

MAJOR IVÁN

Miért (nem) sikeresek a magyar középvállalatok?

A kis- és középvállalatok az 1990 után egymást követő kormányok gazdaságpolitikai programjainak kedvelt szereplői, ám többségükben a gazdasági átalakulás vesztesei voltak. A tanulmány azt vizsgálja, mi lehet a magyarázata annak, hogy sem az 1990-es évek elején, sem a magyar gazdaság 1997-ben megindult és 2001-ig fennmaradt tartós növekedésének időszakában nem kezdődött meg a hazai tulajdonú vállalkozások tömeges fellendülése, sikeres integrációjuk a külföldi tulajdonú vállalatok által uralt gazdasági növekedési folyamatokba. A szerző a kérdésre a kis- és középvállalatok mérlegadataiból felépített adatbázis elemzésével keresi a választ. Bemutatja, hogy a kis- és középvállalatok csoportja jelentősen elmarad mind a termelési tényezők hatékony kihasználása által lehetővé tehető maximális termelés, mind pedig az általuk elérhető maximális nyereség szintjétől.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: L25.

Elméleti keretek

A magyar kis- és közepes méretű vállalkozások keletkezésének és működésének sajátos jellemzőit az elmúlt években többen vizsgálták.¹ Az elemzések a vállalatok genezisének körülményeitől a működésüket befolyásoló kormányzati döntésekig, a vállalkozói törekvésekig és a gazdasági teljesítmények fő mutatóinak bemutatásáig igen sok szempontra kiterjedtek. Jelen tanulmány nem a vállalkozói attitűdöknek a gazdasági teljesítményekre gyakorolt hatásaival, hanem maguknak a teljesítményeknek az elemzésével, illetve azzal foglalkozik, hogy milyen lényeges sajátosságok fedezhetők fel a hazai középvállalatok

* A tanulmány az OTKA T-034253. pályázat támogatásával készült és az eredeti kézirat lényegesen átdolgozott változata. Köszönöm Fülöp Péternek, Halpern Lászlónak, Kőrösi Gábornak, Laki Mihálynak, Róna-Tas Ákosnak és a lektornak a kéziratához fűzött kritikus és segítő észrevételeit, valamint az ökonometriai modellezéshez nyújtott önzetlen támogatásukat. A fennmaradó esetleges tévedések és hibák természetesen nem nekik, csakis a szerzőnek tulajdoníthatók.

A címben megfogalmazott kérdést Tardos Márton tette fel önmaga és néhányunk számára másfél évvel ezelőtt. Tardos hipotézise szerint – azt kissé leegyszerűsítve – a választ a hazai vállalkozók gazdasági attitűdjében kell keresnünk, nevezetesen abban, hogy a magyar vállalkozók vagyongazdálkodását, beruházási és fogyasztási döntéseit nem a Max Weber-i protestáns etika elvei, hanem más késztetések, illetve kényszer vezérlik. A magyar vállalkozók attitűd- és életútvizsgálata jelentős előzményekre támaszkodhat. (Lásd például Kő [2001], Laki [1998], [2002] Lengyel [2002]).

¹ Lásd például. Czákó-Kuczsi-Lengyel-Vajda [1994], Earle-Frydman-Rapaczynski-Turkewitz [1994], A kis- és középvállalkozások ... [2001], Kőhegyi [2001], Kuczsi-Lengyel [2001], Laki [1998], [2001], Róna-Tas [1997].

gazdasági döntéseiben és teljesítményeiben. Az elemzés középpontjában az a kérdés áll, hogy milyen összefüggések mutathatók ki a vállalatok gazdasági hatékonysága és jövedelmezősége között.

„Mitől jó a vállalatok gazdasági teljesítménye?” – olvasható a kérdés a *Nickell–Nicolitsas–Dryden* [1997] cikk címében. A tanulmány szerzői a vállalatok gazdasági teljesítményét azok teljesítéyző-termelékenységével (*total factor productivity* – *TFP*), illetve a termelékenység változásával – amelyet a vállalati innováció mértékének tekintenek – mérték. *Nickell* [1996] alapján – ahol a szerző határtermelési függvények becslésével² bizonyította, hogy az angol vállalatok tényezőtermelékenysége, illetve a termelékenység növekedése és piaci versenyhelyzete között szignifikáns kapcsolat fedezhető fel – a szerzőhármás három tényező hatását vizsgálta a vállalati teljesítményekre. Ezek: 1. a vállalatok termékpiacon versenyhelyzete, 2. a vállalatokra nehezedő pénzpiaci nyomás és 3. a vállalat tulajdonosai között domináns tulajdonos jelenléte. A szerzőhármás e tényezők és a vállalatok termelékenységének megváltozása között pozitív kapcsolatot mutatott ki.

A vállalatok termelékenysége és piaci versenyhelyzete közötti összefüggéseket Kelet-Közép-Európára először *Brada–King–Ma* [1997], majd *Konings–Repkin* [1998], valamint Magyarországra *Halpern–Kőrösi* [2001a] vizsgálta határtermelési függvények segítségével. Ez utóbbi tanulmány azonban megfordította a korábbi elemzések logikáját: a szerzők a vállalatok hatékonysági (teljesítéyző-termelékenységi) szintje, illetve annak változása segítségével magyarázták piaci részesedésük változását. Érvelésük szerint a többiekénél hatékonyabb vállalatok hatékonyságelőnyüket képesek piaci pozícióik megerősítésére váltani.³

Az imént említett írásoknak kimondva vagy kimondatlanul egyik alapfeltevése, hogy a vállalatok gazdasági teljesítményeit, sikerességüket vagy kudarcukat nem tükrözi megfelelően profittermelő képességük, azaz jövedelmezőségük (lásd például *Nickell* [1996] 725. o. és *Nickell–Nicolitsas–Dryden* [1997] 783. o.). *Nickell* – Adam Smith-re hivatkozva – hangsúlyozza, hogy a nemzetek gazdagságát a vállalatok termelékenység-növekedése, nem pedig jövedelmezősége vagy annak javulása eredményezi. *Halpern–Kőrösi* [2001a] a vállalatok (technikai) hatékonysága és piaci részesedése közötti összefüggéseket vizsgálva árnyaltabban fogalmaz: „A [vállalatok] hatékonysága és jövedelmezősége vagy beruházási aktivitása közötti összefüggés szimultán is lehet, és csupán empirikus vizsgálat deríthet fényt ezeknek az összefüggéseknek a természetére.” (561–562. o.)

Az a kérdés, hogy *mi a vállalati profit*, milyen tényezők határozzák meg a profit nagyságát és annak változását, az elméleti és empirikus vizsgálatok több évtizedes „örökzöld” kérdése (*Knight* [1921/1985]). A jelen írás csupán egy szempontból kíván hozzájárulni az iménti kérdések elemzéséhez: a vállalati hatékonyság és jövedelmezőség közötti összefüggéseket elemzi a magyar közepes méretű vállalatok esetében a határtermelési függvény becsléséből nyert paraméterek segítségével. Az ökonometriában használatos határtermelési függvény gazdasági mondanivalója igen egyszerű; az következik a neoklasszikus mikroökonómia termelésifüggvény-definíciójából. Mivel a termelési függvény a vállalatok tényezőráfordításaihoz a *maximálisan* elérhető kibocsátást rendeli hozzá, az empirikus adatokból történő termelésifüggvény-becslés akkor konzisztens az elmélettel, ha nem átlag-, hanem határtermelési függvény becslésére kerül sor. Az egyes vállalatok kibocsátásának eltérése a becsült maximális kibocsátási szinttől – amennyiben az eltérést megtisztítjuk a véletlen hibatagtól – egyfajta „hatékonysághiánynak” tekinthető.

² A határtermelési függvények becslésének ökonometriai alapjait *Aigner–Lovell–Schmidt* [1977] foglalta össze és fejlesztette tovább.

³ A hatékonyság, illetve annak javulása és a vállalatok piaci részesedése közötti szimultán összefüggésre – tehát arra a lehetőségre, hogy a hatékonyabb vállalatok növelhetik piaci részarányukat, és általánosan csökkenthetik a rájuk nehezedő és éppen korábbi hatékonyságjavulásukat kikényszerítő piaci nyomást – *Nickell* [1996] is felhívta a figyelmet (725. o.).

Ebben a tanulmányban nem foglalkozom azzal a kérdéssel, hogy a határtermelési függvény segítségével meghatározható „hatékonysághiányt” mennyiben a vállalatok tényleges gazdasági teljesítményei – költséggazdálkodásuk, a vállalatirányítás hatásfoka, a cégek „piacmegdolgozási” erőfeszítéseinek minősége és intenzitása –, illetve mennyiben a vállalatokon kívül álló tényezők befolyásol(hat)ják. Elfogadva a határtermelési függvényből levezethető hatékonysági tényező létét, azt vizsgálom, hogy a vállalatok hatékonysághiánya mennyiben magyarázza jövedelmezőségi hiányukat. Ezen túlmenően elemzem, hogy milyen más tényezők magyarázzák a hazai közepes méretű vállalatok tényleges jövedelmezőségének elmaradását a lehetséges profitmaximumuktól az 1990-es évtizedben.

Jövedelmezőségi hiányon (profithiányon) a vállalatoknak a maximálisan elérhető profitjuktól való eltérést értem. Mivel az itt elemzési keretként elfogadott neoklasszikus termelismélet szerint a vállalatok alapvető viselkedési szabálya a profitmaximalizálás, a profithiány gazdasági tartalma lényegében ugyanazokon az elméleti alapokon nyugszik, mint a határtermelési függvény féloldalas hibatagjáé. A profithiány meghatározásához tehát felhasználom a vállalatoknak a határtermelési függvényből becsült „hatékony” kibocsátási szintjét. A profithiánnyal így azt mérem, hogy amennyiben a vállalatok a hatékony kibocsátási szintjükön termeltek volna, milyen mértékben maradtak volna el ebben az esetben nyereségeik a profitmaximumot eredményező szinttől. A határtermelési függvény és a profithiány imént leírt összekapcsolása lehetőséget nyújt arra, hogy pontosabban mérjük: a vállalatok tényleges profitjának a maximálisan elérhető szinttől való eltérést milyen irányban és mértékben befolyásolta hatékonysághiányuk, illetve más, a vállalati jövedelmezőségre ható tényezők.

Az elemzés sajátossága, hogy az kizárólag kis- és közepes méretű magyarországi vállalatokra vonatkozik. Ezt a vizsgálatot elvégezhetjük volna bármely más vállalatcsoportra is, csak akkor jóval bonyolultabb összefüggésekkel dolgozhattunk volna, mert nem maradhattunk volna meg kényelmes feltevéseinknél a vállalatok árelfogadó magatartásáról. Kutatásunk⁴ eredeti kérdésfeltevése úgy hangzott, hogy – amint számos empirikus vizsgálat mutatta – miért nem sikeresek általában a magyar magántulajdonban lévő közepes vállalatok. A vállalatok tulajdonosainak céljai, a külső gazdasági környezet, hibás gazdaságpolitikai döntések vagy más külső adottságok, illetve belső vállalati tényezők akadályozzák-e a magyar közép vállalatokat abban, hogy egyre nagyobb számban nagygyá nőjenek és versenyképesé váljanak a belföldi és a nemzetközi piacokon? A kutatást a vállalatok mérlegadatainak ökonometriai elemzésével és vállalati kérdőívek feldolgozásával végezzük. Ebben az írásban a kiterjedt vizsgálatoknak csupán egy kis szeletével foglalkozom. Hangsúlyozom, hogy a most ismertetésre kerülő vizsgálat csak a vállalati mérlegekben rendelkezésre álló információkat használja. A későbbiekben végzünk olyan elemzéseket is, amelyek az egyes vállalatok menedzsereivel készített interjúkon alapulnak.⁵

A vállalati minta és az adatok

Közép vállalat – az Európai Unióban szokásos besorolásnak megfelelően – az 50 és 250 fő közötti létszámmal működő és legfeljebb évi 4 milliárd forint árbevételt elérő cégeket értjük. A két kritérium együttes alkalmazása azért indokolt, mert – miként több vállalatvizsgálat szerzői rámutattak – különösen az átalakuló országokban nem ritka az egy-két

⁴ Kutatócsoportunk tagjai: Kőhegyi Kálmán, Laki Mihály, Róna-Tas Ákos, Tardos Márton, Tóth István János és Voszka Éva. A kutatás 2001 és 2004 között zajlik.

