

CZIRÁKI PÉTER

A tőkestruktúra empirikus vizsgálata a magyar és az osztrák tőzsdén jegyzett vállalatok körében

Modigliani és Miller híres „irrelevanciátétele” óta számos elméleti és empirikus írás próbálja megmagyarázni, miként alakítják a vállalatok a tőkestruktúrájukat. Empirikus vizsgálatok többféle módszerrel végezhetők, de mindenképpen figyelmet kell szentelni bizonyos, elsősorban módszertani jellegű problémáknak, amelyek a végeredményt esetleg torzíthatják. A tanulmány egy egyszerű modellel azt igyekszik bemutatni, hogy mennyiben különböznek, és mennyiben hasonlítanak a magyar és az osztrák tőzsdéken jegyzett nagyvállalatok tőkeszerkezettel kapcsolatos döntései. A szerző arra a következtetésre jut, hogy mindkét ország tőzsdei nagyvállalatainak tőkeszerkezete magyarázható a szakirodalomban leírt – szokásosnak mondható – változókkal, viszonylag elfogadható, 30–34 százalékos magyarázó erő mellett. A magyar vállalatok esetében a jövedelmezőség, az osztrák cégek esetében leginkább a növekedési ráta befolyásolja az áttételt. Az eredmények azt mutatják, hogy a hierarchiaelméletet a vizsgált országokban valamivel jobban magyarázza a nagyvállalatok tőkestruktúráját, mint a választásos megközelítés. Összességében, úgy tűnik, a két országban valamelyest eltérő a tőzsdén jegyzett vállalatok finanszírozási magatartása, melynek oka további vizsgálatot igényel.

Journal of Economics Literature (JEL) kód: G32.

A vállalati finanszírozás egy igen fontos kérdése, hogy a vállalatok miként választják meg a tőkeszerkezetüket. Ebben az írásban arra teszünk kísérletet, hogy az elméleti háttér – amelyben a fő hangsúlyt a választásos megközelítés (*static tradeoff theory*) és a hierarchiaelmélet (*pecking order theory*) kapja – és az empirikus kutatások felvázolása után bemutassuk kutatásunkat, amelyben összehasonlítunk két eltérő tőkestruktúra-hipotézist. A cikk összefoglalással, valamint néhány új kutatási irány kijelölésével zárul.

Elméleti háttér

Az elméletek tárgyalását *Modigliani–Miller* [1958] irrelevanciátételével kezdjük. Ennek lényege, hogy amennyiben a *tőkepiac tökéletes*, vagyis ha – a legfontosabb feltételeket említve – nincsenek adók, piaci súrlódások, a szereplők racionálisan viselkednek, árelfogadó pozícióban vannak, és tökéletesen informáltak, akkor irreleváns a vállalatok tőkeszerkezete. Ha viszont van jövedelemadó, akkor minél magasabb tőkeáttétel kívánatos a kamat adóvédelmi értéke miatt. Az adóvédelem értéke megegyezik a fizetendő kamat és az adórata szorzatának értékével (több évre előre tervezésnél, amikor a jövőben kifeje-

tendő kamatról van szó, értelemszerűen a szorzat jelenértékével): ezt az összeget megtarthatja a vállalat, mivel a kamatot az adózás előtti eredményből kell megfizetni.

A további elméletek abból indulnak ki, hogy a tökéletes tőkepiac felsorolt jellemzői közül nem teljesül mindegyik (*Myers* [2001]), s azért jutnak más és más következtetésekre, mert eltérő relatív súlyt fektetnek ezek közül három tényezőre: a kamat adóvédelmi értékére, az információs aszimmetriára, valamint az ügynöki költségekre.

A választásos elméletben is fontos a kamat adóvédelmi értéke, ám figyelembe veszik azt is, hogy a magas tőkeáttétel miatt növekszik a csőd veszélye, és az ezzel járó marginális költségek egy bizonyos áttételi ráta fölött már meghaladják a kamat adóvédelmén képződő marginális megtakarításokat. Létezik tehát egy *optimális áttételi ráta*, méghozzá ott, ahol ezek egyensúlyba kerülnek (*Myers* [1984], *Brealey–Myers* [2005], *Weston–Copeland* [1995], *Ross–Westerfield–Jordan* [2004]).

Az úgynevezett hierarchiaelmélet a befektetők és a vállalatvezetők közötti információs aszimmetriára épít. Az elmélet szerint a vállalatok nem valamilyen tőkeáttételi arány fenntartására törekszenek, hanem kialakítanak egy bizonyos sorrendet, amely szerint a tőkeszükségletüket finanszírozzák (*Myers* [1984], *Myers–Majluf* [1984]). A cégek a beruházásaikat először a belülről generált pénzáramokból finanszírozzák, azután adósságból (hitelfelvétel, kötvénykibocsátás), majd hibrid papírokból (átváltozatható kötvények), és csak legvégül új részvények kibocsátásával. Ez annak köszönhető, hogy a különféle információk napvilágra kerülésével a legjobban a részvények kibocsátási ára ingadozik. Ráadásul a leendő befektetők várakozásaiba beépül az, hogy a vállalatvezetők a cég mindenkori tulajdonosainak az érdekeit tartják szem előtt, és akkor bocsátanak ki részvényt, amikor a piac túlértékeli a vállalatot. Éppen ezért a vállalatok igyekeznek elkerülni a részvénykibocsátást, mivel az ilyen várakozások miatt már a kibocsátás hírére is lemehetnek az árak, és végső soron elképzelhető, hogy áron alul kell adni a papírokat. Ezt csak abban az esetben engedhetik meg maguknak, ha a finanszírozni kívánt beruházás nettó jelenértéke magasabb, mint a kibocsátáskor elszenvedett veszteség. Az elmélet szerint tehát nincs optimális kölcsönvételi arány, hanem a forrásoknak egy sorrendje van, amelyet a vezetők követnek.

Empirikus kutatásunk során ezeket az elméleteket hasonlítottuk össze. Bár az általunk feldolgozott empirikus szakirodalom is főleg ezekről írt, számos más elmélet is született a finanszírozási magatartás magyarázatára. Ilyenek a kontraszelekció (*adverse selection*) és az erkölcsi kockázat (*moral hazard*) elméletei (*Akerlof–Maun* [1970], *Stiglitz–Weiss* [1981]), valamint az ügynöki költségeket (*agency costs*) hangsúlyozó megközelítés is (*Jensen* [1986]), továbbá a szabad pénzáram elmélete (*free cashflow theory*), amely szintén az ügynöki költségeket emeli ki (*Myers* [2001]). Mindezekkel azonban itt és most nem foglalkozunk – mint ahogy sok más azóta született elmélettel sem¹ –, jöllehet ugyanúgy fontos részei a tőkestruktúra elméletének, mint az általunk tárgyalt megközelítések.

