaküldő vállalatokénál szűkebb azon vállalatok köre, amelyeknél az 1994-es és 1995-ös *mérleg és eredménykimutatás* adatai is rendelkezésre álltak. Használható kérdőívet 325 vállalat küldött vissza; mérlegadat 126 cégről állt rendelkezésre. Egyes kérdések esetében a kérdőívnél előfordul, hogy több-kevesebb vállalat nem adott értelmezhető választ. Hasonló módon, nem minden vállalat küldött megfelelő részletezettségű mérlegadatokat. E tényezők a minta szűküléséhez vezettek; éppen ezért minden egyes ökonometria vizsgálatnál feltüntettük a mintaelemszámot, amely esetenként jelentősen kisebb lehet 325-nél, illetve 126-nál.

A továbbiakban leggyakrabban használt változónk, a tulajdonosi szerkezet szerint a cégeket négy csoportba soroltuk.

1. *Állami többségi tulajdonú* az a vállalat, ahol az állami tulajdon részaránya több mint 50 százalék, és nincs külföldi tulajdonos (77 vállalat).

2. *Állami többségű vegyes tulajdonú* az a vállalat, ahol az állam többségi részvényes, de van külföldi tulajdonos is (6 vállalat). (Az igen kis esetszám problémát okozott volna a statisztikai elemzésnél, így az ehhez tartozó cégeket a későbbi elemzéseknél figyelmen kívül hagytuk.)

3. *Külföldi többségi tulajdonú* az a vállalat, ahol az állam 50 százaléknál kisebb, a külföldiek viszont 50 százaléknál nagyobb részzel bírnak (55 vállalat).

4. *Vegyes és egyéb* tulajdoni kategóriába sorolunk minden más esetet, amelyek az előző kategóriákba nem tartozó tulajdoni formával jellemezhető vállalkozást takarnak (például szövetkezeti, belföldi magántulajdonú stb., és ezeknek az állami és külföldi tulajdonosokkal elképzelhető kombinációi is). (187 vállalat.)

Érdeemes megfigyelni a különböző tulajdonosi típusokhoz tartozó vállalatok *nyereségesség* szerinti megoszlását. Az 1995-ös mérlegből számított eszközarányos és sajáttőkearányos adózott eredmény (*ROA95* és *ROE95*) közel sem áll szignifikáns¹ kapcsolatban a tulajdon változójával (egy szempontos varianciaanalízis, $n = 71$, $p = 0,742$, illetve $0,413$). Így a minta ebből a szempontból *kiegyensúlyozottnak* tűnik; a tulajdoni szerkezet esetleges magyarázó erejét nem lehet annak betudni, hogy a mintában csak veszteséges állami vállalatok és nyereséges külföldi cégek szerepeltek volna.

A leíró statisztikák között érdemes még kitérni a tulajdonosi csoportok méret szerinti megoszlására is. A méret mutatószámául a *mérlegfőösszeg* 1995. végi nagyságát vesszük. E változó főbb jellemzőit az 1. táblázat tartalmazza.

1. táblázat

A mintában szereplő vállalatok mérlegfőösszeg szerinti megoszlásának főbb jellemzői, 1995 (ezer forint)

Vállalat-szám	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum	Medián	1. kvartilis	3. kvartilis
126	7 804 566	35 621 252	14 868	342 547 523	1 219 742	328 540	3 414 748

¹ Hacsak külön nem jelezzük, a próbák során használt szignifikanciaszint 5 százalék. Ezenkívül ahol szükséges, feltüntetjük a p értéket is (azt a legkisebb szignifikanciaszintet, amely mellett még épp elvetjük a nullhipotézist, azaz pl. $p < 0,05$ esetén 5 százalékon szignifikáns az adott együttható/próba).

Igaz ugyan, hogy a minta némileg a nagyobb vállalatok felé torzít, az átlagos mérlegfőösszeg mégis csak néhány nagyvállalat miatt magas. A 300 milliárd feletti maximum-érték mellett a 3. kvartilis adatai szerint a vállalatok 75 százaléka 3,5 milliárd, vagyis az átlag fele alatti nagyságú.

Az egyes tulajdonosi csoportok méret szerinti megoszlását a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

A vállalatok gyakorisága és megoszlása tulajdonforma és mérlegfőösszeg nagysága szerinti csoportok között (zárójelben a megoszlás a sorösszeg, illetve az összesen százalékában)

Tulajdonforma	1. csoport (legkisebb)	2. csoport	3. csoport	4. csoport (legnagyobb)	Összesen
	mérlegfőösszeg				
Állami többségi	4 (11,4)	10 (28,6)	14 (40,0)	7 (20,0)	35 (27,8)
Vegyes és egyéb	23 (34,8)	22 (33,3)	7 (10,6)	14 (21,2)	66 (52,4)
Külföldi többségi	5 (20,0)	0 (0)	11 (44,0)	9 (36,0)	25 (19,8)
Összesen	32 (25,4)	32 (25,4)	32 (25,4)	30 (23,8)	126 (100)

A 2. táblázatból jól látható, hogy a mintában szereplő külföldi cégek túlnyomórészt a nagyobbak közül kerültek ki, míg a vegyes tulajdonúaknak mintegy kétharmada koncentrálnak a kisebb mérlegfőösszegű csoportokba. A későbbiekben még fontos lesz ez az összefüggés: bizonyos esetekben ugyanis a tulajdonosi szerkezetnek tulajdonított különbségek részben az egyes tulajdonosi csoportok eltérő méret szerinti megoszlására vezethetők vissza.

A tőkeáttételt befolyásoló tényezők

A vállalatok finanszírozási szerkezetének irrelevanciájáról szóló klasszikus Modigliani–Miller-tétel a pénzügyek egyik legtöbbször hivatkozott és vitatott elmélete. Az azóta eltelt időben e tárgykörben megjelent cikkek lényegében azt kutatták, hogy ha valamelyik Modigliani–Miller-féle feltevést feloldjuk, az hogyan és milyen mértékben lesz hatással a vállalat értékére a tőkeszerkezet. Így azok a tényezők, a vállalatot jellemző „belső” és „külső” változók is meghatározhatók, amelyekkel a tőkeáttétel alakulása összefügg.

Az első magyarázatok – az adózási előnyöket hangsúlyozó tőkeszerkezet-elméletek legegyszerűbb formája – szerint a vállalat annál többet ér, minél nagyobb a hitelek aránya a forrásai közt, mivel annál nagyobb a kamatfizetés miatti adómegetakarítás is. Bizonyos empirikus eredmények alapján a gyakorlatban viszont gyakran épp ennek ellenkezője volt megfigyelhető: a menedzsmentek a belső forrásokat részesítették előnyben a külsőkkel szemben (ilyen eredményekre hivatkozik például Myers [1984]). E megfigyelés alapján fejlődött ki a tőkeszerkezetet magyarázó elméletek egyik ágaként az úgynevezett finanszírozási hierarchiaelmélet (*pecking order theory*).

A hierarchiaelmélet

Kezdetben a belső finanszírozás előnyben részesítését azzal magyarázták, hogy így elkerülhetők a kibocsátási költségek, illetve a befektetők által a részvényektől várt hozam is alacsonyban tartható. Azonban a kibocsátás költségei nem tűntek olyan nagynak, hogy meghaladják a tőkeszerkezet értékét növelő hatását. A források közti hierarchiát elméletileg alaposabban sikerült alátámasztani az információs aszimmetrián alapuló modellekkel (az úttörő munka e területen Myers [1984]).