⁵ A kérdőíves vizsgálatot döntő részben Tóth István János végezte.

alkalmazottal rendelkező, de több tízmilliárd forint eszközzel és hasonló volumenű árbevétellel működő vállalkozás. Az így definiált közepes méretű vállalatok száma Magyarországon 1992-ben 3742, 2000-ben pedig már közel nyolcezer volt.⁶ Ugyanebben az időszakban azonban a közepes vagy annál kisebb, illetve nagyobb méretű – a kettős könyvvitelt vezető vállalatok körébe tartozó – vállalatok együttes száma közel 58 ezerről több mint 137 ezerre növekedett. Így a középvállalatok aránya a hazai vállalati szektoron belül sem az időszak elején, sem annak végére, de a közbenső években sem érte el az összes vállalat számának tíz százalékát.

A középvállalatok között természetesen nem csak magyar tulajdonban lévőket találhatunk. 1992-ben a magyar tulajdonú cégek száma 3372-t tett ki, míg külföldi tulajdonban 370 közepes méretű vállalat volt. A hazai tulajdonban lévő vállalatok közel felének – 1529 cégnek – a magyar állam volt a tulajdonosa. 2000-ben a magyar gazdaságban már 6031 hazai tulajdonú és 1879 külföldi tulajdonban lévő középvállalat működött. A hazai tulajdonban lévő közepes méretű cégek közül azonban mindössze 105 maradt állami tulajdonban. A külföldi tulajdonú cégek száma tehát az 1992. évi 10 százalék alatti részarányról 2000-ig 23,9 százalékra nőtt. Ám a középvállalatok csoportjában továbbra is a hazai tulajdonú cégek voltak meghatározó többségben.

Az elemzéshez a középvállalatok mérlegadataiból létrehozott adatbázisnak az 1992 és 2000 közötti adatait használtam. A középvállalatok, illetve az összes kettős könyvvitelű vállalat számának alakulásáról és néhány fontos gazdasági mutatójának változásáról nyújt vázlatos képet az 1. táblázat. A vállalatok átlagos munkatermelékenységét az egy foglalkoztatottra jutó hozzáadott értékkel, átlagos jövedelmezőségét pedig az összes eszközre jutó adózás előtti nyereséggel mértem. A termelékenységi mutatóban használt hozzáadottérték-adatok reálértéken szerepelnek, amelyek kiszámításához a GDP-deflátort alkalmaztam. A likviditási mutató = [a vállalatok forgóeszközei – (termelt + vásárolt készletek)]/rövid lejáratú kötelezettségek.

A két vállalatcsoport átlagmutatói súlyozott átlagok, ahol súlyokként a mutatók nevezőjében szereplő adatok szolgáltak. A vállalati átlagadatok alatti sorokban található súlyozott szórások, illetve súlyozott relatív szórások súlyait faktoranalízis segítségével számítottam. Erre azért volt szükség, mert önmagában egyetlen vállalatimérleg-mutató nem jellemzi megfelelően a vállalat méretét. (Például több milliárd forint jegyzett tőkéjű vállalat foglalkoztatottainak száma lehet igen kicsi.) A súlyok meghatározásához használt főfaktorok a nettó árbevétel, a foglalkoztatottak száma és a vállalatok jegyzett tőkéje voltak.⁷ A középvállalati adatbázisból hiányoznak az 1993-ra vonatkozó adatok, ezért azokat az összes vállalat esetében sem szerepeltettem.

Ha először a Magyarországon működő összes vállalatra vonatkozó adatokat tekintjük, azt látjuk, hogy ezek átlagos jövedelmezősége a transzformációs visszaesés (*Kornai* [1993]) lezárultával, 1994-től pozitívvá vált, és enyhén emelkedő trendet mutatott. A vállalatok munkatermelékenysége egyéves késleltetéssel követte a jövedelmezőség javulását. A termelékenységjavulást pedig hároméves késleltetéssel követte a vállalatok átlagos likviditási mutatójának alakulása.

A középvállalatok jövedelmezőségi mutatója egészen 1999 végéig súlyos veszteségeket mutatott. Az időszakon belül 1996-ban csökkent némileg az átlagos veszteség mutatójának értéke, majd utána a vállalatcsoport jövedelmezőségi helyzete újra romlott. For-

⁶ A tanulmányban használt hazai középvállalati alapadatbázist – vállalati mérlegadatok alapján – Kőhegyi Kálmán hozta létre kutatásunk keretében.

⁷ A főfaktorok által meghatározott mátrix legnagyobb sajátértékéhez tartozó sajátvektor 1-re normált alakját használtam a főfaktorok összesúlyozására, majd minden egyes vállalat így kapott kompozitértékét osztottam a teljes mintára vonatkozó kompozitértékkel.

1. táblázat

A kettős könyvvitelű vállalatok, illetve a közepes méretű vállalatok száma és néhány gazdasági teljesítménymutatója 1992, 1994–2000

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|---|--------|--------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>Középvállalatok</i> | | | | | | | | |
| Középvállalatok száma | 3 742 | 4 676 | 4 898 | 5 506 | 6 160 | 6 880 | 7 294 | 7 930 |
| Munkatermelékenység (hozzáadott érték/fő) (ezer forint)* | 446 | 787 | 999 | 1 264 | 1 906 | 2 141 | 2 537 | 2 214 |
| Súlyozott relatív szórás | 74,2 | 73,4 | 147,3 | 391,4 | 136,4 | 150,3 | 145,2 | 101,8 |
| Eszközarányos bruttó nyereség (százalék)** | -30,3 | -16,0 | -18,7 | -8,8 | -12,5 | -16,7 | -9,0 | 4,4 |
| Súlyozott szórás | 40,3 | 62,04 | 297,72 | 246,86 | 0,72 | 333,23 | 68,08 | 143,98 |
| Likviditás (százalék)*** | 210,0 | 121,0 | 110,6 | 80,9 | 110,3 | 480,9 | 330,9 | 150,8 |
| Súlyozott szórás | 21,5 | 370,0 | 535,6 | 196,8 | 233,8 | 2351,5 | 1833,3 | 620,2 |
| <i>Összes vállalat</i> | | | | | | | | |
| Összes kettős könyv- vitelű vállalat száma | 57 865 | 79 793 | 90 224 | 104 017 | 117 373 | 130 835 | 138 086 | 137 330 |
| Munkatermelékenység (hozzáadott érték/fő), (ezer forint)* | 1 434 | 982 | 998 | 1 698 | 2 197 | 2 719 | 3 302 | 2 918 |
| Súlyozott relatív szórás | 268,5 | 287,1 | 322,7 | 289,5 | 342,5 | 149,9 | 408,7 | 100,1 |
| Eszközarányos bruttó nyereség (százalék)** | -2,6 | 0,6 | 0,9 | 2,0 | 3,8 | 3,3 | 3,9 | 3,8 |
| Súlyozott szórás | 15,7 | 19,9 | 28,2 | 5,3 | 20,0 | 10,6 | 17,8 | 7,4 |
| Likviditás (százalék)*** | 134,4 | 95,8 | 133,6 | 97,9 | 90,2 | 98,7 | 100,1 | 103,3 |
| Súlyozott szórás | 58,2 | 117,3 | 136,9 | 97,7 | 53,6 | 57,9 | 78,3 | 104,4 |

* Változatlan áras adatok, ágazati árindeksekkel deflálva.

** Eszközarányos nyereség (*Return on Assets - ROA*) = adózás előtti eredmény/összes eszköz.

*** Likviditás = (forgószközök - készletek)/rövid lejáratú kötelezettségek.

dulatot a 2000. év hozott, amikor a középvállalatok átlagos jövedelmezőségi mutatója az összes vállalat súlyozott átlaga fölé került. Ezt a váratlan fordulatot részben a középvállalati csoport szerkezetében bekövetkezett jelentős eltolódás,⁸ részben pedig a hazai tulajdonú vállalkozások jól körülhatárolható csoportjának a kormányzat által történt erőteljes támogatása idézte elő. Az időszak egészét tekintve azonban kijelenthető, hogy a középvállalatok az 1990-es évtizedben alapvetően más jövedelmezőségi pályán haladtak, mint a Magyarországon működő nagyvállalatok. A középvállalatok többsége súlyos veszteségeket halmozott fel – vagy legalábbis mutatott ki –, miközben a nagyvállalatok között egyre több nyereségesen gazdálkodót találhattunk.

Hasonló képet láthatunk a közepes méretű vállalatok és az összes vállalat munkatermelékenységének összehasonlításakor is. Az utóbbi csoport átlagos termelékenységi mutatója a középvállalatokét általában legalább 50 százalékkal – egyes években annál nagyobb mértékben is – meghaladta. Ez alól csupán az 1995. év volt kivétel, amikor a középvállalati átlag és az összes vállalat átlaga gyakorlatilag megegyezett egymással.

A középvállalatok csupán likviditásuk szempontjából mutatkoztak jobbnak az összes

⁸ A középvállalatok életútjával, keletkezésének és megszűnésének tényezőivel egy másik vizsgálat keretében foglalkozunk majd, amelyet kutatócsoportunkban Róna-Tas Ákos irányít.

vállalatnál. Ez az előny azonban csak egy-két kilógó (*outlier*) cég miatt alakult ki. Ha a likviditás szempontjából az öt-tíz legjobb közép vállalat adataitól eltekintünk, akkor a legtöbb évben a két vállalatcsoport átlaga gyakorlatilag megegyezik egymással. Ezzel együtt figyelemre méltó, hogy a közép vállalatok rövid távú fizetőképessége nem maradt el a nagyvállalatokétól. A jelenség magyarázata az lehet, hogy a közepes vállalatokat a pénzpiacok és vevőik kevésbé is engedik eladósodni, mint nagyvállalati társaikat.

Összegezve az eddigieket: a közepes méretű hazai cégek a nagyvállalatokénál lényegesen rosszabb jövedelmezőséggel és termelékenységgel működtek az 1990-es évtizedben. A következőkben azt elemzem, milyen tényezők befolyásolhatták leginkább a közepes vállalatok jövedelmezőségének elmaradását a nagyvállalatokétól.

Hatékonysághiány, jövedelmezőségihiány – elmélet és modell

A következőkben a kis- és közép vállalatokról feltesszük, hogy mind az árupiacokon, mind a termelési tényezők piacain árelfogadók. Ezek erős feltevéseknek tűnnek, de talán nem tekinthetők irreálisnak, hiszen a legtöbb kis- és közép vállalat olyan piacon működik, ahol vagy vannak náluk jóval nagyobbak is – tehát ez a vállalatcsoport alkotja a „versenyző szegélyt” –, vagy a piac közelít a versenypiachoz.