¹ A különféle értékpapírok árának pótlólagos információra való érzékenységéből indul ki *Fulghieri–Lukin* [2001], s ebből egy matematikai levezetéssel jutnak egy optimális tőkestruktúra-kritériumhoz. Az elméletek szétválasztása helyett sokkal inkább egyfajta szintetizáló szemlélet jellemzi Jean Tirole toulouse-i professzor nemrég megjelent könyvét (*Tirole* [2006]).

Dél-afrikai köztársaságbeli szerzők tollából jelent meg egy tanulmány, mely a tőkeszerkezetet a *vállalati étetciklussal* hozza összefüggésbe, és ebből a szemszögből értékeli a „klasszikus” tőkestruktúra-elméleteket (*Frielinghaus–Mostert–Frier* [2005]).

Az empirikus kutatásokról

Milyen kutatásokkal próbálták meg alátámasztani a tőkestruktúra-hipotéziseket, illetve felderíteni a vállalatok tőkeszerkezetét befolyásoló tényezőket? Az idevágó szakirodalomban fellelhető vizsgálatok a kiindulási adatok szempontjából a szerint oszthatók három csoportra, hogy a felhasznált adatok mennyire szorosan, mennyire közvetlenül kapcsolódnak a vállalkozás finanszírozási magatartásához. A leginkább közvetlen módszer az, amikor a vállalatvezetőtől vagy a vállalat pénzügyi vezetőjétől kérdőív segítségével szereznek információt arról, hogy milyen finanszírozási eszközökhöz nyúl(na), s a válaszokat legalább ordinális skálán mérhető változókként kezelve építenek fel magyarázó modellt. A megkérdezéssel végzett vizsgálatok alkotják tehát az *első csoportot*.

A *második csoportba* azok a kutatások tartoznak, amelyek szerzői abban a még mindig igen szerencsés helyzetben voltak, hogy hozzáfértek olyan adatokhoz, amelyek alapján *közvetlenül számították a folyó deficitet*. A folyó deficit a vállalat nettó pénzáramának ellentettje: a kifizetésre kerülő osztalék, a tőkeköltség, a forgótőke-növekmény és az adott évben visszafizetendő hitelrészlet összege kisebbitve a működési pénzárammal.² Így a *Shyam-Sunder-Myers* [1999] által javasolt két egyenlettel vagy módosított formájukkal végezett vizsgálat lényege, hogy

- ha a választásos elmélet érvényes, akkor a külső források arányának adott periódusbeli változását az határozza meg, hogy a megcélzott hányadostól mennyire tért el az érték az előző periódusban. Tehát érvényes-e egyfajta visszatérítő mechanizmus. Ezzel szemben,

- ha a hierarchiaelmélet igaz, akkor a külső források arányának változását inkább a folyó deficit mértéke magyarázza.

A kutatások *harmadik változatában* a vállalatok beszámolóinak bizonyos adatai álltak csak rendelkezésre, éppen ezért olyan mutatókat kellett használni, amelyeken az elméletek nem közvetlenül ellenőrizhetők, ugyanakkor magyarázó változóként szolgálhatnak az áttételi ráta mint eredményváltozó értékeinek alakulásához – ezt a *pénzügyi adatokon alapuló közvetett vizsgálatnak* nevezzük. Ezekben az esetekben aszerint lehet az egyik vagy a másik hipotézist érvényesnek tekinteni, hogy milyen a kapcsolat iránya (vagyis a regressziós együttható előjele) az eredményváltozó és az adott magyarázó változó között. A módszer kétségtelen előnye, hogy a kiindulásául szolgáló adatokat könnyebb begyűjteni, hátránya viszont, hogy a változók előjele körüli érvelés nem mindig kézenfekvő, és olykor túl sok feltételezéssel kell élni, hogy egyáltalán le lehessen szűrni valamilyen következtetést is.

Bármelyiket választjuk is a fenti három lehetőség közül, szembe kell nézni azzal a problémával, hogy a legtöbb modell azt feltételezi, hogy a tőkeáttételt mint eredményváltozót általában a vállalat pénzügyi mutatói vagy a vezetők bizonyos szándékai – mint magyarázó változók – határozzák meg. A valóságban azonban a magyarázó változók sem lehetnek függetlenek a tőkeáttételtől: sem a cég pénzügyi mutatói, sem pedig a vezetők (aktuális) magatartása. Képzelnünk el például egy olyan vállalatot, amelynek kölcsöntőke/részvénytőke aránya 5. Nyilván ez már eleve arra utal, hogy a cégnél rosszul mennek a dolgok, és az adózott eredménye nem lesz kimagasló. Ezért a növekedési rátára is alacsony érték várható, és a további mutatószámokra is hatni fog a magas eladósodottság. Vagyis látható, hogy az áttételnek legalábbis az előző évi értéke – de nem nehéz elképzelni, hogy az adott évi is – befolyásolja azokat a változókat, amelyekkel magát az áttételt magyarázni szándékozunk.

² Vagyis amennyiben a folyó deficit *negatív*, úgy a vállalat az adott periódusban *készpénztöbbletet* generált.

Mindez óvatosságra kell intse a témával foglalkozókat. Egyrészt a modellek értelmezésekor tudomásul kell venni a fentieket, és nem szabad „fekete dobozként” tekinteni a becsült egyenlet(ek)re, amely(ek)be beírva a bemeneti paramétereket, a végén kis számolás után „kipottyán” a tőkeáttételi mutató valószínűsíthető értéke. Ezt szakmai, szemléletbeli körültekintésnek nevezném. Másrészt szükség van módszertani (statisztikai) alaposágra is, hiszen a változók említett kölcsönhatása torzított becslésekhez vezethet, ha a legkisebb négyzetek módszerére alapozunk, ezért a kiinduló feltételek vizsgálata is lényeges.