Az aszimmetrikus informáltság onnan ered, hogy a vállalatvezetők tudják, hogy valójában mennyi a vállalat értéke és a megvalósítható beruházások nettó jelenértéke, míg a tőkepiac, a befektetők nem. Amikor egy projekt finanszírozásáról kell dönteni, a menedzsereknek két dolgot kell számításba venniük: a nettó jelenértéket és a finanszírozásból fakadó költségeket/nyereségeket. E szerint akkor érdemes új részvény kibocsátásával finanszírozni egy beruházást, ha a vállalat részvényei túlértékelték (azaz többet érnek most, mint akkor, ha a befektetők is tudomást szereznek a belső információról).² Túlértékelttség akkor fordul elő, amikor a vezetés birtokában levő többletinformáció kedvezőtlen, s így a piac túlértékeli a részvényt. Ha viszont e vezetők, kedvező információikra alapozva, tudják, hogy a vállalatuk részvényét a piac alulértékeli, akkor új részvények kibocsátásával veszteséget szenvednek el, és előfordulhat, hogy ilyenkor már nem éri meg az új részvények kibocsátása (ami a pozitív nettó jelenértékű beruházás elszalasztásához vezet).³

Mindebből az következik, hogy a menedzsment olyan finanszírozási forrást keres, amelynek értéke a legkevesébe függ az információs különbség mértékétől; pontosabban: amelynek értéke a lehető legkevesebbet változik a jövőben, amikor nyilvánosságra kerül a menedzsment többletinformációja. Ilyen forrás elsődlegesen a belső forrás (működési pénzáramlás) lehet; de a teljesen kockázatmentes adósságnál sem lép fel túl- vagy alulértékelttség. A vállalati adósságok azonban sosem mentesek teljesen a vissza nem fizetés kockázatától; így a cég értékéről napvilágra kerülő információ befolyásolhatja értéküket – de mindenesetre az alul-, illetve túlárzási probléma kisebb nagyságrendű, mint a vállalatértéktől közvetlenül függő részvények esetében. Így tehát a menedzsment a finanszírozás szempontjából bizonyos sorrendet állít: elsődlegesen belső forrásait használja fel; ha ez nem elég, akkor von be idegen tőkét (hitel, kötvény), és csak legvégső esetben bocsát ki részvényt.

Empirikus eredmények

A finanszírozási hierarchiaelmélet belső és idegen források közti „sorrendre” vonatkozó állításának empirikus tesztelése egyszerűnek tűnik: amennyiben beruházási lehetőségeik nagyjából hasonlóak, a vállalatok belső forrásainak és adósságának mennyisége negatív kapcsolatban áll egymással. Minél több a rendelkezésre álló belső forrás, annál kevesebb hitelre (idegen tőke) van szükség az adott beruházási politika megvalósításához.

A vállalatok tőkeszerkezetét kétféleképpen, a kérdőívből és a mérlegekből nyerhető adatokkal jellemezhetjük. A kérdőíves felmérés 225 vállalatra tartalmazta a hitel/saját tőke hányadost. A mutató azonban csak a bankhitelre vonatkozott, így nem tartalmazta az összes idegen forrást. A másik (nagyobb) hátrányként említhető, hogy a változót csak

² Pontosabban ez akkor igaz, ha a menedzsment a régi („kibocsátás előtti”) részvényesek érdekeit tartja szem előtt.

³ A modellt részletesebben lásd Myers–Majluf [1984], továbbfejlesztéseit összefoglalja Harris–Raviv [1991].

ordinális skálán mérhettük. A cégeknek három kategóriába kellett magukat besorolni: 0,5-nél kisebb, 0,5–1 között, 1-nél nagyobb hitel/tőke hányados (az egyes kategóriákon belüli gyakoriságok: 151, 47, 27). Az 1994. és 1995. év végi mérlegekből már pontos *idegen forrás/saját tőke arány* is kiszámolható volt, nemcsak a kategóriákba tartozást ismertük, viszont a minta így 67 cégre szűkült.⁴ A regressziós elemzésben ez utóbbi mutatót használtuk fel.

A belső források nagyságának közelítésére valamiféle pénzáramlás-mérőszámra volt szükségünk. Ez viszont nem tartalmazhatta az idegen forrásokkal kapcsolatos kamatfizetést, mivel ez a tőkeáttételi mutatót tekintve egy zavaró negatív korrelációs hatást okozott volna (minél nagyobb az idegen források aránya – annál kisebb a pénzáramlás, a kamatfizetés miatt). Így ehelyett inkább a kamatfizetéssel korrigált működési pénzáramlást⁵ használjuk, a mérlegfőösszeghez viszonyítva, mint a rendelkezésre álló belső források közelítését.

A külső és a belső forrás közötti helyettesíthetőség mértéke eltérő lehet – a Myers-féle elmélet megfogalmazása szerint ez a helyettesíthetőség annak (is) függvénye, hogy mekkora az információs aszimmetria a vállalat menedzserei és a külső befektetők között. Ha az aszimmetria nagy, nagyobb az alulárzás mértéke. Ezért költségesebb a külső források szerzése, és a belső források csökkenése esetén kevésbé érdemes azokat például bankhitellel helyettesíteni. Az információs nehézségek nagyságára számos vállalati jellemzőből lehet következtetni; bennünket elsősorban a tulajdonosi szerkezet érdekel. Feltevésünk az, hogy a nagy *külföldi* anyavállalatok által tulajdonolt magyar cégek inkább hozzáférnek a külső finanszírozási lehetőségekhez: tulajdonosi hitel állhat rendelkezésükre, amelynél kisebb mértékűek az információs problémák. E vállalatok – hátuk mögött egy nemzetközi óriáscég garanciájával – a magyar tőkepiacokon is jobb eséllyel indulnak. A másik két csoport – az *állami* és *vegyes* tulajdonú vállalatok – közötti különbségekre (kézenfekvő vélekedés híján) az empirikus elemzéstől várunk eligazítást.

A regressziós egyenletben függő változóként az 1995-ös adatokból számolt tőkeáttétel szerepel; magyarázó változóként pedig a korrigált pénzáramlás-mérőszámon kívül az 1994-es tőkeáttétel. E mögött az a feltevés húzódik meg, hogy a belső források nagyságának különbözősége nem jelent teljesen „új” tőkeszerkezetet, csupán a – több más faktor által is befolyásolt – eredeti vállalati tőkeszerkezettől való eltérést. A tulajdonosi szerkezet hatását *dummy* változókkal mérjük (így egyelőre azzal az implicit feltételezéssel élünk, hogy eltérő tulajdonosi szerkezet esetén csak a tőkeáttétel szintje változik, a belső/külső forrás helyettesíthetőségi együttható nem). A becslést együtthatókat a 3. táblázat tartalmazza.

A becslést egyenlet:

$$\begin{aligned} \text{Tőkeáttétel}_{95} = & \text{Konstans} + a_1 \times \text{Tőkeáttétel}_{94} + a_2 \times \text{Korrigált CF} + \\ & + a_3 \times \text{Dummyvegyes} + a_4 \times \text{Dummykülföldi}, \end{aligned}$$

ahol

*Tőkeáttétel*_{95, 94}: idegen forrás/saját tőke 1994 és 1995 végén,

Korrigált CF: (az 1995-ös évi működési pénzáramlás kamatfizetéssel korrigálva)/összes eszköz,

Dummyvegyes, *Dummykülföldi*: 1, ha a cég a megfelelő tulajdoni kategóriába tartozik, 0 egyébként.