A kis- és közepes vállalatok között is lehetséges – és célszerű – megkülönböztetni különféle csoportokat. Így feltehetően jelentős különbségek adódnak ezeknek a vállalatoknak mind a hatékonyságában, mind a jövedelmezőségében ágazati hovatartozásuk vagy tulajdonosi szerkezetük szerint. Most az ágazati jellegzetességekkel nem foglalkozom, viszont az összes kis- és közép vállalat mellett külön-külön is vizsgálom a belföldi és a külföldi tulajdonú vállalatokat.⁹

A vállalatok hatékonyságának határtermelési függvényekkel történő vizsgálata – túl a vállalatelmélet technológiai transzformációra vonatkozó alapfeltevésén, a kibocsátási szintet maximalizáló ráfordításszintek kiválasztásának feltételezésén – gyakorta arra a hipotézisre épül, hogy a kibocsátásmaximalizáló ráfordítások megválasztása magában foglalja a költségminimalizálási törekvést is. A „legjobb gyakorlatot” folytató (*best practice*) – tehát a termelési halmaz határán tevékenykedő – cég egyúttal gazdaságilag is hatékonyan működik (lásd például *Halpern-Kőrösi* [2001a] 561. o.). Ha ezt a feltevést elfogadjuk, akkor a vállalatok gazdasági hatékonyságát, pontosabban hatékonysághiányát – ami a „legjobb cég” által kijelölt határtól való eltérés – a határtermelési függvény féloldalas hibatabagjából határozhatjuk meg, akár egy-egy vállalatra, akár a vállalatok nagyobb csoportjainak átlagára.¹⁰ Ezt az utat követve *maximum likelihood* módszerrel (ML) becsültem a közép vállalatokra vonatkozóan az (1) statikus határtermelési függvény paramétereit és annak segítségével a közép vállalatok átlagos hatékonysághiányát az 1992–2000 közötti időszakra:

$$\log Y = a_1 + a_2 \log L + a_3 \log K + v - u, \quad (1)$$

⁹ A belföldi és a külföldi vállalatokat a tulajdonosoknak a jegyzett tőkén belüli részesedési aránya alapján különítettük el úgy, hogy a meghatározó tulajdonos szerint soroltuk be azokat.

¹⁰ Nem problémamentes annak elfogadása, hogy a termelési halmaz határától való elmaradás mértéke a vállalat gazdasági hatékonyságát mérő mutató. *Aigner-Lowell-Schmidt* [1977] több olyan álláspontot ismeret, amelyek szerint a határtermelési függvény féloldalas hibatabagja méri ugyan a vállalat *technikai* hatékonyságát és más, a vállalati működés számára exogén tényezők hatását, de nem feltétlenül mutatja a vállalat *gazdasági* hatékonyságát (25. o.). A technikai és a gazdasági hatékonyság csak profitmaximalizáló és tökéletes versenyző vállalatok esetén esik egybe, amikor az egyes vállalatok számára nincs, vagy nem érzékelhető a piaci korlát. Ebben az írásban azonban nem vállalkozom a határtermelési függvények elméleti problémáinak részletes tárgyalására.

ahol Y a vállalat hozzáadott értéke reálértéken, tehát a folyó áras adat és a GDP-deflátor hányadosa, L a foglalkoztatottak száma, K a vállalat összes eszköze reálértéken, tehát a folyó áras adat a beruházási árindexszel deflálva, v a normális eloszlású standard hibátag ($v \sim N(0, \sigma_v)$), míg u féldoldalasan normál eloszlású hibátag ($u \sim N(E(u), \sigma_u^2)$), a_1 és a_2 a becsült paraméterek. A becsléseket külön-külön elvégeztem az összes vállalatra, majd külön a belföldi és külön a külföldi vállalatokra. Miként a következő pontban, a becslés eredményeinek ismertetésekor látni fogjuk, a közepes vállalatok – legyenek azok belföldiek vagy külföldiek – az 1992 és 2000 közötti időszak egészében *csökkenő* volumenhozadékkal működtek. Ennek pedig igen jelentős következményei voltak jövedelmezőségükre.

Ha a vállalat skáláhozadéka csökkenő, és a cég az általa kínált áruk, valamint a termelési tényezők piacán is árelfogadó, akkor profitja csökken, amennyiben bővíti kapacitáisait, hiszen tényezőkiadásai gyorsabban emelkednek bevételénél.¹¹ Ugyanakkor a vállalatnak létezik profitmaximuma, amely megszabja a termelési tényezők azon szintjét – és ezzel a vállalat kibocsátását –, amelyek éppen ezt a maximális profitot eredményezik. Mint közismert, ha a termelési függvény $Y = A \cdot L^a \cdot K^b$, $a + b < 1$, $a, b > 0$, ahol Y a kibocsátás, L a munka- és K a tőkeáfordítás, és p^* , w_L^* , w_K^* pedig a vállalat által gyártott termék *adott* ára, illetve a *rögzített* tényezőárak, akkor a vállalat profitja maximális, ha

$$L = \frac{ap^*Y}{w_L^*} \quad \text{és} \quad K = \frac{bp^*Y}{w_K^*}, \quad (2)$$

azaz

$$L = (w_L^*)^{\frac{1}{a-1}} \cdot (a \cdot p^*)^{-\frac{1}{a-1}} \cdot K^{-\frac{b}{a-1}}, \quad (3)$$

ha a K -t tekintjük adottnak, és

$$K = (w_K^*)^{\frac{1}{b-1}} \cdot (b \cdot p^*)^{-\frac{1}{b-1}} \cdot L^{-\frac{a}{b-1}}, \quad (4)$$

ha az L -t tekintjük adottnak.

Ha a vállalat nem a profitmaximumban termel, akkor rögzített skáláhozadék és rugalmatlan technológia – tehát a munka és a tőke adott aránya – mellett meghatározhatjuk a tényezők bővítésének azt a mértékét, amellyel a cég éppen a profitmaximumba jut. Hiszen a profit:

$$\pi(tL, tK) = p^* \cdot t^{a+b}Y - t(w_L^*L + w_K^*K), \quad t > 0, \quad (5)$$

amiből

$$t^* = c(L, K)^{\frac{1}{a+b-1}} \cdot [p(a+b)Y]^{\frac{1}{a+b-1}}, \quad (6)$$

ahol t a ráfordítások növelésének mértéke és $c(L, K)$ a profitfüggvényben szereplő költségfüggvény. t értékét a (6) összefüggésből a profitfüggvénybe (5-be) visszahelyettesítve kapjuk, hogy:

$$\pi(L, K, t)_{\max} = \left[\frac{(a+b)^{\frac{-(a+b)}{a+b-1}} \cdot c(L, K)}{p^*Y} - 1 \right] \cdot c(L, K). \quad (7)$$

A helyzet kissé bonyolultabb, ha nem tesszük fel, hogy a vállalat technológiája rugalmatlan, hanem abból indulunk ki, hogy az egyik tényező mennyiségének változása a

¹¹ Ezt az összefüggést Köllő [2001] használta fel annak megmutatására, hogy az állami tulajdonban maradt magyar vállalatok nem a termelés hatékony szintjén érték el profitmaximumukat.

másik tényező változásától függ, például: $L = L(K)$. Azaz, a termelés szűk keresztmetszete (kontrollváltozója) az eszközállomány, amelyhez a munkafelhasználás alkalmazkodik. Ekkor a profitmaximum elsődleges feltétele:

$$\frac{d\pi(L(K), K)}{dK} = p \cdot \left(a[L(K)]^{a-1} \cdot \frac{dL(K)}{dK} \cdot K^b + b[L(K)]^a K^{b-1} \right) - w_L \frac{dL(K)}{dK} - w_K = 0. \quad (8)$$

Mivel Cobb–Douglas-típusú termelési függvény esetén $\frac{dL(K)}{dK} = -\frac{bL}{aK}$, ezt az összefüggést a (8)-ba visszahelyettesítve, a profitmaximum létezésének elsődleges feltétele – kiemelések és átrendezés után – a (9)-re egyszerűsödik:

$$\frac{L(K)}{K} = \frac{aw_K}{bw_L}, \text{ vagy } L(K) = \frac{aw_K}{bw_L} \cdot K. \quad (9)$$

Adott tényezőárak – és Cobb–Douglas termelési függvény – esetén tehát a vállalat profitja akkor lehet maximális, ha a (rövid távon) adott lekötött tőke mennyiségéhez a fenti szabály szerint igazítja hozzá a termelésben felhasznált munka mennyiségét. Esetünkben azonban az előbbinél még egyszerűbb utat is járhatunk annak megállapításához, hogy a közepes vállalatok ténylegesen elért nyeresége milyen távol került az elméletileg elérhető profitmaximumuktól. Ezt követően pedig megvizsgálhatjuk, hogy milyen tényezők befolyásolták leginkább – és milyen irányban – a profiteltérést. A határtermelési függvények becsléséből kapott eredményeket felhasználhatjuk annak vizsgálatára, hogy milyen távol lettek volna a vállalatok a lehetséges profitmaximumuktól, ha kibocsátásuk a termelési halmazuk határán lett volna. Tehát mekkora lett volna a vállalatoknak a *hatékonysághiányukon kívüli* okokból kialakult jövedelmezőségihiánya?¹² Ezt most két okból tehetjük meg viszonylag egyszerűen: 1. miként korábban feltettük, a közepes méretű vállalatok árelfogadók; 2. az imént láttuk, hogy a közepes vállalatok – és azok mindkét alcsoportja, a hazai és a külföldi tulajdonú vállalatok is – végig csökkenő volumenhozadékkal működtek az 1992 és 2000 közötti időszakban. Az iménti két feltevésből – és a profitmaximumot biztosító kibocsátáshoz tartozó feltételes tényezőkeresletekből – adódik, hogy a vállalatok maximális profitja:

$$\hat{\pi}(\hat{Y}) = p\hat{Y} - w_L L - w_K K = p\hat{Y} - pa_2\hat{Y} - pa_3\hat{Y}, \quad (10)$$

ahol $\hat{\pi}(\hat{Y})$ a vállalat elméleti profitmaximuma, \hat{Y} az egyes vállalatoknak a határtermelési függvény becsléséből számított kibocsátási szintje, a_2 és a_3 pedig a határtermelési függvény becsléséből nyert, a munkafelhasználásra és a tőkeáfordításra vonatkozó paraméterek. Ekkor a vállalatok maximális profitszintjéhez tartozó profithányad, tehát a nettó árbevételre vagy a hozzáadott értékre vetített bruttó profit egyszerűen $(1 - a_2 - a_3)$.

Az elméleti profitmaximum és a vállalatok által ténylegesen elért nyereség ismeretében meghatározhattuk, hogy a középvállalatok átlagosan milyen mértékben maradtak el az elméletileg elérhető maximális profitszintjüktől az 1992 és 2000 közötti időszak egyes éveiben. A profithiány mérésekor az elméleti és a tényleges profit különbségét viszonyítottam az elméleti profithoz:

$$\frac{\hat{\Pi} - GPROF}{\hat{\Pi}} = \frac{DPROF}{\hat{\Pi}},$$

¹² Halpern–Kőrösi [2001b] a vállalati jövedelmek és a költségek különbségének – az úgynevezett Solow-reziduumnak – az elemzéséből következtet a vállalatok gazdasági járadékának és így piaci erejének mértékére.

ahol:

$\hat{\Pi}$ = a vállalatok elméleti profitmaximumának összege,

$GPROF$ = a vállalatok összes tényleges bruttó nyeresége,

$DPROF$ = az összes elméleti és az összes tényleges profit különbsége.