Ami az e témában végzett kutatásokat illeti, az eredmények távolról sem mondhatók egységesnek. Egy friss, az Egyesült Államok nagyvállalatai körében végzett, több mint 40 év adataival dolgozó kutatás is rámutat, hogy a vállalatok finanszírozási magatartására mind a választásos, mind a hierarchiaelmélet egyes állításai igazak, de egyik sem tekinthető kizárólagos igazságnak (*Kayhan–Titman* [2007]). Hasonló véleményen van *Bontempi–Giannini–Golinelli* [2005]: tanulmányukban olasz cégeken vizsgálták az úgynevezett módosított hierarchiaelméletet (*modified pecking order theory*), és legtöbbször csak azt emelik ki, hogy a cégek magatartása inkább a választásos elmélet által leírtra hasonlít, vagy inkább a hierarchiaelmélettel van összhangban.

Panno [2003] angol és olasz cégek nagy értékű (50 millió font feletti) részvény- és kötvénykibocsátásait elemezte 1992 és 1996 között, és eredményei szerint a választásos elmélet igaz inkább a valóságban, főképp az angol cégek esetében, amelyek határozott áttételi céllal rendelkeznek. *Gaud és szerzőtársai* [2005] 104 svájci tőzsdei vállalat 1991 és 2000 közötti adataiból végeztek közvetett vizsgálatot, amelyben rámutattak, hogy bár van megcélzott ráta, az ehhez való visszatérés lassú. *Arsiraphongphisit–Ariff* [2005] a piaci (tőzsdei) bejelentések hatását vizsgálták Ausztráliában 654 esetet feldolgozva, és eredményeik szintén inkább a választásos elméletet támogatják.

Shyam-Sunder–Myers [1999] 157 nagyvállalat adatait használta közvetlen modell felírásához, és azt tapasztalta, hogy a hierarchiaelmélet jobban magyaráz. Megkérdésezés vizsgálatot végzett *Graham–Harvey* [2001] az Egyesült Államokban, valamint *Mota–Nakamura* [2004] 94 brazil nagyvállalat körében. Mindkét kutatás a hierarchiaelméletet látszott igazolni, Graham és Harvey szerint az elmélet által leírt magatartás főképp a kis cégekre jellemző.

Brounen–de Jong–Koedijk [2006] is megkérdésezés vizsgálatot folytatott négy nyugat-európai országban: az Egyesült Királyságban, Franciaországban, Hollandiában és Németországban. A szerzők véleménye szerint, bár kimutatható a hierarchiaelmélet által leírt sorrend, azt nem az információs aszimmetria okozza. Fontos következtetésük még, hogy a finanszírozás nem országfüggő. Kifejezetten ezt a kérdést, a finanszírozás országonkénti eltérőségét, illetve hasonlóságát járta körül kutatásukban *Booth és szerzőtársai* [2001].

Benito [2003] kutatásában, amelyet a spanyol jegybank számára készített, több ezer angol, illetve spanyol vállalat adataival és hosszú időhorizonton (27, illetve 15 év) végzett elemzést, s e szerint is a hierarchiaelmélet magyaráz jobban.

Közvetett modellt használt *Chen–Lensink–Sterken* [1998] a holland, *Medeiros–Daher* [2004] a brazil, valamint *Tong–Green* [2005] a kínai cégek körében. Mindhárom modell a hierarchiaelméletet támasztja alá. *Murinde–Agung–Mullineux* [2004] hét európai ország vállalatainak aggregált adatait használva jutottak arra a következtetésre, hogy a hierarchiaelmélet a szóban forgó országokban helyes, továbbá azt is kimutatták, hogy nem történt jelentős közeledés az egyes országok cégeinek tőkeszerkezetében. A magyar (és portugál) piacon a *Balla–Mateus* [2004] által szerkesztett közvetett modell, amely 1995 és 1999 közötti adatokat használ, a hierarchiaelmélet érvényességét látszik igazolni.

Bizonyos írások – a másik oldalról közelítve a problémát – rámutatnak, hogy az empirikus eredmények a hierarchiaelméletet nem támasztják alá (*Frank–Goyal* [2003], *Helwege–*

Liang [1996]) vagy a Myers által eredetileg leírt sorrend helyett mást tapasztaltak (Sjögren-Zackrisson [2005]). A leírtak fényében világos, hogy nem helyes kizárólagosságban gondolkodni az elméleteket illetően. Frank-Goyal [2003] mutatott rá arra, hogy még ha önmagában nem is állja meg a helyét a hierarchiaelmélet, amennyiben egy választásos modellbe építjük a deficit változóját, akkor azt tapasztaljuk, hogy ez a változó szignifikáns, vagyis a finanszírozási többletnek vagy hiánynak van szerepe a tőkeszerkezet alakításában.

Kutatási módszer

A kutatásban alkalmazott eljárás a harmadik csoportba tartozó *pénzügyi adatokon alapuló közvetett vizsgálat*. Mivel a finanszírozási hiányról nem álltak rendelkezésre közvetlen információk, így az együttthatók előjele alapján lehetett következtetni arra, hogy melyik elmélet igaz inkább az adott vállalati körre. A következőkben röviden a magyarázó változók szerepéről és értékeléséről lesz szó. Az áttétel értékét az itt felírt modellben a jövedelmezőség, a vállalat mérete, növekedése, valamint az osztalékok magyarázzák.

A *jövedelmezőség* és az áttétel foka között a választásos elmélet alapján pozitív kapcsolatot valószínűsíthetünk Tong-Green [2005] érvelését követve: mivel a kevésbé jövedelmező vállalatok alacsonyabb megtérülést nyújtanak a részvényeseiknek, ezért ha e vállalatok növelnék az áttételt, az csak emelné a csőd kockázatát és a kölcsöntőke költségét, és így tovább zsugorodna a részvényeseknek kiosztható jövedelem. Emiatt a kevésbé jövedelmező cégek a külső finanszírozást jellemzően kerülik, és különösen tartózkodnak a kölcsönvételtől. A jelenség a kínálati oldalról is magyarázható, hiszen az alacsony jövedelmezőségű vállalatoknak a piac kevésbé hajlandó kölcsöntőkét nyújtani. A hierarchiaelméletből ellenben a jövedelmezőség és az áttétel közötti negatív kapcsolatra következtethetünk, mivel az elmélet szerint a vállalatok csak végső esetben bocsátanak ki részvényt. Éppen ezért egy kevésbé jövedelmező cég, ha jó beruházási lehetőséget talál, akkor először belülről generált pénzáramait – tegyük fel, hogy egy rossz jövedelmezőségű cég esetében ezek értéke csekély –, majd pedig a külső forrásokat, ezek közül először a kölcsöntőkét használja. Néhány kutatás éppen ezen érv alapján veti el a választásos elméletet a hierarchiaelmélettel szemben (Fama-French [2002], Myers [1984]). Mivel esetleg az azonos periódusbeli (évi) jövedelmezőséget és tőkeáttételt egy egyenletben szerepeltetve félrevezető, hamis eredményeket kapnánk (Allen [1993]), ezért a jövedelmezőség egy periódussal késleltetett változóját is szerepeltettük a regresszióban. Így ezt a tényezőt a ROA(2004) és a ROA(2003) változók jelenítik meg a modellben.