⁴ A második mutatónak nyilván nagyobbnak vagy egyenlőnek kell lennie az előbbivel. Mindkét adat rendelkezésre állt 47 vállalat esetében, közülük 21-nél fordult elő, hogy a mérlegből kiszámolt mutató alapján a cég a kérdőívben szereplőnél magasabb tőkeáttételi osztályba került volna.

⁵ Amit a következőképp kaptunk: adózott eredmény – osztalék + amortizáció + kamatfizetés (azaz nem számítottuk bele az állományváltozásokat sem).

3. táblázat
A tőkeáttételt leíró egyenlet becslési eredményei

Változó	Becsült együttható	<i>p</i> érték
Konstans	0,417	0,013
Tőkeáttétel ₁₉₄	0,617	0,000
Korrigált <i>CF</i>	-1,296	0,004
Dummyvegyes	-0,081	0,561
Dummykülföldi	0,083	0,668

$n = 62$; $R^2 = 0,747$; *korrigált* $R^2 = 0,729$

F-statisztika (zárójelben a *p* érték) = 42,171 (0,0000)

Az eredeti regresszió hibatagja a Goldfeld–Quandt-próba alapján kismértékben heteroszkedasztikusnak bizonyult,⁶ ezért a paraméterek varianciáinak kiszámításához heteroszkedaszticitás-konzisztens eljárást alkalmaztunk.

A korrigált pénzáramlás mutatója szignifikánsnak bizonyult, és a várakozásnak megfelelően negatív előjelű, ami a Myers-féle elméletet erősíti – azaz a cégek először saját forrásból finanszíroznak. A pénzáramlás mérlegfőösszeghez mért 1 százalékpontos növekedése esetén mintegy 1,3 százalékponttal csökkent az idegen források (saját tőkéhez mért) aránya.⁷ A tulajdonosi szerkezet hatását reprezentáló dummy változók magyarázó erője viszont közel sem szignifikáns; igaz, az előjelük (a korábban vizsgált kontingenciatáblák alapján) a várt nagyságú. A vegyes tulajdoni kategóriához tartozó cégek tőkeáttétele ugyanis átlagosan 8,1 százalékponttal kevesebb, mint az állami cégeké, a külföldieké viszont az államiaknál 8,3 százalékponttal több.

Figyelembe kell vennünk azonban azt is, hogy a beruházási lehetőségek vállalatoként rendszerint nem azonosak, így például sok jó projekt esetén előfordulhat magas belső forrás- és adósságarány is anélkül, hogy ellentmondásba kerülnének a finanszírozási hierarchiaelmélettel. E hatás kontrollálására az előbbi egyenletbe bevettük a beruházási lehetőségek közelítéseként az adott évben megvalósult beruházásokat is (a mérlegfőösszeg, illetve az árbevétel százalékában). A beruházás változó együtthatója mindkét esetben inszignifikánsnak bizonyult; a pénzáramlás-mutató együtthatójának értéke alig különbözött a 3. táblázatban szereplőtől. E szerint a beruházási lehetőségek eltérése elhanyagolható hatást gyakorol vizsgált változókra.

Érdekes kísérlet még a bevezetőben ismertetett méret szerinti osztályozást is bevenni magyarázó változóként. Ennek elméleti indokára később térünk ki; az eddigi empirikus eredmények nem mutattak ki szignifikáns összefüggést a tőkeáttétellel (*Harris–Raviv* [1991]). Az átmenet idején viszont a méret is bírhatott információhordozó szereppel: a nagyobb cégek, esetleg bejárattott bankkapcsolataik vagy ismertebb nevük révén, könnyebben juthattak idegen forráshoz, mint a kisebbek. Mindenesetre a méret hatásának figyelembevétele sem változtat alapjában a helyzeten: a 4 csoportba sorolt mérlegfőösszeg-mutatónak a regresszióba történő bevitelével alig javul a modell (*korrigált* $R^2 = 0,7339$). A változó együtthatója sem szignifikáns, bár előjele a várakozásnak és az empirikus eredményeknek megfelelően pozitív, azaz a nagyobb cégek tőkeáttétele magasabb (együttható: 0,0918, $p = 0,0901$).

⁶ $GQ = 2,9795$; és még $p = 0,01$ mellett is a megfelelő *F* érték 2,94 ($p = 0,05$ -re $F = 2,13$).

⁷ Az együttható azért nem mutat mérlegfőösszeg-arányos változást, mert az idegen forrásokat a saját tőkéhez, míg a pénzáramlást a mérlegfőösszeghez viszonyítottuk. Tekintve azonban, hogy a kérdéses vállalatok saját tőke/mérlegfőösszeg hányadosa a 62 elemű mintára 0,5359 volt, az idegen tőke mérlegfőösszeg-arányos változását mutató együttható értéke átlagosan -0,704, a csökkenés 0,7 százalékpont körüli.

A tulajdonosi szerkezet hatását másképp is mérhetjük. Feltehetjük, hogy eltérő tulajdonos esetén más a belső/külső forrás helyettesíthetőséget mérő a_2 együttható. A külső forrásokhoz jobban hozzáférő külföldi cégeknél például (abszolút értékben) nagyobbak kell lennie. Ennek vizsgálatához magyarázó változóként a korrigált cash flow és a dummyk szorzatát használjuk. Hasonló módszert alkalmaz Schiantarelli–Sembenelli [1996] is. Ők egy olasz vállalati adatokból álló panel alapján vizsgálták azt, hogy van-e különbség a belföldi tulajdonú vállalatcsoportok, külföldi vállalatok és kisebb hazai cégek tőkeáttételében, pontosabban a belső és külső források közti helyettesíthetőség mértékében. Eredményeik szerint a belföldi tulajdonú vállalatcsoport tudta helyettesíteni leginkább a belső forrásokat külsővel (a sajátos olasz viszonyok miatt az előbbieknél tekinthetők legyenyebbnek az információs problémák). A magyar adatokkal becsült regresszió eredményeit a 4. táblázat tartalmazza.

A becsült egyenlet:

$$\begin{aligned} \text{Tőkeáttétel}_{95} = & \text{Konstans} + a_1 \times \text{Tőkeáttétel}_{94} + a_2 \times \text{Korrigált CF}' \text{ Dummyállami} + \\ & + a_3 \times \text{Korrigált CF}' \times \text{Dummyvegyes} + a_4 \times \text{Korrigált CF}' \times \text{Dummykülföldi}. \end{aligned}$$

4. táblázat

A korrigált cash flow változóval módosított egyenlet becslési eredményei

Változó	Becsült együttható	p érték
Konstans	0,393	0,000
Tőkeáttétel ₉₄	0,632	0,000
Korrigált CF' dummyállami	-1,225	0,186
Korrigált CF' dummyvegyes	-1,191	0,033
Korrigált CF' dummykülföldi	-1,664	0,039

$n = 62$; $R^2 = 0,744$; korrigált $R^2 = 0,726$
 F -statisztika (zárójelben a p érték) = 41,457 (0,0000)

Az eredmények alapján úgy tűnik, hogy (feltevéseinknek megfelelően) a külföldi tulajdonú vállalatok tudják legkönnyebben belső forrásaikat adott esetben külsővel helyettesíteni. Bár az állami tulajdonú cégek együtthatója nem szignifikáns, a paraméter nagysága az előző egyenlettel egybevágó eredményt mutat, azaz az egyéb tulajdoni formákkal (vegyes kategória) szemben némileg jobb lehetőségeik vannak.