A mutató tehát a profithiány súlyozott átlaga, ahol súlyként a vállalatok elméleti profitjának az összes elméleti profithoz viszonyított aránya szerepel.

Miként az imént már említettem, nem kézenfekvő a magyarázat arra, hogy milyen tényezők idézték elő a nagymértékű eltérést a vállalatok maximálisan elérhető és tényleges profitja között. A magyarázó tényezők felkutatásához először definiálnunk kellett a profiteltérést, tehát azt, hogy a tényleges profitszinteket milyen lehetséges profitszinthez viszonyítjuk. Ezt a profiteltérést a határtermelési függvények *maximum likelihood* becsléséből nyert paraméterekkel számított – tehát maximálisan elérhető – vállalati profit és az egyes vállalatok tényleges adózás előtti eredménye különbségeként határoztam meg. A profiteltérés magyarázó tényezőinek vizsgálatához a (11) lineáris függvényt használtam:

$$DPROF = c_1 + c_2 \cdot \exp(\hat{u}) + c_3 OWN + c_4 REG + c_5 MARSH + c_6 EXPSH + c_7 SHDEBT + (11) \\ + c_8 LDEBT + c_9 PHYS + c_{10} MON + c_{11} MAT + c_{13} L + \varepsilon,$$

ahol

$DPROF$ = profithiány,

\hat{u} = a vállalatok hatékonysághiányának a fenti termelési függvényből becsült értéke,

$OWN_1 - OWN_5$ = tulajdonváltozók (1 vagy 0 értéket vehetnek fel):

OWN_1 = állami vállalat,

OWN_2 = belföldi magántulajdonú vállalat,

OWN_3 = belföldi társasági tulajdonban lévő vállalat,

OWN_4 = külföldi tulajdonban lévő cég,

OWN_5 = egyéb tulajdonú vállalat,

$REG_1 - REG_6$ = régióváltozók (1 vagy 0 értéket vehetnek fel):

REG_1 = budapesti régió,

REG_2 = Közép-Dunántúl: Fejér, Komárom-Esztergom, Pest, Veszprém megye,

REG_3 = Észak-Dunántúl: Győr-Moson-Sopron megye,

REG_4 = Dél-Dunántúl: Baranya, Heves, Somogy, Tolna, Vas, Zala megye,

REG_5 = észak-keleti régió: Borsod-Abaúj-Zemplén, Hajdú-Bihar, Nógrád, Szabolcs-Szatmár-Bereg, Jász-Nagykun-Szolnok megye,

REG_6 = dél-keleti régió: Bács-Kiskun, Békés, Csongrád megye,

$EXPSH$ = a vállalat exporthányada (export/nettó árbevétel),

$MARSH$ = a vállalat piaci részesedése (nettó árbevétel/az ágazat összes nettó árbevétele).

$SHDEBT$ = rövid távú kötelezettségek,

$LDEBT$ = hosszú távú kötelezettségek,

$PHYS$ = tárgyi eszközök,

MON = pénzeszközök,

MAT = anyagráfordítások,

L = foglalkoztatottak száma,

$c_1 - c_{13}$ = a függvény becsült paraméterei.

Az első paraméterbecslést egyszerű OLS-becsléssel végeztem. A becslés során elhagytam azokat a változókat, amelyek figyelmen kívül hagyása javította a becslés pontosságát. Mivel feltételezhettük, hogy két magyarázó változó – a rövid távú kötelezettségek ($SHDEBT$) és a pénzeszközök (MON) – esetében és a profithiány között szimultán kap-

csolat lehet, az említett változók endogenitását a Hausman–Wu-teszt segítségével vizsgáltam, majd a profithiány magyarázó változóira instrumentális változókkal LIML-becslési módszerrel (*Limited Information Maximum Likelihood*) újabb becslést végeztem.

A határtermelési függvények, a hatékonysághiány és a profithiány – empirikus eredmények

Első lépésként tehát becsltem a közepes vállalatok határtermelési függvényeit, először a vállalatok összességére, majd külön-külön a belföldi és a külföldi vállalatok csoportjára. A becslült paramétereket és a becslési statisztikát a *Függelék F1.–F3. táblázatai* tartalmazták. A közepes vállalatok összessége és egyes csoportjai átlagos eltérését a termelési halmaz határától – tehát a vállalatcsoportok átlagos hatékonysághiányát – a 2. táblázat adatai mutatják.¹³

2. táblázat

A hazai közepes méretű vállalatok átlagos hatékonysághiány mutatói 1992 és 2000 között (százalék)

| Év | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|---------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Összes vállalat | 21,7 | 17,9 | 19,3 | 19,4 | 18,4 | 18,8 | 21,1 | 20,1 |
| Hazai vállalatok | 21,5 | 17,5 | 19,8 | 20,2 | 19,5 | 20,7 | 22,2 | 20,3 |
| Külföldi vállalatok | 17,7 | 14,1 | 14,3 | 13,4 | 12,5 | 13,1 | 16,6 | 15,7 |

A 2. táblázatból megfigyelhető, hogy a középvállalatok hatékonysághiánya 1992 és 1996 között kissé csökkent, de nem tapasztalhattunk határozott negatív lejtésű trendet. Az átlagos hatékonysághiány az 1997–1998-as kismértékű mérséklődés után 1999-től újra növekedni kezdett.

Igen érdekes különbségek figyelhetők meg a belföldi és a külföldi tulajdonú vállalatok hatékonysághiány-mutatói között. Először is a belföldi vállalatok átlagosan jobban elmaradtak a legjobb belföldi cégektől, mint ahogyan a külföldiek esetében történt. A két vállalatcsoportban eltérő volt a hatékonysághiány mozgása is. Míg a belföldi cégek hatékonysághiánya az időszak egészében – talán 1994 kivételével – kevéssé változott, a külföldi cégeké először (1997–1998-ig) látványosan javult, majd jelentősen növekedni kezdett. Ez az eredmény lényegesen eltér a nagyobb vállalatok esetében tapasztalhatótól. Ott a külföldi tulajdonú cégek összességükben az ezredfordulóhoz közeledve egyértelműen hatékonyabbá váltak.

A határtermelési függvények becslésének egyik igen fontos eredménye, hogy a kis- és

¹³ Halpern–Kőrösi [2001b] az összes kettős könyvvitelű vállalatból képzett minta alapján hasonló – bár dinamikus – becslési eljárással (a becslő függvényben szerepeltetve a hozzáadott érték egy évvel késleltetett értékét is) a következő eredményeket kapta:

A hazai kettős könyvvitelű vállalatok átlagos hatékonysághiány mutatói 1990 és 1997 között (százalék)

| Év | 1990–1991 | 1991–1992 | 1992–1993 | 1993–1994 | 1994–1995 | 1995–1996 | 1996–1997 |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Hatékonysághiány | 15,05 | 16,44 | 15,86 | 13,92 | 12,54 | 13,57 | 14,15 |

középvállalatok összessége és külön-külön a belföldi és a külföldi tulajdonú cégek az időszak egészében *csökkenő skálahozadékkal* működtek (*Függelék F1.–F3. táblázat*). A skálahozadéknak nincs jelentősége a vállalatok hatékonyságihiánya szempontjából. Ám miként az előzőekben láttuk, igen nagy a hatása a vállalatok jövedelmezőségére, tehát profitjára. Vizsgálnunk kellett azonban, hogy a csökkenő volumenhozadékot jelző paraméterek valóban szignifikánsak-e. Kijelenthetjük-e tehát, hogy a közepes vállalatok összességére és azon belül a belföldi és a külföldi vállalatokra az időszak egészében a csökkenő skálahozadék volt a jellemző. A paraméterek szignifikanciapróbájának eredményeit a 3. táblázat tartalmazza.

3. táblázat

A vállalatok csökkenő mérethozadéka 1992 és 2000 között, szignifikanciapróba

| Év | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|-------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Összes vállalat | -0,438** | -0,270** | -0,245** | -0,249** | -0,113** | -0,111** | -0,093** | -0,147** |
| Wald-teszt, $\chi^2(1)$ | 578,0** | 436,0** | 325,4** | 435,0** | 133,0** | 92,1** | 58,6** | 197,2** |
| Hazai vállalatok | -0,452** | -0,309** | -0,279** | -0,279** | -0,165** | -0,125** | -0,118** | -0,162** |
| Wald-teszt, $\chi^2(1)$ | 572,0** | 579,0** | 327,3** | 427,4** | 214,7** | 97,5** | 78,0** | 208,1** |
| Külföldi vállalatok | -0,241** | -0,130** | -0,182** | -0,195** | -0,073** | -0,118** | -0,067* | -0,159** |
| Wald-teszt, $\chi^2(1)$ | 13,3** | 15,5** | 35,0** | 47,7** | 15,0** | 22,1** | 7,6* | 46,8** |

*0,05 szinten szignifikáns, **0,01 szinten szignifikáns.

A 3. táblázat adatai alapján egyértelmű, hogy a közepes vállalatok – belföldiek és külföldiek – 1992 és 2000 között csökkenő volumenhozadékkal működtek. Ezek után alkalmazhattuk az előzőekben leírt modellt a vállalatok átlagos profithiányának meghatározására. Az eredményeket a 4. táblázat foglalja össze.

4. táblázat

A vállalatok átlagos profithiánya 1992 és 2000 között
(százalék)

| Év | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|---------------------|-------|------|------|------|-------|------|-------|------|
| Összes vállalat | 106,8 | 89,0 | 77,4 | 69,3 | 14,1 | 17,6 | 1,8 | 33,3 |
| Hazai vállalatok | 108,6 | 88,9 | 77,6 | 71,3 | 37,2 | 23,1 | 19,9 | 39,9 |
| Külföldi vállalatok | 96,6 | 82,1 | 80,1 | 61,8 | -18,7 | 25,8 | -25,1 | 33,5 |

A 4. táblázatból jól látható, hogy a vállalatok átlagos profithiánya a kezdeti igen magas értékről fokozatosan csökkent az 1990-es évek végéig. Az 1992. évi 100 százalékos meghaladó érték annak tudható be, hogy a közepes vállalatok jelentős többsége – az összes magyar vállalathoz hasonlóan – a transzformációs visszaesés mélypontján veszteséges volt. Meglepő viszont, hogy az átlagos profithiány 2000-ben újra magasra ugrott az összes közepes vállalat és annak mindkét csoportja esetében. A 4. táblázat adatai szerint a belföldi tulajdonú vállalatok profithiánya – 1995 és 1998 kivételével – meghaladta a külföldi tulajdonúakét. Mélyebb elemzést igénylő kérdés, hogy mi történt az említett két évben. Egyelőre annyit állapíthatunk meg, hogy ezekben az években valószínűleg nem a hazai vállalatok jövedelmezősége javult látványosan, hanem a külföldieké esett vissza.

A 4. táblázat adatai arra is rávilágítanak, hogy 1997-ben és 1999-ben a külföldi tulajdonú középállalatok tényleges profitja meghaladta az elméleti profitmaximumukat. Ez

több ok miatt történhetett. Lehetséges, hogy a külföldi közép vállalatokra nem érvényes általában az árelfogadó magatartásra vonatkozó feltevés. Tehát elképzelhető, hogy az említett években a vállalatok magasabb áron értékesítették kibocsátásukat és/vagy alacsonyabb áron szereztek be ráfordítási tényezőiket, mint a versenypiaci ár. Más okok is meghúzódhattak azonban a magas profitok mögött. Így például ugrásszerűen nőhetett a külföldi cégek allokációs hatékonysága, vagy pedig piaci körülményeik változhattak igen kedvező módon. Az okok vizsgálatára a profithiány tényezőinek elemzésekor még visszatérünk.