A *méret* hatását kétféleképp értelmezhetjük (Tong-Green [2005]). Egyfelől, a nagyvállalatok könnyebben hozzáférnek a tőkepiacokhoz, mivel az információs aszimmetria az ő esetükben kisebb (Benito [2003]). Ez tehát negatív korrelációt indokolna a vállalati méret és a finanszírozási áttétel foka között, vagyis minél nagyobb egy vállalat, annál kisebb a kölcsöntőke aránya – hiszen a cég további részvénykibocsátással képes forrást szerezni a tőkepiacról is, vagyis nincs szüksége banki hitelre.

A másik magyarázat szerint viszont a bankok, amikor a kihelyezett hitelvolument csökkenteniük kell, akkor először a kisebb cégek hitelállományát redukálják, pontosan az imént említett információs aszimmetria miatt. E szerint pozitív kapcsolat áll fenn az áttétel és a vállalati méret között, hiszen a nagyvállalatok könnyebben kapnak hitelt. A kérdést tehát úgyis feltehetnénk, hogy *valójában* a kis- vagy a nagyvállalatok esetében magasabb-e az információs aszimmetria mértéke. Itt azonban nem csak erről van szó. Az első érv ugyanis burkoltan azt állítja, hogy a vállalat lényegében akármikor kibocsáthat részvényt mint a kölcsöntőke alternatíváját, hiszen az alacsonyabb információs aszim-

metria miatt a piac szívesen fogadja a papírjait. Magyarország, pontosabban a magyar tőzsde esetében ez a mértékű kibocsátási hajlandóság aligha feltételezhető: viszonylag kevés új papír kerül tőzsdére, és a már tőzsdére vitt cégek sem igen bocsátanak ki további részvényeket. Ennek oka lehet a tulajdonosi szerkezet – állam vagy stratégiai befektető, külföldi anyavállalat – vagy a tőzsdei jelenléttel együtt járó transzparenciakövetelmények, de okozhatja a vállalati hitelekért folyó relatíve erős banki verseny is. Kérdéses tehát, hogy érdemes-e egyáltalán negatív kapcsolatra számítani. Egy további érvként a pozitív korreláció mellett felhozható, hogy a nagyvállalatok már csak a jó hírnevük megőrzése miatt is sokkal inkább igyekeznek a csődöt elkerülni, sőt, mind az államnak – akár részvényes egy ilyen nagyvállalatban, akár nem –, mind pedig a többi szereplőnek is érdeke, hogy egy nagy cég ne menjen tönkre, mivel az destabilizálhatná a gazdaságot (Colombo [2001]). Így tehát létrejöhet egy „túl nagy ahhoz, hogy elbukjon” (*too big to fall*) hatás, amely esetleg még a bankokat is érdekeltté teszi egy rosszul teljesítő nagyvállalat finanszírozásában – egy esetleges „majd úgysis segítenek” hozzáállás (*gamble for bailout*).³

A vállalati növekedés és az áttételi ráta kapcsolatát azért vizsgáltuk, mert az összes eszköz növekedése értelmezhető a vállalat beruházási lehetőségeinek proxyjaként (Baskin [1989]). A választásos elmélet szerint az áttétel és a növekedés között negatív kapcsolatnak kellene fennállnia, mivel a gyorsabb növekedés magasabb csődkockázatot is jelent. Így a pozitív előjel inkább a hierarchiaelméletet támogatja. Ekkor arról lehet szó, hogy a gyors vállalati növekedést nem tudják belülről generált pénzből finanszírozni, amiért a sorban következő forráshoz, a hitelhez folyamodnak, s ez növeli az áttételt.

Jóllehet a hierarchiaelmélet nem tartalmaz az *osztalékfizetésre* vonatkozó határozott megállapításokat, az elméletet ötvözni lehet a Lintner-féle osztalékmodellel (Baskin [1989]). E szerint a vállalatok hosszú távon az osztaléknak a profithoz viszonyított stabil arányát kívánják fenntartani, ám rövid távon igyekeznek „kisimítani” a fizetett osztalék abszolút nagyságát: kerülnek a nagy ugrásokat, főképp a csökkenéseket. Emiatt a múltbeli magas osztalékokon általában nem fognak változtatni, tehát a jövedelmező beruházási lehetőségek nagyobb hányadát kell majd külső forrásból finanszírozni, mint ha az osztalék szerényebb mértékű volna. A hierarchiaelmélet szerint a magasabb múltbeli osztalékot fizető cégeknek kisebb lesz a pénzügyi többletük, ezért magasabb a kölcsöntőke aránya, hiszen több külső forrásra van szükségük. Ezért a pozitív kapcsolat a múltbeli osztalék és az aktuális kölcsöntőke aránya között a hierarchiaelméletet igazolja. A választásos elméletből ellenben az vezethető le, hogy az osztalékfizetés magas (vagyis a profitvisszatartás alacsony), ha a kölcsöntőke aránya alacsony, vagyis az áttétel és az osztalék között negatív vagy egyáltalán semmilyen kapcsolat nincs.

Az illesztett regressziós modell a következő volt tehát:

$$LEV(t)_j = b_0 + b_1ROA(t)_j + b_2ROA(t-1)_j + b_3SIZE(t-1)_j + b_4GR(t)_j + b_5DIV(t-1)_j + e_j,$$

ahol $LEV(t)_j$ = a j -edik vállalat t -edik évi áttételi mutatója,

$ROA(t)_j$ és $ROA(t-1)_j$ = a j -edik vállalat jövedelmezősége – eszközarányos nyeresége – a t -edik, illetve az azt megelőző évben,

$SIZE(t-1)_j$ = a vállalat mérete a megelőző év végén,

$GR(t)_j$ = a növekedési ráta a t -edik év során,

$DIV(t-1)_j$ = a megelőző évben kifizetett osztalék – ezt az osztrák minta esetében az adott időszakbeli nettó pénzáram – $CF(t)$ – helyettesíti, amely talán még szerencsésebb a hierarchiaelmélet vizsgálatához.