A méretváltozó bevonásával a modell magyarázó ereje alig javul (korrigált $R^2 = 0,7360$), de a paraméter szignifikáns lesz, míg a tulajdoni változók inszignifikánssá válnak [méret: együttható 0,1072 ($p = 0,0274$)]. Ez azt jelezheti, hogy e tekintetben nem biztos, hogy csak a tulajdonforma a fontos: a nagyobb külföldi cégek méretüknél fogva is könnyebben képesek belső forrásaikat például bankhitellel helyettesíteni, mint a kisebb hazai magáncégek, szövetkezetek (emlékezzünk csak a minta tulajdonosméret szerinti eloszlására).

Mintegy eredményeink „ellenőrzésére”, a tulajdonosi szerkezet tőkeáttételre gyakorolt hatását az ordinális tőkeáttétel-mutatóval, a nagyobb mintán is megnéztük. A két ismérv közti kapcsolat meglétét kontingenciatáblák alapján történő függetlenségvizsgálattal (χ^2 -próba) teszteltük. A próba szerint a két ismérv között szignifikáns kapcsolat áll fenn ($p = 0,00372$). Az egyes kategóriák tulajdonos szerinti megoszlása azt mutatja, hogy az „eggyel feljebbi” tulajdonosi osztályba kerülés nagyobb tőkeáttétellel jár együtt – a külföldi tulajdonban levő vállalatoknál tapasztalható a legmagasabb hitel/saját tőke arány, és az állami cégeknél a legkisebb ez a mutató (5. táblázat).

5. táblázat

Az „eggyel feljebbi” tulajdonosi osztályba kerülés gyakorisága hitel/saját tőke arány és tulajdonosi szerkezet szerint (zárójelben a megoszlás a sorösszeg, illetve az összesen százalékában)

Tulajdonforma	0,5 alatt	0,5–1 között.	1-nél nagyobb	Összesen
	hitel/saját tőke arány			
Állami többségi	43 (79,6)	7 (13,0)	4 (7,4)	54 (24,7)
Vegyes és egyéb	81 (69,2)	26 (22,2)	10 (8,5)	117 (53,4)
Külföldi többségi	23 (47,9)	13 (27,1)	12 (25,0)	48 (21,9)
Összesen	147 (67,1)	46 (21,0)	26 (11,9)	219 (100)

Összefoglalva az eddigieket: a regressziós elemzés során a pénzáramlás – mint a belső források mutatója – együtthatója szignifikáns és negatív volt, ami a finanszírozási hierarchiaelméletet látszik alátámasztani. A belső/külső forrás helyettesíthetőségének mértékét tekintve is a „várt” eredményt kaptuk ugyan, azaz a külföldiek valamivel könnyebben jutottak idegen tőkéhez (hitelhez), viszont a kapcsolat statisztikailag inszignifikánsnak bizonyult. A kontingenciatáblák alapján végzett vizsgálat megerősíteni látszik azt az elképzelést, hogy a külföldi cégek vonnak be több idegen forrást.

Rövid lejáratú források, hitelszerkezet

Általános jellemzők

A tőkeáttétellel ellentétben, a rövid (1 éven belüli) lejáratú finanszírozás összetételét meghatározó tényezőkre vonatkozóan nem áll rendelkezésünkre elméleti eredmény, így nagyrészt empirikus alapon vizsgáljuk a kérdést. Az adatbázisunkban szereplő vállalatok *rövid lejáratú bankhiteleinek, szállítóállományának, köztartozásainak, valamint egyéb rövid lejáratú forrásainak* az összes rövid forráson belül elfoglalt arányáról van adatunk.

6. táblázat

A rövid lejáratú finanszírozási források szerkezete a minta egészére (rövid lejáratú finanszírozási forrás százalékában)

Megnevezés	Átlag	Szórás	Medián
Rövid lejáratú bankhitel	22,1	25,5	10,5
Szállítóállomány	36,0	25,2	32,5
Köztartozás	15,1	18,0	10,0
Egyéb finanszírozási forrás	19,2	22,2	10,0
Összesen	92,4	–	–

A válaszadók száma: 290.

A 6. táblázatban szereplő számokról első ránézésre is feltűnő, hogy a bankhitelnél jóval jelentősebb finanszírozási forrás a szállítókkal szemben fennálló kötelezettség, ez utóbbi állománya átlagban 14 százalékponttal magasabb.⁸ Szintén figyelemre méltó a köztartozások nem elhanyagolható nagysága, ezek szintje a hitelnél csak 7 százalékponttal alacsonyabb. Ha figyelembe vesszük, hogy a mérleget is szolgáltató vállalatok adatai alapján a rövid lejáratú források az összes idegen forrásnak átlagosan 85,78 százalékát teszik ki, akkor az összes *adósságnak* átlagban mintegy 31 százaléka a *szállítóállomány*. Ugyanennek a mutatónak az értéke Franciaországban 28,6 százalék, míg Németországban 12,6 százalék (*Breig–Wilson* [1996]). A szerzők az eltérés okát a két ország közti institutionális különbségekben látják. Franciaországban ugyanis az egyes adósokról rendelkezésre álló információ más bankok, és rajtuk keresztül bizonyos mértékig a bankok ügyfelei, a cégek számára is hozzáférhető, míg a német rendszerben ez nincs így, a cégspecifikus információk titkosak. A szerzők szerint a francia rendszerben rendelkezésre álló információ többet csökkenti a szállítók vevőkkel kapcsolatos kockázatát, és emiatt lehet magasabb a szállítóállomány.

A magyar rendszer az információáramlást tekintve sem igazán „szállítóbarát”; a szállítókkal szemben fennálló tartozások aránya mégis igen magas. Ennek két lehetséges magyarázata lehet: egyrészt elképzelhető, hogy a vevők rendelkeznek nagyobb piaci erővel, és így – vásárlóik elvesztését elkerülendő – a vállalatok kényszerből adnak fizetési haladékot. Az is könnyen lehet viszont, hogy a számok egyszerűen a fizetési fegyelem egyelőre még alacsonyabb szintjét tükrözik – a késedelmes fizetés lehet a korábbi *puha költségvetési korlát* maradványa. Ezt látszik alátámasztani a köztartozások magas szintje is.

A rövid lejáratú forrásokon kívül a bankhitelek állományának négy típus (rövid – 1 évnél rövidebb – lejáratú forin hitel, hosszú lejáratú forin hitel, devizahitel, valamint tulajdonos által nyújtott hitel) szerinti százalékos megoszlását is ismerjük.

7. táblázat
A hitelállomány szerkezete a minta egészére
(hitelállomány százalékában)

A hitel fajtája	Átlag	Szórás	Medián
Rövid lejáratú forin hitel	53,7	40,1	57,0
Középlejáratú forin hitel	14,1	25,4	0,0
Devizahitel	21,9	34,0	0,0
Tulajdonosi hitel	8,2	23,8	0,0
Összesen	97,9	–	–

A válaszadók száma: 219.