Az előbbieket alapján annyi megállapítható, hogy a hatékonysághiány egymagában nem feltétlenül ad teljes magyarázatot a vállalatok gyenge jövedelmezőségére. Ezért egyszerű OLS-becslést végeztem a profithiány lehetséges magyarázó változóinak meghatározására. Ha a hatékonysághiány nem magyarázza meg kimerítően a vállalatok profithiányát, és feltesszük, hogy a vállalatok a termelési tényezők piacain is árelfogadók, akkor jövedelmezőségüket tulajdonosi szerkezetük, pénzügyi helyzetük és piaci körülményeik befolyásolhatják leginkább. A felírt modellben tehát a vállalatok profithiányát (*DPROF*) a hatékonysághiány (*EU*) és tényezőárfordításaik mellett a tulajdonosi szerkezetükre és regionális helyzetükre (*OWN* és *REG*) vonatkozó, a piaci pozícióikat jellemző (*MARSH*), valamint a pénzügyi helyzetüket befolyásoló változók (*SHDEBT*, *LDEBT* és *MON*) magyarázzák.

Sajátos exogén változója volt a modellnek a vállalatok exporthányada. Az exporthányadot az elmúlt évtizedben általában a vállalatok hatékonyságát, nemzetközi versenyképességét jellemző mutatóként kezeltük (lásd például Major [1995] és Halpern–Kőrösi [1998]). Az utóbbi évek tapasztalatai azonban azt mutatták, hogy – a magyar gazdaság elmélyülő nemzetközi integrációjával, a külföldi tulajdonú vállalatok magyarországi térnyerésével – az exportra, illetve a hazai piacra termelés általában nem különbözteti meg a vállalatokat. Ebből a szempontból a kis- és közép vállalatok többnyire kivételt jelentenek. E vállalatok számára ugyanis minőségi változást jelent, hogy egyáltalán kijutnak-e a nemzetközi piacokra, vagy pedig csak a hazai piacon, vagy annak egy kisebb szegmensében elégitik ki a keresletet. Az exporthányad mutatója tehát ebben a vállalati körben fontos információkat hordoz. A profithiányra vonatkozó becslési eredményeket és a becslés statisztikáját a *Függelék F4. táblázata* tartalmazza.

A becslések eredményétől azt várjuk, hogy minél nagyobb a vállalat hatékonysághiánya, annál nagyobb mértékű lesz tényleges profitjának eltérése az elméleti maximumtól. Az *F4. táblázat* adatai szerint a vállalatoknak az elméletileg elérhető profitmaximumuktól való eltérését valóban jelentős mértékben és a várt irányban befolyásolta hatékonysághiányuk ($\exp(\hat{u})$). Ugyancsak erőteljesen és pozitív irányban hatott a profithiányra a rövid távú kötelezettségek állománya (*SHDEBT*), majd az időszak vége felé a hosszú távú kötelezettségek állománya (*LDEBT*) is. Ugyanakkor a profithiány lényegesen mérséklődött a pénzeszközök (befektetett pénzügyi eszközök) és a vállalatok piaci részesedésének (*MARSH*) növekedésével. A közepes vállalatok exporthányada kezdetben erőteljesen, majd egyre kisebb mértékben és nem szignifikáns módon befolyásolta jövedelmezőséghiányukat. Érdekes megfigyelnünk, hogy az alapvető termelési tényezők közül a befektetett tárgyi eszközök és az alkalmazottak számának növekedése növelte, az anyagráfordítások emelkedése viszont csökkentette a közepes méretű vállalatok profithiányát. Ez a tény sajátos átváltási összefüggésre utal a vállalatok anyagfelhasználása, illetve munkaerő-felhasználása, valamint az eszközfelhasználás között.

A vizsgálatba bevont változók közül a rövid távú kötelezettségek állománya és a vállalatok pénzeszközeinek állománya, valamint piaci részarányuk gyakorolta a legnagyobb hatást a vállalatok profithiányára. A megfigyelt kapcsolat arra az összefüggésre világít rá, hogy a közép vállalatok sikeressége legnagyobb mértékben pénzügyi helyzetüktől függ.

Ha egy vállalat rövid távon jelentősen eladósodik, akkor megjósolható, hogy tartósan veszteséges is válik. Ugyanakkor a befektetett pénzeszközök növekedésével a jövedelmezőség javítható. Ez utóbbi összefüggés még egy fontos következtetéshez vezet: a közép vállalatok esetében is érvényesnek látszik, amit korábban (Major [1999]) az összes kettős könyvvitelű vállalattal kapcsolatban már megállapítottunk, hogy a vállalatok nem annyira kapacitásaik és termelésük növelésével, hanem inkább eszközállományuk pénzügyi befektetéssé történő átalakításával igyekeztek javítani gazdasági teljesítményükön. Ez racionális következménye volt a beruházások hozamkilátásai bizonytalanságának és magas kockázatának, valamint – a legutóbbi időkig – a pénzügyi befektetések viszonylag magas hozamának.

A vállalatok tulajdonosi szerkezete (OWN) és a profithiány kapcsolata igen meglepően alakult. Az állami tulajdon léte nem volt hatással a vállalatok jövedelmezőség hiányára. A külföldi tulajdonban lévő közepes cégek profithiányát a tulajdonforma többnyire szignifikánsan befolyásolta, méghozzá növelte! Ez alól kivételt csak a 2000. év jelentett. 2000-ben a tulajdonváltatók mindegyike szignifikánsnak bizonyult, és mérsékelte a profithiányt. Ez a jelentős fordulat részletesebb – és minden bizonnyal csak a vállalati interjúk elemzése alapján megadható – magyarázatot igényel. Az eredmények arra is rávilágítanak, hogy a külföldi tulajdonú vállalatok negatív profitelérése 1997-ben és 1999-ben minden bizonnyal nem elsősorban hatékonyságjavulásuknak, hanem piaci részesedésük megugrásának volt köszönhető. A belföldi magántulajdonban lévő vállalatok profithiányára a tulajdonforma általában nem volt lényeges hatással. A belföldi társasági tulajdonban lévő cégek tulajdonformája és profithiánya között pozitív, de többnyire nem szignifikáns volt a kapcsolat. Csupán a belföldi egyszemélyes magántulajdon megjelenése javította – ám szignifikánsan az is csak az évtized végén – a közepes vállalatok jövedelmezőségét az elérhető profitszinthez képest.

A vállalatok regionális elhelyezkedése statisztikailag csak ritkán volt szignifikáns hatással a profithiányukra. Megfigyelhető, hogy csak a budapesti régióban lévő vállalatok esetében tapasztaltunk szignifikáns kapcsolatot, ami azonban a profithiány növekedése irányában hatott. A vállalatok regionális elhelyezkedése alapján tehát nem vonhatók le egyértelmű következtetések a régió adottságai és a vállalat jövedelmezőségi szintje közötti kapcsolatáról. Az is érthető, hogy a budapesti régióban működő – vagy legalábbis budapesti központtal rendelkező – vállalatok voltak a legérzékenyebbek regionális helyzetükre. A vállalatok nagy hányada ugyanis ebben a régióban sűrűsödik.

A becslés statisztikai szerint a becsült paraméterek általában jó közelítést adják a függvények megfelelő paraméterértékeinek. A regressziós becslés szórásából a magyarázó változók által megmagyarázott rész – a kiigazított R^2 – közepes nagyságú: 0,40 körül mozog.

Összegezve, a közép vállalatok esetében megállapíthatjuk, hogy az elméleti profitmaximumtól való elmaradásuk és hatékonysághiányuk között szignifikáns és erőteljes kapcsolat létezett 1992 és 2000 között. Az elemzés alapján nem zárható ki, hogy ez a kapcsolat szimultán jellegű volt, tehát nem csupán a vállalatok hatékonysághiánya vezetett a lehetségesnél kisebb profit eléréséhez, hanem a profithiány is eredményezhette a vállalatok allokációs hatékonyságának elmaradását az elméleti maximumtól. Ezt támasztotta alá a Hausman–Wu-próba is, amely szerint a hatékonysághiány endogén változó volt a profithiányt becsülő egyenletben (lásd a *Függelék F5. táblázatát*). Azt is láttuk azonban, hogy az allokációs hatékonyság mellett más – elsősorban pénzügyi és piaci – tényezők is jelentősen befolyásolták a közép vállalatok gazdasági teljesítményeit.

A kapott eredmények szerint az állami, önkormányzati és a hazai magántulajdonban lévő közepes méretű vállalatok kisebb mértékben maradtak el a maximálisan elérhető profitszintjüktől, mint a külföldi tulajdonúak. Ez mindenképpen váratlan eredmény, bár

korábbi – az összes kettős könyvvitelű vállalatra kiterjedő – vizsgálataim szintén azt mutatták, hogy a külföldi tulajdonú vállalatok jövedelmezősége nem javult együtt hatékonyságukkal (Major [1995], [1999]).

A közepes vállalatok profithiányát döntő részben pénzügyi – és azon belül is rövid távú likviditási – pozíciójuk, valamint piaci helyzetük magyarázta. Az összes többi, még figyelembe vett tényező – így elsősorban a vállalatok fizikai eszközellátottsága, valamint a vállalatméret (a foglalkoztatottak számával mérve) – általában statisztikailag szignifikáns módon, de csak kisebb mértékben hatott jövedelmezőségi helyzetükre. A középvállalatok exportaktivitásának csak kisebb, de nem elhanyagolható szerepe volt a jövedelmezőségük alakulásában. A középvállalatok regionális helyzete nem hatott számottevően jövedelemtermelésükre.

Itt jegyzem meg, hogy az elemzés a középvállalatok egészére vonatkozott, és nem használt egy minden vizsonnyal jelentős hatását változót: a vállalatok ágazati hovatartozását. Számos korábbi vizsgálat bizonyította, hogy a vállalatok gazdasági teljesítményeire az ágazati hovatartozás – és ami azzal szorosan összefügg, a vállalatok piaci körülményei – nagyobb hatással vannak, mint tulajdonosi szerkezetük és sok más meghatározottságuk. A középvállalatok ágazati-piaci helyzetének elemzésére egy másik tanulmányban térünk vissza.

A rövid távú adósság, a pénzeszközök és a profithiány kapcsolata

A rövid távú eladósodottságnak és a pénzeszközöknek a vállalatok jövedelmezőségére gyakorolt domináns hatása kapcsán felmerül a kérdés, hogy valóban egyirányú-e a kapcsolat a profithiány és az azzal együtt járó hatékonysághiány, valamint a rövid távú kötelezettségek nagysága között?¹⁴ Nem lehetséges-e, hogy a vállalatok gyenge jövedelmezősége és hatékonysága magyarázza a rövid távú adósságállományuk felhalmozódását, vagy legalábbis szimultán jellegű a kapcsolat az említett változók között? A Hausman–Wu-próba szerint mindkét változó szimultán kapcsolatban állt a vállalatok profithiányával. A próba szignifikáns és a várt irányú eredményt hozta (lásd a *Függelék F5. táblázatát*). Ebből következik, hogy az említett változók szerepeltetése az egyszerű OLS becslőfüggvényben torzított becsléshez vezet.