³ Egyébként nem kell kimondottan jó emlékezőtehetség ahhoz, hogy felidézzük a Postabank esetét 1998-ból, amikor is ráadásul pénzügyet jutott ilyen helyzetbe.

A regresszió lefuttatása után azokat a paramétereket, amelyek nem bizonyultak szignifikánsnak 5 százalékos szignifikanciaszinten, elhagytuk, majd a megmaradtakkal mint magyarázó változókkal becsültük meg újra az egyenletet.⁴

Adatok a magyar és az osztrák nagyvállalati elemzéshez

A számításokhoz a Budapesti Értéktőzsdén, valamint a bécsi tőzsdén (*Wiener Börse*) – a prémium (*prime market*), valamint a normál kereskedési (*standard market auction*) kategóriában – jegyzett cégek adatait használtuk, továbbá néhány magyar nagyvállalat beszámolóit a honlapjukról letöltöttük, vagy maguk a cégek bocsátották más úton a rendelkezésünkre. A pénzügyi vállalkozásokat, továbbá az olyan vállalatokat, melyek adatai nem voltak teljes körűek, kihagytuk a vizsgálatból. Kimaradtak továbbá azok a cégek is, amelyek áttételi rátája értelmezhetetlen – negatív – volt, mivel az adófizetésen kívüli kötelezettségeik mértéke nem érte el a céltartalékaik összegét sem. Egy hasonló regressziós modellt illesztettünk a magyar, illetve az osztrák piac legnagyobb, jellemzően tőzsdén jegyzett vállalataira.

Bár a két minta kicsi, ezért legalábbis részben kárpótolhat az, hogy mivel a tőzsdére vitel minden bizonnyal nagyobb pénzügyi fegyelmet kíván meg – és hasonlóan igaz azokra a magyar mintában lévő cégekre, amelyek papírjaival ugyan nem kereskednek a tőzsdén, de az élmezőnyhöz tartoznak, mivel ezek jó része külföldi anyacég leányvállalata –, ezért a megbízhatóságuk jó. A másik érv, amely a nagyvállalatok kiválasztása mellett szólhat az az, hogy ezek a tőzsdei cégek egyben az ország gazdaságának meghatározói is.

Ha egy vállalat nem az ország hivatalos pénznemében készítette a beszámolóját, akkor a mérlegforduló-napi devizaárfolyammal korrigáltuk az adatot mindkét ország esetében.

A méret és (csak az osztrák cégek esetében) a nettó pénzáram változója több okból is logaritmizálva szerepel a modellben. Egyrészt, mivel az adatbázisban lévő cégek legtöbb statisztikája jobb oldali aszimmetriát mutatott, ezért a nagy különbségek tompítására ez az átalakítás ésszerűnek látszott. Másrészt pedig, főképp az osztrák adatbázisban erős multikollinearitás jelentkezett bizonyos változók – elsősorban a méret és a pénzáram – között, és a logaritmizálás mint varianciastabilizáló transzformáció ezt a problémát kiküszöbölte, s így a regresszió becslésére a legkisebb négyzetek módszerét lehetett alkalmazni mindkét mintán. A magyar nagyvállalati minta statisztikáit az *1. táblázat* tartalmazza.

Az összes alapadat jobb oldali aszimmetriát mutat, ami ebben az esetben⁵ azt jelenti, hogy az alacsonyabb változóértékkel jellemezhető adatok jobban sűrűsödnek. A relatív szórás minden adatnál igen nagy, vagyis még a nagyvállalatok mintája sem homogén ebből a szempontból: mint arról már szó esett, ez is indokolja egyébként, hogy az egyetlen olyan modellbeli változó, amely nem viszonzyszám (*SIZE*), logaritmizálva szerepeljen a regressziós modellben. Figyelemre méltó továbbá, hogy a hosszú lejáratú kötelezettségek minimuma nulla, vagyis létezik olyan vállalat az adatbázisban, amely egyáltalán nem rendelkezett hosszú lejáratú kötelezettséggel.

Az osztrák alapadatok leíró statisztikáit a *2. táblázat* közli.

Ismét ki kell emelnünk minden statisztika esetében az adatok jobb oldali aszimmetriáját.

⁴ A számításokat Excelben, illetve a Gretl statisztikai programmal végeztük.

⁵ Mint azt az irodalom is leírja, a statisztikai terminológia ebben a kérdésben nem egységes, tudniillik hogy mikor beszélünk jobb és mikor bal oldali aszimmetriáról (*Rappai* [2001] 59. o.). Excelben mindenesetre a pozitív ferdeségi érték a fenti módon definiált jobb oldali aszimmetriára utal.

1. táblázat
A magyar nagyvállalati minta leíró statisztikái

Adat	Jegyzett tőke (2003)	Összes eszköz (2004)	Rövid lejáratú kötelezettségek (2004)	Hosszú lejáratú kötelezettségek (2004)	Üzemi eredmény (2004)	Adófizetési kötelezettség (2004)	Fizetett osztalék (2003)
Számtani átlag*	16 522,86	120 663,50	27 586,89	26 450,09	9 231,50	1 577,43	3 898,89
Medián*	3 347,15	19 822,51	3 984,59	35,00	119,41	10,24	0
Minimum*	59,86	504,14	1,72	0	-51 040,00	0	0
Maximum*	193 733,00	1 634 880,00	512 327,00	475 314,00	249 591,00	47 817,00	72 645,00
Relatív szórás (százalék)	211,79	248,44	296,46	340,04	437,65	456,58	329,77
Csúcsosság	15,64	16,52	29,76	16,60	29,88	41,06	20,82
Ferdeség	3,72	3,93	5,25	4,04	5,09	6,31	4,43

* Az adatok millió forintban.

Forrás: BÉT, saját adatgyűjtés.

2. táblázat

Az osztrák tőzsdei minta leíró statisztikái

Adat	Jegyzett tőke (2003)	Összes eszköz (2004)	Rövid lejáratú kötelezettségek (2004)	Hosszú lejáratú kötelezettségek (2004)	Üzemi eredmény (2004)	Adófizetési kötelezettség (2004)	Nettó pénzáram (2003)
Számtani átlag*	85,43	1 675,53	571,21	430,19	99,50	18,11	129,31
Medián*	18,57	375,74	90,11	57,20	20,51	3,20	19,88
Minimum*	0,11	3,15	0,54	0,05	-17,36	-20,30	-29,77
Maximum*	1 090,50	13 236,10	12 794,20	3 856,21	974,97	203,44	1 219,88
Relatív szórás (százalék)	200,80	174,64	335,79	196,33	185,20	202,51	198,85
Csúcsosság	27,61	7,27	39,76	8,70	11,61	14,77	8,56
Ferdeség	4,83	2,66	6,16	2,89	3,13	3,44	2,86

* Az adatok millió euróban.