A legnagyobb részt a *rövid lejáratú forin hitelek* képviselik, érdekes módon a devizahitelek állománya meghaladja a középlejáratú forin hitelekét. A tulajdonostól kapott források marginális részt jelentenek, igaz, van olyan cég, ahol a hitelállomány 100 százaléka az „anyacégtól” származik.

⁸ Elméletileg az egyes kategóriák átlagai összegének 100 százalékot kellene kiadni; az ettől való eltérés feltehetően értelmezési problémákból és a kérdőívet kitöltő figyelmetlenségéből adódik (nem mérlegadatokról lévén szó). A mérlegből nyerhető számok helyett azért látszott jobbnak itt a kérdőíves adatokkal (is) dolgozni, mivel így elkerülhettük a minta jelentős szűkülését.

A tulajdonosi szerkezet hatása

Mivel a tulajdonosi változó nominális jellegű változó, így az (intervallum szinten mért) forrásösszetételre gyakorolt hatásának vizsgálatához (egy szempontos) varianciaanalízist alkalmaztunk. A rövid lejáratú finanszírozási források esetében nem találtunk szignifikáns eltérést a tulajdonosi kategóriák között (8. táblázat).

8. táblázat

A rövid lejáratú finanszírozási források a tulajdonosi szerkezet szerint
(rövid lejáratú finanszírozási forrás százalékában)

Megnevezés	Állami többségű	Vegyes	Külföldi többségű	p érték
	tulajdonosi kategória szerinti átlagok			
Rövid lejáratú bankhitel	20,83	20,16	28,52	0,12
Szállítóállomány	37,51	35,39	36,68	0,83
Köztartozások	17,03	15,26	12,60	0,42
Egyéb finanszírozási forrás	17,69	20,75	16,96	0,45
Összesen	93,06	91,56	94,76	–

A 8. táblázat alapján a rövid források szerkezetének megoszlása független a vállalat tulajdonosi szerkezetétől, vagyis nem mondható el, hogy a köztartozások és a szállítóállomány magas aránya csak az állami múlt rossz öröksége lenne, és a privatizált, többségi külföldi tulajdonú cégeknél kevésbé fordulna elő. Ez az eredmény valami olyasmit jelent, hogy a tulajdonosi skála két „szélső” pontján elhelyezkedő vállalatok – az államiak és a külföldi tulajdonúak – rövid távú finanszírozási gyakorlata, az átlagokat tekintve, nem sokban tér el egymástól. Ilyen szempontból tehát nincs különbség a tulajdonformák között; a vállalatok rövid lejáratú forrásaik szerkezetét a piaci lehetőségek és egyéb faktorok által meghatározva alakítják.

Mindez azonban nem jelenti azt, hogy mindenfajta finanszírozási forrást azonos mértékben használnak a különböző tulajdonosi csoportokba sorolt vállalatok. A hitelállomány szerkezetében megfigyelhető eltéréseket a 9. táblázatban foglaljuk össze. Az eredmények jól mutatják, hogy lényeges eltérés tapasztalható tulajdonosonként.

9. táblázat

A hitelállomány szerkezete tulajdonosi típusok szerint
(hitelállomány megoszlása százalékban)

Megnevezés	Állami többségű	Vegyes	Külföldi többségű	p érték
	tulajdonosi kategória szerinti átlagok			
Rövid lejáratú forinhitel	55,67	59,29	39,59	0,00
Középlejratú forinhitel	25,60	12,44	5,83	0,00
Devizahitel	17,25	18,03	35,29	0,00
Tulajdonosi hitel	0,65	7,58	18,70	0,00
Összesen	99,17	97,34	99,41	–

Mind a négy hitelkategória esetén a varianciaanalízis szignifikáns kapcsolatot jelez az adott hiteltípus nagysága és a tulajdonosi kategória között. Az átlagok alapján kitűnik, hogy a külföldi többségi tulajdonú cégek sokkal intenzívebben támaszkodnak devizahite-

lekre, mint belföldi tulajdonú társaik, és nem meglepő módon magas az anyacégtől kapott források aránya is. Kérdéses ugyanakkor, hogy a tulajdonosi hitelekből mennyi érkezik devizában, mennyi az átfedés a két kategória között – határozott választ erre a kérdőívből közvetlenül és áttételesen sem kapunk, mivel nincs szignifikáns korrelációs kapcsolat a két hitelkategória között. További érdekes összefüggés, hogy a vegyes tulajdoni formájú (belföldi magán, szövetkezet stb.) cégek az államiaknál átlagban mintegy 12 százalékponttal kevesebb közléplejárátú forinthitelt vesznek igénybe – ennek egy lehetséges okával (hitelhez jutás nehézségei) az elkövetkezőkben foglalkozunk.

A hitelhez jutást befolyásoló tényezők

A vállalati hitelszerkezet alakítása nem csak belső döntés kérdése. A hitel- és tőkepiacok számos esetben korlátokat állítanak a forrást kereső cégek elé. A szakirodalom által gyakran emlegetett például a hiteladagolás jelensége, amikor a hitelpiacon lényegében olyan kamatláb mellett áll be valamiféle egyensúly, amelynél a kereslet meghaladja a kínálatot. E tárgykörnek első igazán alapos elméleti elemzését *Stiglitz-Weiss* [1981] adta.⁹ Értelmezésükben a hiteladagolás oka a hitelnyújtó és -felvevő közti információs aszimmetria.

A klasszikus hitelpiaci modellben a kamatláb emelése növeli a bank (várható) bevételét, amely így emeli a kihelyezni kívánt hitelek mennyiségét – ez adja a megszokott pozitív meredekségű hitelkínálati görbét. A szerzőpáros viszont rámutat, hogy a kamatonövelés negatív hatással is lehet a bank várható bevételére. Növekvő kamatláb mellett ugyanis csak egyre kockázatosabb beruházásokat lesz kifizetődő a vállalatok számára hitelből finanszírozni. Ez a bank és a cég közti adósságszerződés jellegéből adódik: a bank részére történő kifizetés rögzített volta, valamint a korlátozott felelősség miatt a vállalat a kockázatosabb esetekben az esetleges magasabb hozamból teljes egészében részesedik, míg alacsonyabb hozamok esetén a veszteséget megosztja a bankkal (saját magánvagyonával nem felel a visszafizetésért). Ami azonban jó a cégnek, az rossz a banknak: várható bevételét mérsékli a növekvő várható hitelveszteség. A bank nem tud különbséget tenni a kevésbé kockázatos és kockázatos cégek között (itt jelentkezik az információs aszimmetria), és előbbieket kontra-szelektálódna a piacról. A hitelkérelmezők átlagos kockázatosága így romlik, és egy bizonyos kamatláb felett a bank már várhatóan többet veszítene az új hiteleken, mint amennyi kamattöbbletet kapna – ezért ezen a ponton túl már nem hajlandó tovább növelni hitelkínálatát. Amennyiben pedig ez a (bank számára) profitmaximalizáló kamatláb a piactisztító alatt marad, hiteltúlkereslet lép fel – de a bank inkább adagol.