Az eredmények alapján indokoltnak bizonyult tehát, hogy a rövid lejáratú kötelezettségeket és a pénzeszközöket, mint endogén változókat instrumentális változókkal helyettesítve végezzünk becslést a profithiány tényezőire. A LIML-becslést (*Limited Information Maximum Likelihood*) két lépésben végeztem el. Először a két pénzügyi változót – a rövid lejáratú kötelezettségeket (*SHDEBT*) és a pénzeszközöket (*MON*) tekintettem endogén változónak, és helyettesítettem instrumentális változókkal. A LIML-becslés eredményeit a *Függelék F6. táblázata* mutatja. Ezt követően a vállalatok hatékonysághiányát (*EU*) kezelttem endogén változóként, és helyettesítettem instrumentális változóval. Az így végzett becslés eredményei a *Függelék F7. táblázatában* találhatóak. Mind az *F6.*, mind az *F7. táblázat* adatai lényeges és érdekes változásokat mutatnak az *F4. táblázatban* bemutatott eredményekhez képest. A legszembetűnőbb változás az, hogy a pénzügyi mutatók instrumentális változókkal történt helyettesítése felerősítette a fizikai eszközök és a munkaráfördítés hatását a vállalatok profithiányára. Egyúttal a munkaráfördítések esetében a hatás iránya is megfordult: a létszám növekedésével csökkent a vállalatok profithiánya. Ez az eredmény megerősíti Köllő [2001] nagyvállalati esettanulmányokból nyert tapasztalatait, amelyek szerint a vállalatok a dolgozók „pihentetésével”, illetve

¹⁴ Erre a szempontra Laki Mihály hívta fel a figyelmemet.

kedvező piaci kilátások esetén a létszám gyors növelésével rugalmasan képesek alkalmazkodni, és ezt az utat járják profitjuk maximalizálása érdekében. Az átváltási összefüggés a létszám és az anyagráfordítások, valamint a fizikai eszközök felhasználása között most is fennmaradt, csak éppen ellentétes irányban működött, mint a korábbi becslésben. A profithiány az eszközfelhasználással, valamint az anyagfelhasználással együtt nőtt, míg a munkafelhasználás növekedésével csökkent.

Bizonyos mértékig az előbbiekkel megegyező, részben azonban attól eltérő eredményeket hozott a vállalatok hatékonysághiányának endogén változóként kezelése. A legmeglepőbb változás a korábbi eredményekhez képest az volt, hogy a középvállalatok profithiányát most a piaci részesedésük egyáltalán nem befolyásolta. A rövid távú eladósodásuk hatása bizonytalanabbá és gyakorta ellentétes előjelűvé vált, mint amit az egyszerű OLS-becslés esetén tapasztaltunk. Hasonló megfigyelést tehattünk a pénzeszközöknek a vállalatok profithiányára gyakorolt hatásáról is. Felerősödött ugyanakkor a vállalatok hosszú távú eladósodásának (*LDEBT*) hatása. A legérdekesebb változásnak azonban azt tekintem, hogy a LIML-becslésben nem szerepeltethettük egyszerre endogén változóként a hatékonysághiányt és a már említett két pénzügyi változót, mert ez „lerontotta” a becslést. Ez az eredmény ahhoz a következtetéshez vezet, hogy a szimultán kapcsolat nem csupán a pénzügyi változók és a profithiány, valamint a hatékonysághiány és a profithiány között állt fenn, hanem az minden bizonnyal létezett a pénzügyi mutatók és a hatékonyság-hiány között is.

Az elemzés eredményei alapján megállapíthatjuk tehát, hogy a vállalatok hatékonysága, jövedelmezősége, pénzügyi helyzete, valamint piaci pozíciói között igen bonyolult kölcsönhatások érvényesül(het)nek. Ezek feltárása a cikk első részében bemutatottnál részletesebb és bonyolultabb elméletet, valamint bonyolultabb ökonometriai módszereket igényel. Az imént közölt eredmények arra is felhívják a figyelmet, hogy a profit és a vállalati költségek kapcsolata további elmélyült vizsgálatot tesz szükségessé. Jól ismert tény, hogy a vállalatok jövedelmezőségi és költségadatai a mérlegeik legkevésbé megbízható mutatói közé tartoznak. Ezeknek az adatoknak megbízhatósága általában annál alacsonyabb fokú, minél kisebb egy cég. A mérlegadatok azonban önmagukban nem, vagy csak nagyon korlátozottan teszik lehetővé a vállalati profit és a költségek közötti áramlások – gyakorlatilag a profitnak költségek mögé bújtatása – nyomon követését. Ez az igen bonyolult kérdéskör részben a vállalati kérdőívek feldolgozásának, illetve a mérlegek további strukturális elemzésének tárgya lehet.

Összefoglalás és következtetések

A tanulmány – határtermelési függvényekkel és azok becsült paramétereinek felhasználásával számított elméleti profitmaximumszintekkel – azt vizsgálta, hogy átlagosan milyen messze voltak a hazai középvállalatok az elméletileg elérhető maximális profitszintjüktől az 1992 és 2000 közötti időszakban. Bemutatta, hogy a középvállalatok hatékonysághiánya – tehát alacsony fokú allokációs hatékonyságuk – jelentős mértékben és statisztikailag szignifikáns módon befolyásolta profithiányuk kialakulását. Az eredmények alapján nem zárható ki az sem – sőt, szinte bizonyos –, hogy a hatékonysághiány és a profithiány között szimultán kapcsolat létezik. A hatékonyság és a jövedelmezőség között talált szoros és szignifikáns összefüggés nem ad alapot arra, hogy a vállalatok jövedelmezőségének és a jövedelmezőséget befolyásoló tényezőknek a vizsgálatát „sutba dobjuk”, és azt termelékenységük elemzésével helyettesítsük, mint amit *Nickell* [1996] írása sugall.

A hatékonysághiány és a jövedelmezőséghiány szimultán kapcsolatára vonatkozó sejtést Hausman–Wu-próba segítségével ellenőriztem. A modellbecslés eredményei alátá-

masztották, hogy a vállalatok által elérhető termelésmaximum és profitmaximum szimultán módon meghatározható. Így annak sincs akadálya, hogy a vállalatok hatékonysághiányát és jövedelmezőséghiányát is szimultán módon becsüljük.

A vállalati jövedelmezőségvizsgálatokat sokan azért is kételkedve fogadják, mert – nem is mindig alaptalanul – feltételezik, hogy a vállalatok adózási megfontolásokból és más haszonmaximalizálási szempontok szerint manipulálják a jövedelmezőséget döntően befolyásoló költségadataikat. A középvállalatok profithiányának vizsgálata azonban nem támasztotta alá, hogy a vállalati nyereség és a vállalat alokációs hatékonysága egymástól teljesen elszakadva változnának. Ugyanakkor az adatok egyszerű áttekintése alapján is megállapíthattuk, hogy a vállalatok többségének nyeresége a nulla szint körüli, nem túl tág intervallumban mozog.

A középvállalatok profithiányát – alacsony és a nagyvállalatokétól elmaradó hatékonysága mellett – rövid távú pénzügyi és piaci helyzetük magyarázta. A vállalatok rövid távú eladósodása növelte, pénzügyi eszközeik állományának bővülése viszont mérsékelte profithiányukat. Ugyancsak hasonló átváltási összefüggést tapasztaltunk a vállalatok termelési tényezőinek esetében: profithiányuk együtt nőtt a tárgyi eszközök állományával és anyagfelhasználásukkal, viszont csökkent az alkalmazotti létszámuk növekedésével.

A vállalatok tulajdonosi szerkezete és a jövedelmezőséghiány mértéke közötti összefüggés meglepő eredményt hozott: a közepes vállalatok profithiánya egészen 2000-ig „magánosítottágukkal” együtt nőtt, ha a belföldi társasági tulajdont, valamint a külföldi tulajdont erőteljesebb tulajdonosi kontrollt biztosítónak tekintjük, mint az egyszemélyes hazai magántulajdont. Azaz, a külföldi tulajdon léte nagyobb, a hazai társasági tulajdoné kisebb és az állami tulajdon jelenléte még kisebb mértékben növelte a vállalat profithiányát. A belföldi magántulajdon jelenléte pedig egyenesen mérsékelte azt. Ez az eredmény ellentmond annak az általános vélekedésnek, hogy a külföldi tulajdonban lévő vállalatok kivétel nélkül jobb gazdasági teljesítményeket nyújtanak, mint magyar társaik. A profithiány mértéke természetesen még nem mond semmit a jövedelmezőség szintjéről. A külföldi tulajdonú vállalatok lehetnek átlagosan messzebb a saját elméleti profitmaximumuktól, mint a magyar cégek és ugyanakkor lehetnek jövedelmezőbbek az utóbbiaknál. A külföldi tulajdonú középvállalatoknak a hazai magántulajdonú társaságokét meghaladó profithiánya azonban alátámasztja más elemzések eredményeit, amelyek szerint a külföldi tulajdonú vállalatok igen jelentős hányada is alacsony hatékonysággal és jövedelmezőséggel működik.

A rövid távú eladósodottság meghatározó szerepe a vállalatok profithiányában megerősíti azt a más empirikus ismereteken alapuló véleményt, hogy a középvállalatok fejlődési lehetőségét, nagyvállalattá válásuk esélyeit alapvetően pénzügyi helyzetük korlátozza. Vállalati interjúink is alátámasztották, hogy a magyar vállalkozók közül többen a középvállalatot tekintik a legéletképtelenebb vállalkozási formának. Ahogy egyikük megfogalmazta: „A közepes méretű vállalat ahhoz túl nagy, hogy a tulajdonosai és családtagjaik személyes fogyasztását szolgálja, ahhoz viszont túl kicsi, hogy teljesíthető feltételekkel juthasson külső fejlesztési forrásokhoz.”

Elemzésünk másik érdekes eredménye, hogy olyan fontosnak gondolt magyarázó tényezők mint például a vállalatok exportaktivitása vagy regionális elhelyezkedése a középvállalatok jövedelmezőségi szintjét csökkenő mértékben, illetve nem befolyásolta. Megjegyzem, hogy számos más tényezőt is figyelembe lehetett volna venni, amelyek akár lényeges mértékben hatnak a középvállalatok teljesítményeire. Így például vizsgálhattam volna a vállalatok piaci környezetének – a piaci koncentrációnak, az ágazati tőkekoncentrációnak, a pénzpiacokról a középvállalatok felé áramló jelzéseknek – a hatásait jövedelmezőségükre. Ezek a részletesebb és több információt igénylő elemzések a jövőre maradnak. A profithiány elemzését elvégeztem azonban egyes ágazatokra is. Az ágazati

eredmények ismertetése egy következő írás tárgya lehet. Az elemzés egyik további gyenge pontja, hogy statikus modellekkel dolgoztam, miközben jól tudjuk, hogy számos, a vállalati jövedelmezőséget befolyásoló változó csak bizonyos késleltetéssel fejti ki hatását. A dinamikus vizsgálatok is egy későbbi kutatás tárgyát képezhetik.