Forrás: bécsi tőzsde.

Az eredmények összehasonlító értékelését segíti a leíró statisztikák alapján készült 3. táblázat, amelyben a két minta átlag-, valamint mediánárteke jellemzi a vállalatok növekedését és tőkeszerkezetét. Szerepel továbbá a táblázatban a két mérlegforduló-napi hivatalos euróárfolyam is, amely az első két táblázat összevetését könnyíti meg.

3. táblázat
Adatok a két piac összehasonlításához
(százalék)

Megnevezés	Magyar minta	Osztrák minta
Vállalati növekedés (átlag)	4,98	14,80
Vállalati növekedés (medián)	4,50	31,00
Üzemi eredmény növekedése (átlag)	39,69	44,15
Üzemi eredmény növekedése (medián)	-53,65	26,68
Átlagos áttétel	44,78	59,77
Közepes áttétel	20,28	39,21
Hosszú lejáratú kötelezettségek aránya* (átlag)	48,95	42,96
Hosszú lejáratú kötelezettségek aránya* (medián)	0,87	38,83
Euróárfolyam 2003. december 31-én		262,23
Euróárfolyam 2004. december 31-én		245,93

* Az összes kötelezettségen belül.

Forrás: MNB, saját számítások.

Ami mindenképpen leszűrhető, hogy a magyar nagyvállalatok lassabban növekedtek, mint az osztrákok, ráadásul ha a közel 5 százalékot összevetjük az inflációval, akkor látható, hogy reálértelemben aligha volt jelentős gyarapodás. A realizált profit a magyar piacon csökkent, még akkor is, ha a Mol jó éve felfelé húzza az átlagot: a robusztusabb mediánból számított viszonzyszám árulkodó. Az is megfigyelhető, hogy az osztrák minta vállalatainak magasabb a tőkeáttételi mutatója, és ezen belül is sokkal jellemzőbbek a hosszú lejáratú adósságok, mint a magyar cégek esetében – ahol egyébként hatalmas a különbség a medián és az átlag között: a vállalatok felének elenyésző a hosszú lejáratú adóssága az összes kötelezettségen belül. Már ezek a statisztikák is valamelyest előre vetítik, hogy a magyar és az osztrák nagyvállalatok tőkeszerkezete eltér. Ennek okát regressziós vizsgálattal próbáltuk kimutatni.

Eredmények és értékelésük

A becslült modellek tulajdonságait leíró eredményeket a 4. táblázat mutatja.

Látható, hogy mindkét országban pozitív kapcsolat van a vállalat mérete és az áttétel között. Bár az együttható maga alacsony, felhívjuk a figyelmet arra, hogy a méret egy logaritmizált változó, vagyis egy kisebb változás is nagy méretbeli különbséget sejtethet. Az leszűrhető tehát, hogy mind az osztrák, mind a magyar tőzsdén jegyzett vállalatok áttételi aránya nagyobb a nagyobb méretű vállalatok esetében. Ez jelentheti azt, hogy ezeknek a cégeknek folyamatosan magasabb összeget kell beruházniuk, mint amennyit belülről biztosítani tudnak, ám előfordulhat az is, hogy méretüknél fogva jobb feltételekkel kapnak hitelt, mint a feltörekvő cégek, amelyek márkanéve vagy múltja még nem teszi ezt számukra lehetővé.

A White-próba eredményei mutatják, hogy mindkét modell homoszkedasztikusnak tekinthető minden ésszerű szignifikanciaszinten. A becslült modellekben a multikollinearitás

4. táblázat
Becsült regressziók a két piacon

Megnevezés	Magyar minta	Osztrák minta
Tengelymetszet	-0,3526	-0,2649
ROA(2003)	*	*
ROA(2004)	-1,4883	*
SIZE(2003)	0,0420	0,0554
GR(2004)	*	-0,3032
DIV(2003)	*	*
<i>F</i> -próba szignifikanciája	0,0001	0,0002
Korrigált determinációs együttható (százalék)	33,65	29,79
Mintaelemszám	45	45
White-próba szignifikanciája (százalék)	54	83

* Nem szignifikáns (5 százalékos szignifikanciaszinten).

Forrás: saját számítások.

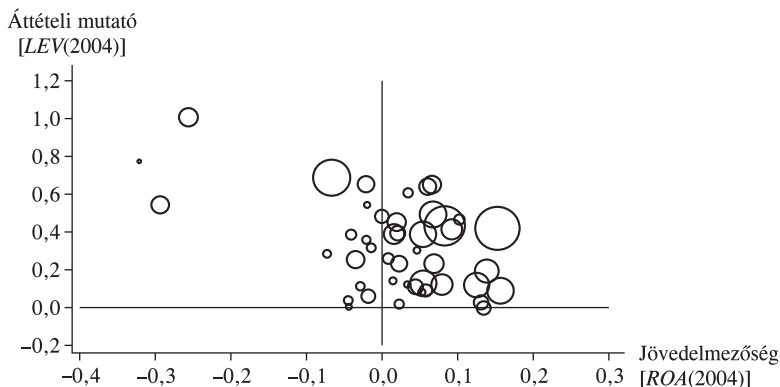
sem volt továbbá számottevő: erről a variancianövekedési tényezők (*variance inflation factors, VIF*) ellenőrzésével lehetett megbizonyosodni, amelyet a Gretl statisztikai program lehetővé is tesz.

Egy fontos különbség a két országban becsült modellek között, hogy míg a magyar cégek esetében az áttételi ráta fontos magyarázó változójának bizonyult az eszközarányos megtérülés, az osztrák vállalatok körében egyáltalán nem szignifikáns: ha a ROA-ban kifejezett jövedelmezőséggel mint egyetlen változóval írunk fel regressziót (nem nulla tengelymetszettel), a determinációs együttható a magyar vállalatoknál akkor is 23 százalék fölötti, míg az osztrák tőzsdei mintán csupán egy százalék körüli.