A hiteladagolás egyik „alfaja” a *redlining*¹⁰ jelensége, amikor is vállalatok adott, bizonyos jellemzőkkel behatárolható csoportját kirekesztik a hitelnyújtásból. A közelmúlt magyar hitelpiacára talán éppen ez a fajta jelenség volt a leginkább jellemző. Bizonyos vállalati csoportok, például a kisvállalkozók vagy egyes átalakulófélben lévő állami vállalatok (amelyeket még nem vett meg külföldi tulajdonos) gyakorlatilag alig juthattak hitelhez. Ezt támasztja alá például *Begg-Portes* [1993] írása: egy korábbi tanulmányt idézve, a kis magánvállalkozások 1992-es helyzetét hasonlították össze Lengyelországban, Csehországban és Magyarországon. Eredményeik szerint míg a cseh cégek több

⁹ A hiteladagolás fogalmának a cikkben használt definíciója szerint adagolás akkor lép fel, amikor vagy (a) *egyformának tűnő* kölcsönigénylők közül egyesek megkapják a hitelt, míg mások nem, és az elutasított igénylők akkor sem kapnának hitelt, ha hajlandók lennének magasabb kamatot fizetni; vagy (b) vannak olyan, valamilyen jellemzők alapján körülhatárolható csoportok, amelyek adott mennyiségű hitelkínálat mellett nem tudnak hitelhez jutni, de nagyobb kínálat mellett már igen.

¹⁰ A kifejezés az amerikai jelzáloghitelekkel kapcsolatos. A városok térképein vörös vonallal kerítették körbe azokat a részeket, amelyben fekvő ingatlanokra nem adtak jelzáloghitelt (a túl magas kockázati szint miatt).

mint 85 százaléka és a lengyelek 65 százaléka rendelkezett bankhitellel, addig ez az arány Magyarországon 30 százalék volt; továbbá a három ország közül csak Magyarországon érezték nehéznek a hitelhez jutást a kisebb cégek (bár a nehézség fokát nem kvantifikálták). Ez a helyzet, úgy tűnik, még 1995-re sem változott lényegesen. Ebben az évben a vállalkozóknak nyújtott hitelek GDP-hez viszonyított aránya Magyarországon 18 százalék körül alakult, míg a közép-kelet-európai térségben ez a szám átlagosan 35 százalék, a nyugat-európai országokban 60-80 százalék volt (Király [1996]). A leginkább háttérbe szorulni éppen az előbb említett kis- és mikrovállalkozások látszanak, banki kapcsolataik visszafejlődnek. 1994 óta az ennek a szektornak nyújtott hitelek állománya nominálértéken is csökken (1994: 89,2 milliárd forint, 1996 első negyedév: 68 milliárd forint).

A korábbiakban, a tőkeáttétel tárgyalásakor megismert, szintén információs aszimmetrián alapuló modell empirikus vizsgálatok feltevések, hogy a tulajdonszerkezet összefüggésben áll az információs problémák szintjével, és ezáltal befolyásolja a tőkeáttétel és a belső források összefüggését. A hiteladagolás empirikus vizsgálatok is tesztelni kívánjuk a tulajdonforma hatását, de az előbbieket alapján szerepe kissé más lesz, mint korábban.

Empirikus eredmények

A hiteladagolás jelenségét a gyakorlatban (mikroszinten) két oldalról lehet vizsgálni. A „közvetlenebb” nyilvánvalóan a bankok oldaláról történő elemzés. Egy ilyen elemzés része lehet például a hitellelbírálás és árazás rendszerének, az elutasított hitelkérelmek jellemzőinek, a hitelportfólióhoz tartozó vállalatok mutatóinak vizsgálata. Az effajta adatok viszont nehezen hozzáférhetők, ráadásul korrekt elemzéshez több bank adatára volna szükség.

A vállalatok oldaláról is lehet információt gyűjteni; de információs korlátok ott is felléphetnek. Szélesebb körű statisztikai adatfelvételek segíthetnek a problémán. A rendelkezésünkre álló kérdőíves felmérés adatbázisa arra nyújtott lehetőséget, hogy a hitelhez jutás nehézségét a vállalat által érzékelt *szubjektív* megítélés alapján mérjük. A mintában szereplő vállalatoknak hitelhez jutási nehézségeiket ötfokozatú skálán kellett értékelniük, ahol az 1-es jelentette azt, hogy képtelen hitelt szerezni, az 5-ös pedig azt, hogy nagyon könnyen jut hitelhez. Külön kérdés vonatkozott az egy évnél rövidebb és az egy évnél hosszabb lejáratú hitelekre. Az így kapott adatok alapján végeztük az elemzést.

Jelen írásban a *redlining* problémájára koncentrálna, azt szerettük volna vizsgálni, hogy vannak-e a magyar vállalatok között olyan csoportok, amelyek nem, vagy csak nehezen képesek hitelhez jutni. Pontosabban: az átmenet során úgy tűnt, hogy léteznek ilyen csoportok, például a tulajdonosi szerkezet alapján a még állami kézben levő (de nem feltétlenül veszteséges) cégek vagy a kisebb hazai vállalkozások jóval nehezebben jutottak hitelhez, mint a külföldiek. Ezt az állítást ugyan nem tudjuk adatbázisunk alapján tesztelni, de azt igen, hogy 1995–1996-ban milyen volt a helyzet, létezett-e (még) egy, a tulajdonforma alapján a hitelezésből kizárt csoport, vagy már más jellemzők határozták meg a hitelhez jutás könnyűségét. Így mintegy közvetve vizsgálhatjuk a *redlining* létezését. Erre vonatkozóan egyébként van is egy korábbi empirikus elemzés a térségből: Gomulka [1994] negyedéves eredményadatok (1992-ig) alapján vizsgálta Lengyelországban a nagy állami és magáncégek hitel-visszafizetési képességeinek eltéréseit, és azt találta, hogy az állami vállalatok 50 százaléka pénzügyi helyzetét és így hitelhez jutási lehetőségeit tekintve a legrosszabb kategóriába volt sorolható.

Előljáróban kell még szólnunk az eredmények értelmezéséről. Ha azt kapjuk ugyanis, hogy például az állami vállalatok nehezebben vagy egyáltalán nem jutnak hitelhez, az nem jelenti azt, hogy a bankok csak a tulajdonforma alapján ítélnék. Lehetséges, hogy az állami cégek más megfigyelhető mutatói (nyereségesség, adósságállomány stb.) olyanok,

amelyek miatt kockázatosabbnak ítélik őket.¹¹ Könnyebb a dolgunk, ha azt kapjuk, hogy nincs összefüggés a tulajdonforma és a hiteladagolás között: ekkor ugyanis annyit biztosan állíthatunk, hogy a pénzüntézetek (már) nem önmagában a tulajdonos, hanem egyéb mutatók alapján ítélnék – azaz nincs olyan alapvető különbség például az állami és külföldi cégek között, amely indokolná az azonnali különbségtételt.