Végül: azt tapasztaltuk, hogy a középállalatok hatékonysághiánya meglehetősen stabil maradt az 1992 és 2000 közötti időszakban. A transzformációs válság időszakának kiugró hatékonysághiánya először jelentősen mérséklődött, majd 1994 és 1998 között gyakorlatilag stagnált, ezt követően pedig 1999–2000-ben a mutató romlott. A vállalatok profithiánya 1992 és 1997 között jelentősen mérséklődött, azt követően azonban szélsőségesen változott, és 2000-ben újra igen magas szintre ugrott. Az ingadozás mértékében főként a külföldi cégek hullámzó adatai játszottak szerepet. A profithiány erőteljes növekedése az évtized fordulóján azért tűnik meglepőnek, mert ebben az évben a magyar gazdaság növekedése az 1995–1996 utáni fellendülés csúcspontjára jutott, továbbá a kormányzat nagy volumenű vállalkozásfejlesztési programokat hirdetett, amelyek azonban ténylegesen csak igen kevés pótlólagos forráshoz juttatták a közepes méretű vagy kisebb vállalatokat.¹⁵ A középállalatok gyenge eredményei arra utalnak, hogy a beharangozott fejlesztési programok tényleges hatása egyelőre igen mérsékelt volt, és azokat tovább gyengítette a nemzetközi – azon belül a nyugat-európai – gazdaságok lassulása, illetve piacok beszűkülése. Igaz, a középállalatok többsége elsősorban a hazai piacra termel, de a magyar gazdaság romló lehetőségeit ezek a vállalatok is – nem kizárt, hogy az elsők között – erőteljesen megérik.

Hivatkozások

- AIGNER, D.–LOVELL, K.–SCHMIDT, P. [1977]: Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, (6), 21–37. o.
- BRADA, J.–KING, A.–MA, C. [1997]: Industrial Economics of the Transition: Determinants of Enterprise Efficiency in Czechoslovakia and Hungary. *Oxford Economic Papers*, (49), 104–127. o.
- CZAKÓ ÁGNES–KUCZI TIBOR–LENGYEL GYÖRGY–VAJDA ÁGNES [1994]: Vállalkozások és vállalkozók. KSH–BKE, Budapest.
- EARLE, J. S.–FRYDMAN, R.–RAPACZYNSKI, A.–TURKEWITZ, J. [1994]: Small Privatization: The Transformation of Retail Trade and Consumer Services in the Czech republic, Hungary and Poland. Central European University Press, Budapest–London–New York.
- HALPERN LÁSZLÓ–KÖRÖSI GÁBOR [1998]: Corporate Performance in Transition. *Econometric Analysis of Hungarian Exporting Firms, 1985–1994*. Megjelent: *Halpern, L.–Wyplosz, C.* (szerk.): *Hungary: Towards A Market Economy*. Cambridge University Press, Cambridge, 192–212. o.
- HALPERN LÁSZLÓ–KÖRÖSI GÁBOR [2001a]: Efficiency and market share in the Hungarian corporate sector. *The Economics of Transition*, Vol. 9. No. 3. 559–592. o.
- HALPERN LÁSZLÓ–KÖRÖSI GÁBOR [2001b]: Mark-ups in the Hungarian Corporate Sector. WDI Working paper, No. 411. augusztus.
- KIS- ÉS KÖZÉPVÁLLALKOZÁSOK... [2001]: A kis- és középállalkozások helyzete 2001. Éves jelentés. Kisvállalkozás-fejlesztési Intézet, Budapest.
- KNIGHT, F. H. [1921/1985]: Risk, Uncertainty and Profit. University of Chicago Press, Chicago.
- KONINGS, J.–REPKIN, A. [1998]: How Efficient Are Firms in Transition Countries? Firm-Level Evidence from Bulgaria and Romania. CEPR Discussion Paper, No. 1839. CEPR, London.
- KORNAI JÁNOS [1993]: Transzformációs visszaesés. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz. 569–599. o.
- KÓ NATASA [2002]: A nagyvállalkozói mélyinterjúk pszichológiai értelmezése. *Közgazdasági Szemle*, 1. sz. 59–73. o.

¹⁵ Ilyen volt például a Széchenyi-terv, amely ugyan csak 2001-ben indult, de már a megelőző évben sokat beszéltek róla, ami befolyásolhatta a vállalkozók várakozásait és üzleti döntéseit.

- KÖHEGYI KÁLMÁN [2001]: Növekvő és zsugorodó vállalkozások. *Közgazdasági Szemle*, 4. sz. 320–337. o.
- KÖLLŐ JÁNOS [2001]: Meddig tart a rendszerváltás? *BWP*, 11. sz. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- KUCZI TIBOR–LENGYEL GYÖRGY [2001]: The Spread of Entrepreneurship in Eastern Europe. Megjelent: *Meusberger, P.–Jöns, H.* (szerk.) *Transformations in Hungary. Essays in Economy and Society*. Physica Verlag, Heidelberg, 157–172. o.
- LAKI MIHÁLY [1998]: Kisvállalkozás a szocializmus után. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*, Budapest.
- LAKI MIHÁLY [2001]: Az újonnan alapított magánvállalatok teljesítménye. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 965–979. o.
- LAKI MIHÁLY [2002]: A nagyvállalkozók tulajdonszerzési esélyeiről. *Közgazdasági Szemle*, 1. sz. 45–58. o.
- LENGYEL GYÖRGY [2002]: Social Capital and Entrepreneurial Success. *Hungarian Small Enterprises Between 1993 and 1996*. Megjelent: *Bonell, V. E.–Gold, T. B.* (szerk.): *The New Entrepreneurs of Europe and Asia. Patterns of Business Development in Russia, Eastern Europe and China*. Sharpe, Armonk (Egyesült Államok)–London (Egyesült Királyság) 256–77. o.
- MAJOR IVÁN [1995]: Hová lett a profit? *Közgazdaság*, 9. sz. 20–29. o.
- MAJOR IVÁN [1999]: The Transforming Enterprise. *Comparative Economic Studies*, XLI. 2–3. 61–110. o.
- NICKELL, S. [1996]: Competition and Corporate Performance. *Journal of Political Economy*, Vol. 104. No. 4. 724–746. o.
- NICKELL, S.–NICOLITSAS, D.–DRYDEN, N. [1997]: What makes firms perform well? *European Economic Review*, (41), 783–796. o.
- RÓNA-TAS ÁKOS [1997]: *The Great Surprise of the Small Transformation: The Demise of Communism and the Rise of the Private Sector in Hungary*. The University of Michigan Press, Ann Arbor.

Függelék

F1. táblázat

Középvállalatok határtermelési függvényének maximum likelihood becslése, 1992–2000, összes vállalat
(függő változó: log *GDP*)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Konstans (a_1) | 1,84** | 1,37** | 1,38** | 1,50** | 0,978** | 1,03** | 0,960** | 1,25** |
| Log L (a_2) | 0,177** | 0,266** | 0,257** | 0,248** | 0,328** | 0,331** | 0,352** | 0,371** |
| Log K (a_3) | 0,385** | 0,464** | 0,497** | 0,503** | 0,558** | 0,559** | 0,556** | 0,482** |
| $a_2 + a_3$ | 0,562 | 0,730 | 0,754 | 0,751 | 0,886 | 0,89 | 0,908 | 0,853 |
| Szigma | 1,20** | 1,05** | 1,03** | 1,07** | 1,11** | 1,17** | 1,17** | 1,18** |
| Lambda | 2,05** | 2,24** | 2,01** | 2,09** | 2,29** | 2,34** | 2,07** | 2,19** |
| Log likelihood | -4130 | -4270 | -4660 | -5320 | -6090 | -7070 | -7560 | -8090 |
| Vállalatok száma | 3419 | 4229 | 4411 | 4836 | 5476 | 6101 | 6396 | 6816 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

F2. táblázat

Középvállalatok határtermelési függvényének maximum likelihood becslése, 1992–2000,
belföldi tulajdonú vállalatok
(fügő változó: log GDP)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Konstans (a_1) | 1,83** | 1,50** | 1,47** | 1,57** | 1,14** | 1,00** | 1,00** | 1,28** |
| LogL (a_2) | 0,195** | 0,269** | 0,259** | 0,260** | 0,338** | 0,370** | 0,381** | 0,398** |
| LogK (a_3) | 0,353** | 0,422** | 0,462** | 0,461** | 0,498** | 0,505** | 0,501** | 0,440** |
| $a_2 + a_3$ | 0,528 | 0,691 | 0,721 | 0,721 | 0,836 | 0,875 | 0,882 | 0,838 |
| Szigma | 1,15** | 1,03** | 1,00** | 1,02** | 1,04** | 1,06** | 1,07** | 1,13** |
| Lambda | 1,99** | 2,24** | 1,91** | 1,91** | 2,02** | 1,92** | 1,79** | 2,09** |
| Log likelihood | 3680 | -3790 | -3840 | -4230 | -4610 | -5280 | -5630 | -6180 |
| Vállalatok száma | 3 101 | 3 649 | 3 638 | 3 936 | 4 280 | 4 752 | 4 924 | 5 356 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

F3. táblázat

Középvállalatok határtermelési függvényének maximum likelihood becslése, 1992–2000:
külföldi tulajdonú vállalatok
(fügő változó: log GDP)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Konstans (a_1) | 1,51** | 1,02** | 1,36** | 1,50** | 1,04** | 1,32** | 1,06** | 1,55** |
| LogL (a_2) | 0,313** | 0,316** | 0,290** | 0,243** | 0,318** | 0,280** | 0,317** | 0,323** |
| LogK (a_3) | 0,447** | 0,554** | 0,528** | 0,563** | 0,608** | 0,602** | 0,616** | 0,518** |
| $a_2 + a_3$ | 0,76 | 0,87 | 0,818 | 0,806 | 0,926 | 0,882 | 0,933 | 0,841 |
| Szigma | 1,39** | 1,10** | 1,07** | 1,21** | 1,23** | 1,33** | 1,35** | 1,30** |
| Lambda | 2,91** | 2,92** | 2,82** | 3,31** | 3,56** | 3,64** | 3,00** | 3,04** |
| Log likelihood | -408 | -608 | -797 | -1000 | -1340 | -1610 | -1840 | -1780 |
| Vállalatok száma | 318 | 580 | 773 | 900 | 1196 | 1349 | 1472 | 1474 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