Hogy mi lehet ennek az oka, az mindenesetre kérdéses. Nem valószínű, hogy a minta kis mérete vinné félre az elemzést. Ugyanakkor feltehető a kérdés, hogy e téren mennyire meghatározó az országok gazdasági fejlettsége. Mindenesetre annyi bizonyosnak látszik ebből, hogy a két ország nagyvállalatainak finanszírozási szerkezete nem írható le pontosan ugyanazokkal a változókkal.

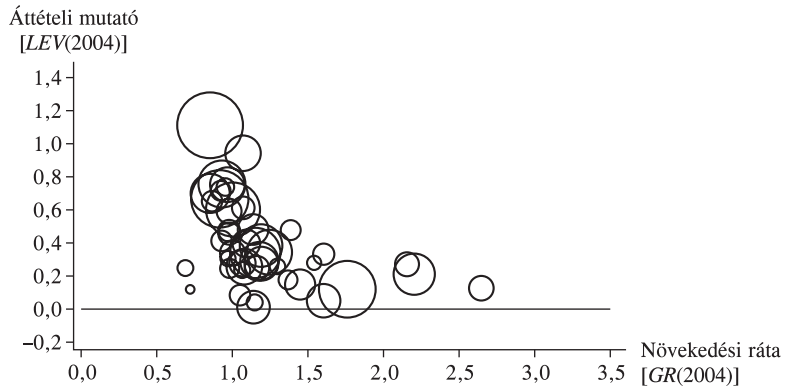
1. ábra

A jövedelmezőség, a vállalati méret és a finanszírozási áttétel kapcsolata a magyar cégek mintájában



2. ábra

A növekedési ráta, a vállalati méret és a finanszírozási áttétel kapcsolata az osztrák nagyvállalatok esetében



Továbbá az ismertetett érvelések alapján azt is le lehet szűrni, hogy a magyar vállalatok finanszírozási magatartását lehet a hierarchiaelmélettel magyarázni, míg az osztrák cégek esetében (legalábbis a két elmélet közül) nem lehet ilyen egyértelmű kijelentésre jutni – pontosabban még ilyenre sem.

Az 1. és 2. ábra szemlélteti a nagyvállalatok áttételi mutatóit, méretét, valamint a magyar piac esetében a jövedelmezőség-, illetve az osztrákéban a növekedésadatokat, és az ezek közötti kapcsolatot. Az egyes körök középpontja az első két változó által kijelölt helyen van, és a kör területe utal a vállalat méretére. Az ábrákon látható körök *területe* az adott vállalat 2003. évi mérlegfőösszegének négyzetgyökével arányos – vagyis itt nem alkalmaztunk logaritmizálást, mivel az igen „erős” transzformáció, és túlzottan tompította volna a méretbeli különbségeket.

Összegzés és további kutatási irányok

Mindkét vizsgált elmélet jól kidolgozott gondolati rendszer, amely a vállalatok tőkeszerkezettel kapcsolatos döntéseit leírja. Az empirikus kutatások sem az alkalmazott módszerek, sem pedig az eredmények tekintetében nem egységesek. Következtetésként azt lehet levonni, hogy a magyar tőzsdei vállalatok igen alacsony átlagos kölcsöntőkearányval rendelkeznek például egyes EU-tagokéhoz képest (vö. *Sinkovics* [2004]). Az eredmények alapján az látszik valószínűbbnek, hogy a hierarchiaelméletben megfogalmazott magatartás áll a magyar tőzsdén jegyzett cégek finanszírozási döntései mögött. Az osztrák tőzsdei nagyvállalatok kölcsöntőkearánya jelentősen meghaladja – még 2004-ben is – a magyar cégekre jellemzőt. Úgy tűnik, nincsen kapcsolat a bécsi tőzsdén jegyzett cégek jövedelmezősége és tőkeáttétele között, s ezért azt sem lehet mondani, hogy hasonló modell szerint alakulna a kölcsöntőkearányuk, mint a BÉT-en szereplő vállalatokénak.

A további kutatási lehetőségeket tekintve, a vizsgálódásokat több irányban is ki lehetne terjeszteni. Érdemes lenne *több évre* visszamenően vizsgálni ugyanezen cégek adatait, vagy a keresztmetszeti adatbázisban szereplő *cégek számát növelni* annak érdekében, hogy a becslések megbízhatósága tovább növekedjen. A kutatás egy másik lehetséges iránya lehet további tényezők keresése, ilyen lehet például a *tőkepiacok fejlettsége* (*Booth és szerzőtársai* [2001]). Össze lehetne kapcsolni továbbá a tanulmányt olyan kutatások-

kal, amelyek azt vizsgálják, hogy a vállalatok egyes *bejelentéseire miképpen változik értékpapírjaik tőzsdei árfolyama* – ilyen vizsgálatot végzett *Arsiraphongphisit–Ariff* [2005].

Végezetül, hogy egy lépéssel még közelebb jussunk a „tőkestruktúra rejtélyének”⁶ megoldásához, meg lehetne kísérteni a két eddig külön-külön vizsgált elmélet elemeit beépíteni *egy közös modellbe*, gondolati rendszerbe (*Myers* [1984], *Fama–French* [2005]). Ugyanakkor kérdés, hogy ezzel nem olyan modellt nyernénk-e, amelynek csak statisztikai értelemben nagy a magyarázó ereje: vagyis olyat, amelyet nehéz egy összefüggő elméletben a szereplők „egyszerű” választásaira visszavezetni. Vagy pedig, *baj-e egyáltalán*, ha aztán mégis ilyet kapunk? Egyáltalán – amint arra már a bevezetőben is utaltam –, követelmény-e egy tőkestruktúra-moddellel szemben, hogy egyszerű és könnyen érthető legyen?