A teszteléshez regressziós módszert használtunk. Mivel azonban magyarázni kívánt változónk (hitelhez jutás könnyűsége) 1–5-ig diszkrét értékeket vesz fel, így rendezett (*ordered*) probitmodellt kellett alkalmazni (a módszer elméleti háttérét lásd a *Függelék*-ben; az ott szereplő egyenletekre fogunk a továbbiakban hivatkozni). Az éven belüli hitelhez jutást először a nyereséges működéssel (1995-ös *ROA* – eszközarányos nyereség), az eladósodottság mértékével (idegen forrás/saját tőke 1995), valamint a tulajdonosi szerkezettel magyaráztuk. A kapott együtthatók:

10. táblázat
A probitmodell becslési eredményei

Változó	Becsült együttható	<i>p</i> érték
<i>ROA</i> 95	2,860	0,038
<i>Tőkeáttétel</i> 95	0,378	0,065
<i>Dummyállami</i>	-0,234	0,492
<i>Dummykülföldi</i>	0,750	0,054

$$n = 57; \chi^2 = 15,35 (p = 0,004).^{12}$$

A kapott paramétereket azonban nem lehet a klasszikus regressziónál megszokott módon értelmezni: a pozitív előjel – a *Függelék* (4) egyenlete alapján – csak azt jelzi, hogy a megfelelő változó (például *ROA*) növekedésével *ceteris paribus* csökken annak valószínűsége, hogy egy adott vállalat a hitelhez jutás szempontjából a legalacsonyabb, és nő annak a valószínűsége, hogy a legmagasabb, legjobb kategóriába tartozik. A közbülső kategóriák valószínűségeinek alakulása viszont bizonytalan; ezekről csak a (4)-ből származtatott, a klasszikus regressziós együtthatókkal analóg

$$\frac{\partial \text{Prob}(y = i)}{\partial \mathbf{x}}$$

együtthatók kiszámítása után tudunk valamit mondani. A megfelelő számítások elvégzése után kapott paramétereket a 11. táblázat foglalja össze.

Az egyes sorok azt mutatják, hogy az oszlopban szereplő változó (*ROA*95 vagy *tőkeáttétel*95) *marginális változása* esetén mennyivel nő vagy csökken annak valószínűsége, hogy a vállalat az adott hitelhez jutási kategóriához tartozik. A dummy változók esetén egy kicsit más az értelmezés, mivel itt nem beszélhetünk marginális változásról: a számok azt mutatják, hogy *mekkora változás* következett be az adott kategória valószínűségében annak hatására, hogy az adott dummy 0 helyett 1 értéket vett fel (azaz például a *dummykülföldi* változó esetén azt, hogy egy cég külföldi tulajdonú-e vagy sem).

A 10. táblázat alapján látható, hogy 5 százalékos szinten szignifikáns magyarázó erővel csak a nyereségesség mutatója rendelkezik, bár a külföldi vállalatok dummyja és némileg a tőkeáttétel is igen közel van a szignifikanciahatárhoz. Az *állami dummy* vi-

¹¹ Nem szabad azonban elfelejtenünk, hogy a dolgozatnak az adatbázisról szóló fejezetében azt találtuk, hogy például a nyereségesség nem korrelál a tulajdonformával.

¹² A magyarázó változók együttes szignifikanciáját mérő teszt, nullhipotézis: egy csak konstans tartalmazó modell az érvényes (nyilvánvalóan ennek elvetése utal a változók magyarázó erejének meglétére).

11. táblázat
 $\partial \text{Prob}(y=i)/\partial x$ együtthatók kiszámítása

i	$ROA95$	Tőke- áttétel95	$\text{Prob}_{\text{dummy}=1}(y=i) -$ $-\text{Prob}_{\text{dummy}=0}(y=i)$	Dummy- állami	Dummy- külföldi
1	-0,205 980	-0,027 240	1	0,012 193	-0,018 480
2	-0,351 880	-0,046 540	2	0,072 478	-0,170 090
3	-0,489 200	-0,064 700	3	0,002 389	-0,054 330
4	-0,031 470	-0,004 160	4	-0,005 080	0,063 567
5	1,078 537	0,142 636	5	-0,081 980	0,179 323

szont biztosan nem rendelkezik magyarázó erővel. Az együtthatók előjelei három esetben a vártnak megfelelőek: növekvő nyereségesség esetén nő annak a valószínűsége, hogy nagyon könnyen jut a cég hitelhez; hasonlóképpen: a külföldi vállalatoknál is nagyobb a valószínűsége a könnyebb hitelhez jutásnak. Az állami cégeknél viszont pont fordítva: csökken a könnyű hitelszerzés lehetősége. A 11. táblázat alapján már pontosabban tudunk fogalmazni: a ROA növekedése esetén csak annak valószínűsége nő, hogy a vállalat nagyon könnyen jut hitelhez,¹³ az összes ennél rosszabb kategória valószínűsége csökken (érdekes módon legjobban nem a legrosszabb 1., hanem a 3. kategória valószínűsége esik). Ha a cég külföldi tulajdonban van, összesen közel 0,24-dal nő annak valószínűsége, hogy a hitelhez jutás tekintetében a legjobb 2 kategória valamelyikébe tartozik (4. vagy 5.). Az állami cégeknél pont ellenkezőleg: a két legrosszabb kategória valószínűsége nő – de ne felejtjük el, hogy egyik dummy sem volt szignifikáns (*dummyállami* esetén ezt az igen alacsony valószínűségváltozások is mutatják).

A tőkeáttételnél már használtuk magyarázó változóként a vállalatok méretét. Ennek egyik lehetséges elméleti magyarázatát adja Brito–Mello [1995]. Egy egyszerű modellel keresztül azt bizonyítják, hogy a kisebb, kevésbé ismert cégek nehezebben jutnak hitelhez, mint a nagyobb, már bejáratott bankkapcsolattal rendelkező vállalatok. A kiterjedt bankkapcsolatok a bank és a hitelfelvevő közötti információs aszimmetriát csökkentik. Adatbázisunk alapján viszont úgy tűnik, kevésbé tudjuk ezt alátámasztani – a méretváltozó bekapcsolásával radikális változás nem történik. A tulajdoni dummyk szignifikanciája tovább csökken, együtthatóik értéke kismértékben változik (*dummykülföldi*: 0,6775381, $p = 0,091$). Maga a méretmutató sem bír magyarázó erővel, de előjele szerint a nagyobb cégek könnyebben jutnak hitelhez (0,1347905, $p = 0,385$).

Az éven túli hitelhez jutást tekintve függő változónak, a következő eredményeket kaptuk:

12. táblázat
 Az éven túli hitelhez jutást befolyásoló tényezők

Változó	Becsült együttható	p érték
$ROA95$	2,184	0,106
Tőkeáttétel95	0,351	0,027
Dummyállami	0,187	0,632
Dummykülföldi	0,742	0,078

$n = 43$; $\chi^2 = 12,76$ ($p = 0,0125$)

Az éven belüli hitel esetéhez képest két különbség tapasztalható: most a nyereségesség helyett a tőkeáttétel bír magyarázó erővel, valamint megváltozott az állami dummy elője-

¹³ 10 százalékpontos növekedés (azaz $ROA95$ 0,1-del nő) esetén közelítőleg 0,1-del.

le. Ez utóbbi és a másik dummy stabil inszignifikanciája megkérdőjelezi a tulajdoni szerkezetnek az elmélet alapján feltételezett hatását.

Összességében tehát megfelelő előjelű, de *a vártnál gyengébb kapcsolatot találtunk a tulajdoni szerkezet és a hitelhez jutás között* – utóbbi változó magyarázatára rövid távon a nyereségesség, hosszabb távon az eladósodási mutató jobbnak bizonyult. Ebből, hipotézisünk alapján azt a következtetést vonhatjuk le, hogy 1995–1996-ban a külföldi tulajdonos jelenléte *önmagában* nem oly mértékben előny hitelfelvétel esetén; ha lehet is valamilyen paraméterek alapján körülhatárolni a hitelhez jutni képtelen csoportokat, arra az előbb említett, a vállalati működést jellemző mutatók alkalmasabbak.