F4. táblázat
A profithiányt magyarázó tényezők 1992 és 2000 között, összes vállalat
(fügő változó: *DPROF*)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| <i>c</i> | -0,625** | -1,47** | -2,18** | -2,00** | -4,30** | -4,57** | -3,31** | -2,85** |
| <i>EU</i> | 0,900** | 1,77** | 2,68** | 2,43** | 5,26** | 5,32** | 4,01** | 4,43** |
| <i>OWN</i> ₁ | 0,019 | -0,009 | -0,006 | 0,0 | 0,045 | 0,090 | 0,088 | 0,0 |
| <i>OWN</i> ₂ | -0,016 | -0,004 | -0,031 | -0,041 | -0,069 | -0,024 | -0,084 | -1,03** |
| <i>OWN</i> ₃ | 0,0 | 0,056 | 0,088 | 0,137** | 0,191* | 0,212* | 0,178 | -0,833** |
| <i>OWN</i> ₄ | 0,130** | 0,181** | 0,157** | 0,087* | 0,077 | 0,045 | 0,043 | -0,915** |
| <i>OWN</i> ₅ | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | -0,899** |
| <i>REG</i> ₁ | 0,029 | 0,082** | 0,033 | 0,073* | 0,135* | 0,060 | 0,044 | 0,175 |
| <i>REG</i> ₂ | -0,007 | 0,029 | 0,01 | 0,028 | -0,077 | 0,044 | 0,032 | 0,229 |
| <i>REG</i> ₃ | -0,016 | 0,013 | -0,029 | 0,035 | -0,106 | -0,037 | -0,043 | 0,179 |
| <i>REG</i> ₄ | -0,003 | -0,021 | -0,025 | -0,005 | -0,026 | -0,002 | 0,009 | 0,257 |
| <i>REG</i> ₅ | -0,012 | 0,012 | -0,020 | 0,003 | -0,056 | -0,012 | -0,041 | 0,196 |
| <i>REG</i> ₆ | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,134 |
| <i>MARSH</i> | -2,62* | -3,34* | -0,986 | -2,50 | -14,7** | -14,5** | -17,8** | -14,2** |
| <i>EXPSH</i> | -0,087** | -0,166** | -0,200** | -0,194** | -0,135* | -0,065 | -0,116* | -0,054 |
| <i>SHDEBT</i> | 1,38** | 1,13** | 1,47** | 1,28** | -0,021 | 0,187** | 0,339** | 0,572** |
| <i>LDEBT</i> | 1,17** | 0,955** | 1,36** | 1,64** | 0,942** | 0,313** | 0,014 | 0,989** |
| <i>PHYS</i> | 0,664** | 0,591** | 0,725** | 0,504** | 0,714** | 0,779** | 0,380** | -0,070 |
| <i>MON</i> | -0,768** | -0,800** | -1,20** | -1,47** | -1,57** | -0,828** | -2,01** | -1,47** |
| <i>MAT</i> | -0,136** | -0,122** | -0,297** | -0,219** | -0,114** | -0,081** | -0,106** | -0,181** |
| <i>L</i> | 0,004** | 0,003** | 0,003** | 0,004** | 0,001** | 0,003** | 0,003** | 0,004** |
| LM hetero- szkedaszticitás teszt | 212** | 128** | 327** | 240** | 212** | 15,8** | 39,8** | 8,81** |
| Jarque-Bera-teszt | 753** | 1 810** | 3 890** | 4 240** | 13 700** | 15 100** | 8 510** | 12 800** |
| Ramsey's RESET2 | 13,6** | 66,5** | 81,3** | 8,82** | 218** | 196** | 8,27** | 0,873 |
| A regresszió standard hibája | 0,389 | 0,505 | 0,578 | 0,685 | 1,31 | 1,40 | 1,27 | 0,980 |
| <i>F</i> -teszt | 121** | 94,6** | 154** | 121** | 176** | 168** | 71,6** | 104** |
| Kiigazított <i>R</i> ² | 0,414 | 0,309 | 0,412 | 0,334 | 0,392 | 0,356 | 0,182 | 0,248 |
| Log likelihood | -1 600 | -3 070 | -3 810 | -4 990 | -9 130 | -10 600 | -10 500 | -8 750 |
| Vállalatok száma | 3402 | 4195 | 4386 | 4808 | 5422 | 6040 | 6355 | 6262 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

F5. táblázat

Hausman–Wu-próba a profiteltérés és a rövid távú adósság közötti szimultán kapcsolatra, 1992–2000 között – összes vállalat (függő változó: *DPROF*)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|------------------|----------|----------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|
| <i>EU</i> | -2,07** | -3,59** | -5,69** | -6,14** | -0,57 | -3,79** | -3,69** | -1,66** |
| <i>SHDEBT</i> | 3,49** | 3,19** | 4,19** | 3,57** | 0,34** | 0,68** | 3,59** | 3,55** |
| <i>MON</i> | -19,30** | -11,30** | -9,13** | -8,18** | -1,92* | -5,60** | -7,76** | -18,1** |
| Vállalatok száma | 3402 | 4195 | 4385 | 4808 | 5422 | 6040 | 6355 | 6262 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

Megjegyzés: az *EU*, a *SHDEBT* és a *MON* az OLS redukált formájából (instrumentális változókkal) becsült változó a hatékonysághiányra, a rövid távú adósságra és a pénzeszközökre. Az instrumentumok: az *EU* esetében a vállalatok immateriális eszközei (*HCAP*) és általános költségei (*GENCO*), a *SHDEBT* esetében a vállalatok nettó pénzeszközei (*NETMON*) és a vállalatok összes költsége (*TOTCO*), a pénzeszközök esetében a vállalatok befektetett eszközei (*PHYS*) és a vállalatok létszáma (*EMPLO*) voltak.

F6. táblázat

A profithiányt magyarázó tényezők becslése instrumentális változókkal 1992 és 2000 között, összes vállalat (endogén változók: *SHDEBT*, *MON*) (függő változó: *DPROF*)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|-----------------------------------|----------|----------|----------|---------|----------|----------|---------|---------|
| <i>C</i> | -0,078 | -1,15** | -1,86** | -1,50** | -4,20** | -4,29** | -2,94** | -2,67** |
| <i>EU</i> | 0,665** | 1,71** | 2,59** | 2,23** | 5,24** | 5,19** | 3,85** | 4,81** |
| <i>OWN</i> ₁ | 0,062** | 0,01 | 0,054 | 0,0 | 0,084 | 0,150 | 0,153 | 0,0 |
| <i>OWN</i> ₂ | -0,020 | -0,005 | -0,023 | -0,069* | -0,074 | -0,027 | -0,116 | -1,29** |
| <i>OWN</i> ₃ | 0,0 | 0,060 | 0,120* | 0,132** | 0,214* | 0,244* | 0,183 | -1,01** |
| <i>OWN</i> ₄ | 0,068* | 0,141** | -0,126* | 0,005 | 0,051 | 0,012 | -0,022 | -1,16** |
| <i>OWN</i> ₅ | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | -1,05** |
| <i>REG</i> ₁ | -0,042 | 0,039 | -0,051 | -0,040 | 0,075 | -0,028 | -0,059 | 0,055 |
| <i>REG</i> ₂ | -0,016 | 0,031 | -0,011 | -0,014 | -0,087 | 0,015 | -0,013 | 0,171 |
| <i>REG</i> ₃ | 0,0 | 0,019 | -0,036 | 0,017 | -0,098 | -0,039 | -0,053 | 0,124 |
| <i>REG</i> ₄ | 0,035 | 0,009 | -0,01 | 0,016 | -0,017 | 0,012 | 0,011 | 0,204 |
| <i>REG</i> ₅ | -0,011 | 0,021 | -0,019 | 0,009 | -0,056 | -0,009 | -0,044 | 0,153 |
| <i>REG</i> ₆ | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,113 |
| <i>MARSH</i> | -4,49** | -5,27** | -9,43** | -8,85** | -21,2** | -19,7** | -21,1** | -11,3 |
| <i>EXPSH</i> | -0,054 | -0,089** | -0,103** | -0,068 | -0,068 | 0,036 | 0,013 | 0,003 |
| <i>SHDEBT</i> | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| <i>LDEBT</i> | 1,24** | 0,957** | 1,17** | 1,07** | -0,088** | 0,157** | 0,256** | -14,7* |
| <i>PHYS</i> | 1,08** | 0,875** | 1,32** | 1,55** | 1,10** | 0,290** | 0,002 | 0,205** |
| <i>MON</i> | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| <i>MAT</i> | 0,796** | 0,778** | 0,953** | 0,695** | 0,588** | 0,806** | 0,421** | 0,277** |
| <i>L</i> | -0,833** | -0,758** | -1,26** | -1,49** | -1,45** | -0,853** | -2,13** | -1,08* |
| Küigazított <i>R</i> ² | 0,282 | 0,240 | 0,336 | 0,261 | 0,383 | 0,348 | 0,161 | 0,162 |
| A regresszió | | | | | | | | |
| standard hibája | 0,430 | 0,529 | 0,614 | 0,721 | 1,32 | 1,41 | 1,28 | 1,03 |
| Vállalatok száma | 3402 | 4195 | 4386 | 4808 | 5422 | 6040 | 6355 | 6262 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

F7. táblázat

A profithiányt magyarázó tényezők becslése instrumentális változóval 1992 és 2000 között,
 összes vállalat (endogén változó: *EU*)
 (függő változó: *DPROF*)

| Megnevezés | 1992 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 |
|-----------------------------------|----------|----------|----------|----------|------|----------|----------|----------|
| <i>C</i> | -0,073 | -1,12** | -1,79** | -1,51** | - | -4,32** | -2,97** | -2,46** |
| <i>EU</i> | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | - | 0,0 | 0,0 | 0,0 |
| <i>OWN</i> ₁ | 0,664** | 1,69** | 2,59** | 2,27** | - | 5,27** | 3,93** | 4,45** |
| <i>OWN</i> ₂ | 0,061* | -0,002 | 0,004 | 0,0 | - | 0,124 | 0,114 | 0,0 |
| <i>OWN</i> ₃ | -0,021 | -0,006 | -0,033 | -0,042 | - | -0,029 | -0,112 | -1,20** |
| <i>OWN</i> ₄ | 0,0 | 0,057 | 0,098* | 0,147** | - | 0,234* | 0,178 | -0,975** |
| <i>OWN</i> ₅ | 0,068* | 0,140** | 0,121* | 0,041 | - | 0,016 | -0,013 | -1,15** |
| <i>REG</i> ₁ | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | - | 0,0 | 0,0 | -1,01** |
| <i>REG</i> ₂ | -0,042 | 0,034 | -0,045 | -0,027 | - | -0,012 | -0,041 | 0,164 |
| <i>REG</i> ₃ | -0,016 | 0,027 | -0,015 | -0,007 | - | 0,021 | -0,002 | 0,258 |
| <i>REG</i> ₄ | -0,001 | 0,017 | -0,037 | 0,025 | - | -0,042 | -0,053 | 0,208 |
| <i>REG</i> ₅ | 0,034 | -0,005 | -0,024 | 0,004 | - | 0,007 | 0,006 | 0,302 |
| <i>REG</i> ₆ | -0,011 | 0,018 | -0,020 | 0,011 | - | -0,007 | -0,042 | 0,235 |
| <i>MARSH</i> | 0,0 | 0,0 | 0,0 | 0,0 | - | 0,0 | 0,0 | 0,188 |
| <i>EXPSH</i> | -4,12** | -1,92 | 0,741 | 1,86 | - | -10,0* | -15,5** | -1,74 |
| <i>SHDEBT</i> | -0,056 | -0,105** | -0,147** | -0,109** | - | 0,024 | -0,004 | 0,125** |
| <i>LDEBT</i> | 1,25** | 1,05** | 1,46** | 1,30** | - | 0,181** | 0,335** | 0,595** |
| <i>PHYS</i> | 1,08** | 0,856** | 1,25** | 1,54** | - | 0,292** | -0,018 | 0,869** |
| <i>MON</i> | 0,794** | 0,761** | 0,900** | 0,643** | - | 0,797** | 0,402** | 0,093 |
| <i>MAT</i> | -0,828** | -0,774** | -1,30** | -1,61** | - | -0,846** | -2,04** | -1,55** |
| <i>L</i> | -0,027 | -0,113** | -0,319** | -0,258** | - | -0,088** | -0,108** | -0,208** |
| Kiigazított <i>R</i> ² | 0,282 | 0,242 | 0,361 | 0,278 | - | 0,350 | 0,168 | 0,210 |
| A regresszió standard hibája | 0,430 | 0,528 | 0,603 | 0,713 | - | 1,41 | 1,28 | 1,00 |
| Vállalatok száma | 3402 | 4195 | 4386 | 4808 | - | 6040 | 6355 | 6262 |

* 0,05 szinten szignifikáns, ** 0,01 szinten szignifikáns.

Megjegyzés: 1997-ben a hatékonysághiány (*EU*) nem volt endogén.