Hivatkozások

- ALLEN, D. E. [1993]: The Pecking Order Hypothesis: Australian Evidence. *Applied Financial Economics*, 3. 101–112. o.
- AKERLOF, G. A.–MAUN, M. [1970]: The Market for ‘Lemons’: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84. 488–500. o.
- ARSIRAPHONGPHISIT, O.–ARIEFF, M. [2005]: Optimal Capital Structure and Firm Value – Australian Evidence: 1991–2003. A European Financial Management Association éves konferenciáján (Milánó) előadott tanulmány, http://www.efmaefm.org/efma2005/papers/17-arsiraphongphisit_paper.pdf.
- BALLA ANDREA–MATEUS, C. [2004]: Empirikus vizsgálat a tőkestruktúra-döntésekről. *Vezetéstudomány*, 35. évf. 2. sz. 24–29. o.
- BASKIN, J. B. [1989]: An Empirical Investigation of the Pecking Order Hypothesis. *Financial Management*, 18, 26–35. o.
- BENITO, A. [2003]: The Capital Structure Decisions of Firms: Is there a Pecking Order? *Documento de Trabajo*, no. 0310. Banco de España, Madrid.
- BONTEMPI, M. E.–GIANNINI, S.–GOLINELLI, R. [2005]: The Trade-off and the Pecking-Order Empirical Effects of Corporate Taxation on Financial Choices: A Unified Approach. First Italian Congress of Econometrics and Empirical Economics of the CIDE. Velence. *Jelenleg a Journal of Financial Economics*hoz közlésre benyújtva. http://www.dse.unibo.it/golinelli/research/BoGiGo_submitted.pdf.
- BOOTH, L.–AIVAZIAN, V.–DEMIRGUC-KUNT, A.–MAKSIMOVIC, V. [2001]: Capital Structures in Developing Countries. *Journal of Finance*, Vol. 56. No. 1. 87–130. o.
- BREALEY, R. A.–MYERS, S. C. [2005]: *Modern vállalati pénzügyek*. Panem–McGraw-Hill, Budapest.
- BROUNEN, D.–DE JONG, A.–KOEDIJK, K. [2006]: Capital Structure Policies in Europe: Survey Evidence. *Journal of Banking & Finance*, 30. 1409–1442. o.
- CHEN, LINDA H.–LENSINK, R.–STERKEN, E. [1998]: The Determinants of Capital Structure. Evidence from Dutch Panel Data. A European Economic Association 1998-ban, Berlinben tartott éves kongresszusán előadott tanulmány.
- COLOMBO, E. [2001]: Determinants of corporate Capital Structure: Evidence from Hungarian Firms. *Applied Economics*, 33. 1689–1701. o.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [2002]: Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt. *The Review of Financial Studies*, Vol. 15. No. 1. 1–33. o.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [2005]: Financing Decisions: Who Issues Stock? *Journal of Financial Economics*, 76. 549–582. o.
- FRANK, M. Z.–GOYAL, V. K. [2003]: Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure. *Journal of Financial Economics*, 67. 217–248. o.

⁶ Stewart Myers 1984-es cikkének címe magyar fordításban, lásd az irodalomjegyzéket.

- FRIELINGHAUS, A.–MOSTERT, B.–FRIER, C. [2005]: Capital Structure and the Firm's Life Stage. *South African Journal of Business Management*, 36. 9–18. o.
- FULGHIERI, P.–LUKIN, D. [2001]: Information Production, Dilution Costs, and Optimal Security Design. *Journal of Financial Economics*, 61. 3–42. o.
- GAUD, P.–ELION, J.–HOESLI, M.–BENDER, A. [2005]: The Capital Structure of Swiss Companies: an Empirical Analysis Using Dynamic Panel Data. *European Financial Management*, 11. 51–69. o.
- GRAHAM, J. R.–HARVEY, C. R. [2001]: The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field. *Journal of Financial Economics*, 60. 187–243. o.
- HELWEGE, J.–LIANG, NELLIE [1996]: Is there a Pecking Order? Evidence from a panel of IPO firms. *Journal of Financial Economics*, 40. 429–458. o.
- JENSEN, M. C. [1986]: Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. *American Economic Review*, 76. 323–329. o.
- KAYHAN, A.–TITMAN, S. [2007]: Firms' Histories and their Capital Structures. *Journal of Financial Economics*, 83. 1–32. o.
- MEDEIROS, O. DE–DAHER, C. [2004]: Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure in Brazilian Firms. A 4th USP Congress of Management Control and Accounting kongresszuson (São Paulo) előadott portugál tanulmány angol változata. <http://econpapers.repec.org/paper/wpawuw/pfi/0412019.htm>
- MODIGLIANI, F.–MILLER, M. H. [1988]: A tőke költsége, vállalati pénzügyek és a beruházás elmélete. Fordította Száz János. Megjelent: *Modigliani, F.: Pénz, megtakarítás, stabilizáció. Válogatott tanulmányok. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.* 231–271. o.
- MOTA, A. DA SILVA–NAKAMURA, W. T. [2004]: Brazilian Firms' Capital Structure Decisions: An Empirical Survey, a „New Directions in Technology Management: Changing Collaboration Between Government, Industry and University” konferencián, Washington DC. <http://www.iamot.org/conference/viewabstract.php?id=637&cf=4>.
- MURINDE, V.–AGUNG, J.–MULLINEUX, A. [2004]: Patterns of Corporate Financing and Financial System Convergence in Europe. *Review of International Economics*, 12. 693–705. o.
- MYERS, S. C. [1984]: The Capital Structure Puzzle. *Journal of Finance*, 34. 575–592. o.
- MYERS, S. C. [2001]: Capital Structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15. 81–102. o.
- MYERS, S. C.–MAJLUF, N. S. [1984]: Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13. 187–221. o.
- PANNO, A. [2003]: An Empirical Investigation on the Determinants of Capital Structure: the UK and Italian experience. *Applied Financial Economics*, 13. 97–112. o.
- RAPPAI GÁBOR [2001]: *Üzleti statisztika Excellel.* KSH, Budapest.
- ROSS, S. A.–WESTERFIELD, R. W.–JORDAN, B. D. [2004]: *Essentials of Corporate Finance.* McGraw-Hill, New York.
- SHYAM-SUNDER, L.–MYERS, S. C. [1999]: Testing Static Trade-Off against Pecking Order Models of Capital Structure. *Journal of Financial Economics*, 51. 219–244. o.
- SINKOVICS ALFRÉD [2004]: A vállalkozások tőkeszerkezetének átalakulása Magyarországon 1995–2002 – empiria és hipotézisek. *Vezetéstudomány*, 35/12. 41–49. o.
- SJÖGREN, H.–ZACKRISSON, M. [2005]: The Search for Competent Capital: Financing of High Technology Small Firms in Sweden and USA. *Venture Capital*, 7. 75–97. o.
- STIGLITZ, J. E.–WEISS, A. [1981]: Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, 71. 393–410. o.
- TIROLE, J. [2006]: *The Theory of Corporate Finance.* Princeton University Press, Princeton.
- TONG, G.–GREEN, C. J. [2005]: Pecking Order or Trade-off Hypothesis? Evidence on the Capital Structure of Chinese Companies. *Applied Economics*, 37. 2179–2189. o.
- WESTON, J. F.–COPELAND, T. E. [1995]: *Managerial Finance.* Cassel, London.