*

Tanulmányunkban arra a kérdésre kerestük a választ egy magyarországi vállalati mintát vizsgálva, hogy mennyiben függ össze a cégek tulajdonosi struktúrája a forrászerkezettel; az idegen források bevonását tekintve, jobbak-e a külföldi cégek lehetőségei a még mindig állami tulajdonban levő vállalatokénál. Az empirikus elemzés nem hozott egyértelmű eredményt: a tőkeáttételt (finanszírozási hierarchiaelmélet) és a hitelhez jutást (hiteladagolás) tekintve, az ökonometriai módszerek bár a várt előjelű, de többnyire inszignifikáns összefüggést jeleztek; az egyszerű statisztikai elemzés a rövid lejáratú források esetén sem mutatott ki kapcsolatot. Az elmélet által jószolt egyéb változók (a tőkeáttételnél a működési pénzáramlás, a hitelhez jutásnál a nyereségesség, eladósodottság) rendszerint nagyobb magyarázó erővel bírtak; egyes esetekben a mintát jellemző tulajdonos-méret összefüggéssel is lehetett magyarázni a megfigyelt jelenségeket.

Mindebből arra következtethetünk, hogy a piacgazdaságra történő átmenet valószínűleg előrehaladottabb, ha még nem is fejeződött be: a különféle tulajdonosok által birtokolt vállalatok közti, a tőkeszerkezetben meglévő különbségek jelen vannak ugyan, de kevésbé jelentősek. Az állami és magáncégek forráshoz jutási lehetőségei és finanszírozási politikája közel áll egymáshoz. A korábbi évek helyzetét jellemző, a miénkhez hasonló adatbázisok hiánya miatt azt sajnos nem tudjuk megállapítani, hogy az átmenet során milyen mértékű közeledés ment végbe az egyes csoportok között. Az elkövetkező években felhalmozódó új adatok alapján azonban valószínűleg a folyamatok dinamikájának nyomon követésére is lehetőség nyílik.

Függelék

Vegyen fel egy magyarázni kívánt y diszkrét változó (például egy közvélemény-kutatás kérdésére adott válasz) $1 \dots N$ lehetséges értékeket. A rendezett probitmodell egy hagyományos regressziós egyenletből indul ki:

$$y^* = \mathbf{b}'\mathbf{x} + \varepsilon \quad (1)$$

Ahol y^* , a válaszadó „pontos” választása (mit választott volna, ha nem kategóriákkal, hanem egy valós számmal kellett volna véleményét kifejtenie) egy nem megfigyelhető folytonos változó; ε pedig standard normális eloszlást követ. y^* és a valójában megfigyelt y a következőképpen függ össze:

$$\begin{aligned} y &= 1 && \text{ha } y^* \leq c_1 \\ y &= 2 && \text{ha } c_1 < y^* \leq c_2 \\ &\dots && \\ y &= n && \text{ha } c_{n-1} < y^*, \end{aligned} \quad (2)$$

ahol a c_1, \dots, c_{n-1} paramétereket (az intervallumok határait) a minta alapján kell becsülnünk. Az (1)-ből és a (2)-ből következik, hogy y adott értékeinek valószínűsége

$$Prob(y = i) = Prob(c_{i-1} < \mathbf{b}'\mathbf{x} + \varepsilon \leq c_i), \quad (3)$$

azaz

$$\begin{aligned} Prob(y = i) &= \Phi(c_{i-1} < \mathbf{b}'\mathbf{x} + \varepsilon \leq c_i) = \Phi(c_{i-1} - \mathbf{b}'\mathbf{x} < \varepsilon \leq c_i - \mathbf{b}'\mathbf{x}) = \\ &= \Phi(c_i - \mathbf{b}'\mathbf{x}) - \Phi(c_{i-1} - \mathbf{b}'\mathbf{x}), \end{aligned} \quad (4)$$

ahol $\Phi(\cdot)$ a standard normális eloszlás eloszlásfüggvénye, $c_0 = -\infty$ és $c_n = \infty$. A (4)-ből a minta alapján könnyen felírhatjuk a likelihood függvényt, aminek maximalizálásával kapjuk az ismeretlen β és c paramétereket (a modell részletes tárgyalását lásd *Greene* [1993]).

Hivatkozások

- BARBONE, L.–MARCHETTI, D. JR.–PATERNOSTRO, S. [1996]: Structural adjustment, ownership transformation and size in Polish industry. World Bank Policy Research Working Paper, 1624, július.
- BEGG, D.–PORTER, R. [1993]: Enterprise debt and economic transformation: financial restructuring in Central and Eastern Europe. Megjelent: Capital markets and financial intermediation. Cambridge University Press, Cambridge, 230–255. o.
- BREIG, H.–WILSON, P. F. [1996]: Borrower information and the choice between bank debt and trade credit: the case of France and Germany. Zeitschrift für Wirtschaft- und Sozialwissenschaften, 116, 379–394. o.
- BRITO, P.–MELLO, A. S. [1995]: Financial constraints and firm post-entry performance. International Journal of Industrial Organization, 13, 543–565. o.
- CSERMELY ÁGNES [1996]: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991–1994. MNB Füzetek, 6. sz.
- CSERMELY ÁGNES–SZÉKELY P. ISTVÁN [1997]: Some Characteristics of Corporate Finance in Hungary: The Role of Bank Finance. Kézirat.
- GALE, D. –HELLWIG, M. [1985]: Incentive compatible debt contracts: the one-period problem. Journal of Finance, 43, 271–281. o.
- GOMULKA, S. [1994]: The financial situation of enterprises and its impact on monetary and fiscal policies, Poland 1992–93. Economics of Transition, Volume 2 (2), 189–208. o.
- GREENE, W. H. [1993]: Econometric analysis. Second edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- HARRIS, M.–RAVIV, A. [1991]: The theory of capital structure. Journal of Finance, 46, 292–355. o.
- KIRÁLY JÚLIA [1996]: A bankrendszer méretei: a piacok átalakulása. Figyelő, december.
- KONINGS, J.–LEHMANN, H.–SCHAFER, M. E. [1996]: Job creation and job destruction in a transition economy: ownership, firm size, and gross job flows in polish manufacturing 1988–91. Discussion Paper, 282, március, Centre for Economic Performance.
- KÓRÓSI GÁBOR–MÁTÁS LÁSZLÓ–SZÉKELY P. ISTVÁN [1992]: Practical econometrics. Avebury, Aldershot. Magyarul: Gyakorlati ökonometria. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- MYERS, S. C. [1984]: The capital structure puzzle. Journal of Finance, 39, 575–592. o.
- MYERS, S. C.–MAJLUF, N. [1984]: Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13, 187–221. o.
- SCHIANTARELLI, F.–SEMBENELLI, A. [1996]: Form of ownership and financial constraints: panel data evidence from leverage and investment equations. World Bank Policy Research Paper, 1629, július.
- STIGLITZ, J. E.–WEISS, A. [1981]: Credit rationing in markets with imperfect information. American Economic Review, 71, 393–410. o. Magyarul: Hiteladagolás nem tökéletes informáltságú piacokon. Megjelent: Tanulmányok a pénzügyi intézményekről: Kereskedelmi bankok, Budapest, 1996.